



جامعة وهران 2

كلية العلوم الاجتماعية

أطروحة

للحصول على شهادة دكتوراه في العلوم

في الديموغرافيا

البنى الأسرية الجزائرية و تراكيبها العائلية
من خلال معطيات مسح 2006 (MICS3)،
تطورها، خصائصها و علاقتها بالخصوبة

مقدمة و مناقشة علنا من طرف

السيد: طعة عمر

أمام لجنة المناقشة

الاسم و اللقب	الرتبة	المؤسسة الأصلية	الصفة
أ. د. الطيب الوادي	أستاذ	جامعة وهران 2	رئيسا
أ. د. عبد الكريم فضيل	أستاذ	جامعة وهران 2	مقررا
د. راشدي خضرة	أستاذ محاضر أ	جامعة وهران 2	مناقشا
أ. د. حمزة شريف علي	أستاذ	جامعة تلمسان	مناقشا
أ. د. محمد بدروني	أستاذ	جامعة البليدة	مناقشا
د. عادل سيدي يخلف	أستاذ محاضر أ	جامعة تلمسان	مناقشا

السنة 2016/2017

كلمة شكر

أولاً ، الشكر و الحمد الجزيل لله عز و جل الذي أعاننا و أمدنا القوة و الجهد لإتمام هذا العمل، أتقدم بالشكر الجزيل للأستاذ الفاضل عبد الكريم فضيل أدامه الله و حفظة لقبوله الإشراف على هذا العمل و على كل توجيهاته و تفهمه و صبره، كما أتقدم بالشكر لكل من أعاننا في إتمام هذا العمل و لو بكلمة تشجيعية.

إهداء

إلى روح الوالدين الطاهرين، الأم التي حملتني وهنا على وهن
و الأب الجابري اسم على مسمى الذي جبر بخاطري عند مختلف
محطات حياتي الذي كان نعم السند في مشاق هذه الدنيا
و مصاعبها تغدما الله برحمته الواسعة و تجاوز عن سيئاتهما
و أرجو من كل من حملت يدها هذا العمل المتواضع و سقطت
عيناه على هذه الأسطر أن يترحم عليهما. إلى الزوجة الغالية
شريكة دربي و سبيلي التي قاسمتني لحظات هذه الحياة حلوها
و مرها و غمرتني بعاطفتها و صبرها، و تحملتني رغم جفائي
في سنوات إعداد هذه الدراسة. إلى قرتي عيني ولدي زادي
و متاعي و ما يبقى من عملي عند انقطاع عملي منصف و تنسيم
حفظهما الله و رعاهما. إلى إخوتي و أخواتي كل باسمه.

قائمة الجداول

الصفحة	عنوان الجدول	الرقم
	توزيع الأفراد حسب العمر	الجدول 1.1
	توزيع الأفراد حسب العمر و الجنس	الجدول 2.1
	توزيع الأفراد حسب العمر و المنطقة السكنية	الجدول 3.1
	توزيع الأفراد حسب العمر	الجدول 4.1
	خطوات حساب مؤشر ماييرز	الجدول 5.1
	توزيع الذكور حسب الأعمار	الجدول 6.1
	خطوات حساب مؤشر ماييرز للذكور	الجدول 7.1
	توزيع الإناث حسب الأعمار	الجدول 8.1
	خطوات حساب مؤشر ماييرز للإناث	الجدول 9.1
	توزيع الأفراد حسب العمر و الجنس	الجدول 10.1
	خطوات حساب المؤشر المجمع للأمم المتحدة IC	الجدول 11.1
	توزيع سكان الجزائر حسب وسط الإقامة من خلال التعدادات في الفترة الاستعمارية	الجدول 1.2
	البنى الأسرية (الأصناف) و أصنافها الجزئية، المتبناة من طرف بيتر لاسلات	الجدول 2.2
	البنى الأسرية (الأصناف) و الأصناف الجزئية بعد التعديل	الجدول 3.2
	التركيبات العائلية و مختلف التشكيلات التي من الممكن أن تكونها	الجدول 4.2
	توزيع الأفراد حسب انتمائهم إلى البنى الأسرية و التراكيب العائلية	الجدول 5.2
	توزيع الأفراد حسب انتمائهم إلى البنى الأسرية و صلة القرابة برب الأسرة	الجدول 6.2
	توزيع الأفراد حسب انتمائهم إلى التراكيب العائلية للأسر و صلة القرابة برب الأسرة	الجدول 7.2
	توزيع أرباب الأسر، أرباب العائلات و زوجاتهم حسب الحالة الزوجية	الجدول 8.2
	تطور متوسط حجم الأسرة حسب الوسط السكني من 1966 إلى 200	الجدول 1.3
	تطور متوسط حجم الأسر حسب الوسط السكني خلال الفترة 1966 - 2008	الجدول 2.3
	تطور نسبة الأفراد حسب مقاطعة السكن و حجم الأسر خلال الفترة 1966 - 2006	الجدول 3.3
	تطور نسب الأفراد حسب حجم الأسر خلال الفترة 1966 - 2006	الجدول 4.3
	تطور نسب الأفراد حسب حجم الأسر في الحضر خلال الفترة 1966 - 2006	الجدول 5.3

الصفحة	عنوان الجدول	الرقم
	تطور نسب الأفراد حسب حجم الأسر في الريف خلال الفترة 1966-2006	الجدول 6.3
	تطور نسب أفراد الأسر ذات الحجم اقل من ثلاثة أفراد حسب المنطقة السكنية من 1966 إلى غاية 2006	الجدول 7.3
	تطور نسب أفراد الأسر ذات الحجم سبعة (07) أفراد فما فوق حسب المنطقة السكنية من 1966 إلى غاية 2006	الجدول 7.3
	تطور معدلات الزيادة و النقصان لنسب الأفراد حسب أحجام الأسر ومقاطعة السكن خلال فترة الملاحظة 1966-2006	الجدول 8.3
	تطور السن المتوسط الأول للزواج من سنة 1966 إلى سنة 2008 حسب الجنس	الجدول 9.3
	تطور السن المتوسط الأول للزواج خلال التعدادات حسب الجنس	الجدول 10.3
	تطور معدل المواليد في الجزائر من سنة 1966 إلى سنة 2006	الجدول 11.3
	تطور نسب التغير في معدل المواليد الخام في الجزائر من 1966 إلى 2006	الجدول 12.3
	تطور نسب العزاب في الجزائر حسب الجنس من سنة 1966 إلى سنة 2008	الجدول 13.3
	تطور نسب العزاب في الجزائر في الفئة العمرية 30-34 حسب الجنس من سنة 1977 إلى سنة 2006	الجدول 14.3
	تطور أمل الحياة عند الولادة حسب الجنس من 1966 إلى غاية 2006	الجدول 15.3
	تطور وفيات الأطفال الأقل من سنة حسب الجنس من 1970 إلى غاية 2004	الجدول 16.3
	تطور عدد مستخدمي الصحة و التغطية الصحية لكل ألف نسمة من 1970 إلى غاية 2004	الجدول 17.3
	تطور نصيب الإنفاق الصحي من مجموع ميزانية الدولة من 1991 إلى غاية 2004	الجدول 18.3
	تطور العوامل الديموغرافية المؤثرة في متوسط حجم الأسرة من 1966 إلى 2008	الجدول 19.3
	توزيع نسب النماذج الأسرية حسب التعدادات	الجدول 1.4
	معدلات تغير نسب النماذج الأسرية حسب التعدادات	الجدول 2.4
	توزيع النماذج الأسرية (%) حسب المنطقة السكنية في مختلف التعدادات	الجدول 3.4
	توزيع نسب النماذج الأسرية حسب المنطقة السكنية بدلالة تواريخ انجاز التعدادات	الجدول 4.4
	معدلات التغير لنسب البنى الأسرية في الجزائر خلال التعدادات و مسحي 2002 و 2006 حسب المنطقة السكنية	الجدول 6.4
	توزيع عدد أفراد و متوسط عدد أفراد الأسر حسب النماذج الأسرية خلال 1966 و 1987	الجدول 7.4
	توزيع عدد الأفراد و متوسط عدد أفراد حسب البنى الأسرية	الجدول 8.4
	معدلات التغير في نسب الأسر بدلالة الأحجام الجزئية حسب البنى الأسرية خلال الفترة 1966 إلى 2006	الجدول 9.4
	المعايير العالمية لاستغلال الغرف من قبل الأفراد	الجدول 10.4

الصفحة	عنوان الجدول	الرقم
	توزيع متوسط عدد الأفراد في الغرفة حسب عدد الغرف سنتي 2002 و 2006	الجدول 11.4
	توزيع نسبة المساكن و الأفراد حسب المعايير الدولية لمتوسط عدد الأفراد في الغرفة من 1987 إلى 2006	الجدول 12.4
	معدلات التغير في نسبة المساكن و الأفراد حسب المعايير الدولية لمتوسط عدد الأفراد في الغرفة من 1987 إلى 2006	الجدول 13.4
	تطور نسب سكان الجزائر حسب المنطقة السكنية	الجدول 14.4
	توزيع الأفراد البالغة أعمارهم أكثر من 15 سنة حسب الحالة الزوجية و الجنس	الجدول 15.4
	تطور معدلات الإعالة الديموغرافية العامة و الجزئية في الجزائر من 1966 إلى 2006	الجدول 16.4
	عدد أرباب الأسر، أرباب العائلات و زوجاتهم	الجدول 1.5
	توزيع العائلات الثانوية حسب صلة القرابة برب الأسرة	الجدول 2.5
	توزيع العائلات الثانوية حسب صلة القرابة برب الأسرة و جنس رب العائلة	الجدول 3.5
	توزيع العائلات الثانوية حسب صلة القرابة برب الأسرة، جنس رب العائلة و الحالة الزوجية لرب العائلة	الجدول 4.5
	توزيع أرباب الأسر، أرباب العائلات الثانوية و أزواجهم حسب الجنس	الجدول 5.5
	توزيع الأفراد حسب صلة القرابة بأرباب الأسر	الجدول 6.5
	توزيع الأسر الجزائرية حسب البنى الأسرية	الجدول 7.5
	توزيع الأسر الجزائرية حسب التراكيب العائلية	الجدول 8.5
	توزيع الأسر الجزائرية و الأفراد حسب المنطقة السكنية	الجدول 9.5
	توزيع الأسر الجزائرية و الأفراد حسب البنى الأسرية و المنطقة السكنية	الجدول 10.5
	توزيع الأفراد و الأسر الجزائرية حسب البنى الأسرية و المنطقة السكنية	الجدول 11.5
	توزيع الأسر الجزائرية و الأفراد حسب التراكيب العائلية و المنطقة السكنية	الجدول 12.5
	توزيع الأفراد و الأسر الجزائرية حسب التراكيب العائلية و المنطقة السكنية	الجدول 13.5
	توزيع الأفراد حسب الحالة الزوجية و الجنس	الجدول 14.5
	توزيع الأفراد حسب الجنس و الحالة الزوجية	الجدول 15.5
	توزيع أرباب الأسر و أرباب العائلات حسب الجنس و الحالة الزوجية	الجدول 16.5
	توزيع أرباب الأسر (الأسر) حسب البنى الأسرية و الحالة الزوجية	الجدول 17.5
	توزيع الأفراد البالغين أكثر من 15 سنة حسب البنى الأسرية و الحالة الزوجية	الجدول 18.5
	توزيع أرباب الأسر (الأسر) حسب التراكيب العائلية و الحالة الزوجية	الجدول 19.5

الصفحة	عنوان الجدول	الرقم
	توزيع الأفراد البالغين أكثر من 15 سنة حسب التراكيب العائلية و الحالة الزوجية	الجدول 20.5
	توزيع الأفراد حسب الجنس، العمر و نسبة الذكور	الجدول 21.5
	توزيع الأفراد حسب العمر و الجنس	الجدول 22.5
	نسب التشيخ حسب الجنس و المنطقة السكنية	الجدول 23.5
	مؤشر وييل حسب البنى الأسرية	الجدول 24.5
	مؤشر وييل حسب البنى الأسرية و الجنس	الجدول 25.5
	مؤشر وييل حسب البنى الأسرية و المنطقة السكنية	الجدول 26.5
	توزيع الأفراد حسب البنى الأسرية العمر و الجنس	الجدول 27.5
	نسب التشيخ الديموغرافي حسب البنى الأسرية، العمر و الجنس	الجدول 28.5
	المتوسط الحسابي و الانحراف المعياري حسب البنى الأسرية	الجدول 29.5
	مؤشر وييل حسب التركيبة العائلية	الجدول 30.5
	مؤشر وييل حسب التركيبة العائلية و الجنس	الجدول 31.5
	مؤشر وييل حسب التركيبة العائلية و الوسط السكاني	الجدول 32.5
	توزيع الأفراد حسب التراكيب العائلية، العمر و الجنس	الجدول 33.5
	نسب التشيخ الديموغرافي في حسب التراكيب العائلية، العمر و الجنس	الجدول 34.5
	المتوسط الحسابي و الانحراف المعياري حسب التراكيب العائلية	الجدول 35.5
	توزيع الأسر حسب الأحجام و عدد الأفراد	الجدول 36.5
	توزيع متوسط حجم الأسر حسب البنى الأسرية	الجدول 37.5
	توزيع متوسط حجم الأسر حسب التراكيب العائلية	الجدول 38.5
	توزيع الأسر حسب نوعية السكن	الجدول 39.5
	توزيع الأسر حسب ملكية السكن	الجدول 40.5
	توزيع الأسر حسب عدد غرف النوم بالمسكن	الجدول 41.5
	توزيع الأسر حسب البنى الأسرية و نوع السكن	الجدول 42.5
	توزيع الأسر حسب البنى الأسرية و عدد غرف النوم بالمسكن	الجدول 43.5
	درجة الاكتظاظ بالغرف حسب البنى الأسرية	الجدول 44.5
	توزيع الأسر حسب التراكيب العائلية و نوع السكن	الجدول 45.5

الصفحة	عنوان الجدول	الرقم
	توزيع الأسر حسب التراكيب العائلية و عدد غرف النوم بالمسكن	الجدول 46.5
	درجة الاكتظاظ بغرف المسكن حسب التراكيب العائلية	الجدول 47.5
	توزيع الأفراد ذوي ست سنوات فما فوق حسب الجنس و التحاقهم بالمدارس	الجدول 48.5
	توزيع الأفراد غير الملتحقين بالمدارس حسب الجنس و إمكانية القراءة و الكتابة	الجدول 49.5
	توزيع الأفراد المعنيين بالتمدرس حسب المستوى التعليمي و الجنس	الجدول 50.5
	توزيع الأفراد حسب البنى الأسرية، التحاقهم بالمدارس و الجنس	الجدول 51.5
	توزيع الأفراد حسب البنى الأسرية و المستوى الدراسي	الجدول 52.5
	توزيع الأفراد حسب البنى الأسرية، المستوى الدراسي و الجنس	الجدول 53.5
	توزيع الأفراد حسب البنى الأسرية و المستوى الدراسي للموسم قبل سنة المسح	الجدول 54.5
	توزيع أرباب الأسر، أرباب العائلات، و زوجاتهم حسب البنى الأسرية و المستوى الدراسي	الجدول 55.5
	توزيع الأفراد حسب التراكيب العائلية و الالتحاق بالمدارس	الجدول 56.5
	توزيع الأفراد حسب التراكيب العائلية و الالتحاق بالمدارس	الجدول 57.5
	توزيع الأفراد حسب التراكيب العائلية و المستوى الدراسي	الجدول 58.5
	توزيع الأفراد حسب التراكيب العائلية، المستوى الدراسي و الجنس	الجدول 59.5
	توزيع الأفراد حسب التراكيب العائلية و المستوى الدراسي للموسم قبل سنة المسح	الجدول 60.5
	توزيع أرباب الأسر، أرباب العائلات، و زوجاتهم حسب التراكيب العائلية و المستوى الدراسي	الجدول 61.5
	توزيع الأفراد البالغين أكثر من 15 سنة حسب الحالة الفردية	الجدول 62.5
	توزيع الأفراد النشطين حسب طبيعة النشاط	الجدول 63.5
	توزيع الأفراد في سن النشاط حسب البنى الأسرية و الحالة الفردية	الجدول 64.5
	توزيع الأفراد في سن النشاط حسب البنى الأسرية و طبيعة النشاط	الجدول 65.5
	توزيع أرباب الأسر، أرباب العائلات، و زوجاتهم حسب البنى الأسرية و الحالة الفردية	الجدول 66.5
	توزيع الأفراد في سن النشاط حسب التراكيب العائلية و الحالة الفردية	الجدول 67.5
	توزيع الأفراد في سن النشاط حسب التراكيب العائلية و طبيعة النشاط	الجدول 68.5
	توزيع أرباب الأسر، أرباب العائلات، و زوجاتهم حسب التراكيب العائلية و الحالة الفردية	الجدول 69.5
	تطور المؤشر التركيبي للخصوبة في الجزائر من 1966 الى غاية 2006	الجدول 1.6

الصفحة	عنوان الجدول	الرقم
	تطور المؤشر التركيبي للخصوبة، نسب الاسر البسيطة و نسب الاسر المركبة في الجزائر من 1966 الى غاية 2006	الجدول 2.6
	توزيع عدد المواليد و عدد النسوة حسب الاعمار	الجدول 3.6
	معدل الخصوبة حسب العمر، المؤشر التركيبي للخصوبة و معدل الخصوبة العامة	الجدول 4.6
	توزيع عدد المواليد الاحياء، عدد النسوة و معدلات الخصوبة العمرية العامة حسب العمر و البنية الأسرية.	الجدول 5.6
	معدلات الخصوبة العامة و المؤشر التركيبي للخصوبة حسب البنى الأسرية	الجدول 6.6
	معدلات الخصوبة العمرية حسب التراكيب العائلية	الجدول 7.6
	معدلات الخصوبة العامة و المؤشر التركيبي للخصوبة حسب التراكيب العائلية للاسر	الجدول 8.6
	توزيع النسوة حسب الانجاب و البنى الاسرية	الجدول 9.6
	توزيع الفروق السنوية بين اخر ولادة حية و سنة 2006 حسب البنى الاسرية	الجدول 10.6
	المؤشرات الوصفية للمدد الفاصلة بين سنة 2006 و تاريخ آخر ولادة حية قبل انجاز المسح حسب البنى الاسرية	الجدول 11.6
	المؤشرات الوصفية لمدد لتباعد الولادات حسب البنى الاسرية	الجدول 12.6
	توزيع النسوة حسب البنية الاسرية و الوضعية اتجاه الحمل	الجدول 13.6
	توزيع النسوة حسب البنية الاسرية و استعمال وسائل المنع	الجدول 14.6
	توزيع النسوة حسب البنية الاسرية و المقرر لاستعمال وسائل الحمل	الجدول 15.6
	توزيع النسوة حسب البنية الاسرية و الرغبة في الاستعمال المستقبلي لوسائل منع الحمل	الجدول 16.6
	توزيع النسوة حسب البنية الاسرية و الرغبة في الرغبة في ولادة طفل اخر مستقبلا	الجدول 17.6
	توزيع النسوة حسب الانجاب و التراكيب العائلية للاسر	الجدول 18.6
	توزيع الفروق السنوية بين اخر ولادة حية و سنة 2006 حسب التراكيب العائلية	الجدول 19.6
	المؤشرات الوصفية للمدد الفاصلة بين سنة 2006 و تاريخ آخر ولادة حية قبل انجاز المسح حسب التراكيب العائلية	الجدول 20.6
	المؤشرات الوصفية للمدد لتباعد الولادات حسب التراكيب العائلية	الجدول 21.6
	توزيع النسوة حسب التركيبة العائلية و الوضعية اتجاه الحمل	الجدول 22.6
	توزيع النسوة حسب التركيبة العائلية و استعمال وسائل منع الحمل	الجدول 23.6
	توزيع النسوة حسب التركيبة العائلية و المقرر لاستعمال وسائل منع الحمل	الجدول 24.6
	توزيع النسوة حسب التركيبة العائلية و الرغبة في الحمل	الجدول 25.6
	توزيع النسوة حسب التركيبة العائلية و الرغبة مستقبلا في استعمال وسائل منع الحمل	الجدول 26.6

الصفحة	عنوان الجدول	الرقم
	معدلات الخصوبة حسب المنطقة السكنية	الجدول 27.6
	المؤشر التركيبي للخصوبة حسب البنى الأسرية والوسط السكني	الجدول 28.6
	معدلات الخصوبة العامة حسب البنى الأسرية والوسط السكني	الجدول 29.6
	الحالة الانجابية حسب البنى الأسرية و الوسط السكني	الجدول 30.6
	المؤشر التركيبي للخصوبة حسب التراكيب العائلية و الوسط السكني	الجدول 31.6
	معدل الخصوبة العامة حسب التراكيب العائلية و الوسط السكني	الجدول 32.6
	معدلات الخصوبة العامة حسب التراكيب العائلية و الوسط السكني	الجدول 33.6
	المؤشر التركيب للخصوبة و معدلات الخصوبة العامة حسب المستوى التعليمي	الجدول 34.6
	المؤشرات الوصفية للمدد الفاصلة بين سنة 2006 و تاريخ آخر ولادة حية قبل انجاز المسح حسب التراكيب العائلية	الجدول 35.6
	المؤشر التركيبي للخصوبة حسب البنى الأسرية و المستوى الدراسي	الجدول 36.6
	معدلات الخصوبة العامة حسب البنى الأسرية و المستوى الدراسي	الجدول 37.6
	نسب الانجاب حسب البنى الأسرية و المستوى الدراسي	الجدول 38.6
	متوسط عدد الولادات حسب البنى الأسرية و المستوى الدراسي	الجدول 39.6
	المؤشر التركيبي للخصوبة حسب التراكيب العائلية و المستوى الدراسي	الجدول 40.6
	معدل الخصوبة العامة حسب التراكيب العائلية و المستوى الدراسي	الجدول 41.6
	نسب الإنجاب حسب التراكيب العائلية و المستوى الدراسي	الجدول 42.6
	متوسط عدد الولادات حسب التراكيب العائلية و المستوى الدراسي	الجدول 43.6
	المؤشر التركيبي للخصوبة و معدل الخصوبة العامة حسب عمل المرأة	الجدول 44.6
	توزيع النسوة المتزوجات حسب الحالة الفردية و الإنجاب	الجدول 45.6
	معدل الخصوبة العام والمؤشر التركيبي للخصوبة حسب البنى الأسرية و عمل المرأة	الجدول 46.6
	توزيع المنجبات حسب الإنجاب،البنى الأسرية و الحالة الفردية للمرأة	الجدول 47.6
	المؤشر التركيبي للخصوبة ومعدل الخصوبة العام حسب التراكيب العائلية و الحالة الفردية للمرأة	الجدول 48.6
	توزيع النسوة حسب التراكيب العائلية، الحالة الفردية و الإنجاب	الجدول 49.6
	المؤشر التركيبي للخصوبة و معدلات الخصوبة العامة حسب نوع السكن	الجدول 50.6
	توزيع النسوة حسب نوع السكن و الإنجاب	الجدول 51.6

الصفحة	عنوان الجدول	الرقم
	المؤشرات الوصفية عدد المواليد حسب نوع السكن	الجدول 52.6
	المؤشر التركيبي للخصوبة حسب البنى الأسرية و نوع السكن	الجدول 53.6
	معدلات الخصوبة العامة حسب البنى الأسرية و نوع السكن	الجدول 54.6
	توزيع النسوة حسب البنى الأسرية، الإنجاب و نوع السكن	الجدول 55.6
	المؤشر التركيبي للخصوبة حسب التراكيب العائلية و نوع السكن	الجدول 56.6
	معدلات الخصوبة العامة حسب التراكيب العائلية و نوع السكن	الجدول 57.6
	توزيع النسوة حسب التراكيب العائلية، الإنجاب و نوع السكن	الجدول 58.6

قائمة الاشكال

الصفحة	عنوان المخطط	الرقم
	متوسط حجم الأسرة من 1966 إلى 2008 حسب المنطقة السكنية حضر ريف	المخطط 1.3
	تطور متوسط حجم الأسرة من 1966 إلى 2006	المخطط 2.3
	تطور نسبة الأسر ذات الأحجام من 1-3 أفراد من 1966 إلى	المخطط 3.3
	تطور نسبة الأسر ذات الأحجام من 1-3 أفراد من 1966 إلى 2006 حسب المنطقة السكنية	المخطط 4.3
	تطور نسبة أفراد الأسر ذات الحجم 4-6 أفراد من 1966 إلى 2006	المخطط 5.3
	تطور نسبة أفراد الأسر ذات الحجم 4-6 أفراد من 1966 إلى 2006 حسب المنطقة السكنية	المخطط 6.3
	تطور نسبة الأسر ذات الحجم 7 أفراد فأكثر من 1966 إلى 2006	المخطط 7.3
	تطور نسبة الأسر ذات الحجم 7 أفراد فأكثر من 1966 إلى 2006 حسب المنطقة السكنية	المخطط 8.3
	تطور المتوسط الأول للزواج من 1966 إلى 2006 حسب الجنس	المخطط 9.3
	تطور معدل المواليد الخام في الجزائر من 1966 إلى 2006	المخطط 10.3
	تطور نسب العزاب في الجزائر حسب الجنس من 1966 إلى 2008	المخطط 11.3
	تطور نسب العزاب في الجزائر في الفئة العمرية 30-34 حسب الجنس من سنة 1977 إلى سنة 2006	المخطط 12.3
	تطور أمل الحياة عند الولادة في الجزائر حسب الجنس من سنة 1966 إلى سنة 2006	المخطط 1.4
	تطور نسب النماذج الأسرية حسب التعدادات 1966-1998	المخطط 2.4
	تطور نسب النماذج الأسرية حسب تعداد سنة 1966	المخطط 3.4
	تطور نسب النماذج الأسرية حسب تعداد سنة 1977	المخطط 4.4
	تطور نسب النماذج الأسرية حسب تعداد سنة 1987	المخطط 5.4
	تطور نسب النماذج الأسرية حسب تعداد سنة	المخطط 6.4
	تطور نسب النماذج الأسرية حسب مسح سنة 2002	المخطط 7.4
	تطور نسب النماذج الأسرية حسب مسح سنة 2006	المخطط 8.4
	تطور نسب الأسر ذات الفرد الواحد من 1966 إلى 2006	المخطط 9.4
	تطور نسب الأسر بدون تركيبة عائلية من 1966 إلى 2006	المخطط 10.4
	تطور نسب الأسر البسيطة من 1966 إلى 2006	المخطط 11.4
	تطور نسب الأسر الموسعة من النموذج 1 من 1966 إلى 2006	المخطط 12.4

الصفحة	عنوان المخطط	الرقم
	تطور نسب الأسر الموسعة من النموذج 2 من 1966 إلى 2006	المخطط 13.4
	تطور نسب الأسر المركبة من 1966 إلى 2006	المخطط 14.4
	تطور نسب الأسر عديمة التركيبية العائلية حسب التقسيم الحجمي من 1966 إلى 2006	المخطط 15.4
	تطور نسب الأسر البسيطة حسب التقسيم الحجمي من 1966 إلى 2006	المخطط 16.4
	تطور نسب الأسر الموسعة 1 حسب التقسيم الحجمي من 1966 إلى 2006	المخطط 17.4
	تطور نسب الأسر الموسعة 2 حسب التقسيم الحجمي من 1966 إلى 2006	المخطط 18.4
	تطور نسب الأسر المركبة حسب التقسيم الحجمي من 1966 إلى 2006	المخطط 1.4
	توزيع الأسر حسب البنى الأسرية	المخطط 1.5
	توزيع الأسر حسب التراكيب العائلية	المخطط 2.5
	هرم الأعمار لمجموع الأفراد	المخطط 3.5
	هرم الأعمار للأسر ذات فرد واحد	المخطط 5.5
	هرم الأعمار للأسر عديمة التركيبية العائلية	المخطط 5.5
	هرم الأعمار للأسر البسيطة	المخطط 6.5
	هرم الأعمار للأسر الموسعة من النموذج 1	المخطط 7.5
	هرم الأعمار للأسر الموسعة من النموذج 2	المخطط 8.5
	هرم الأعمار للأسر المركبة	المخطط 9.5
	هرم الأعمار للأسر ذات البنية أخرى	المخطط 10.5
	هرم الأعمار للأسر بدون تركيبية عائلية	المخطط 11.5
	هرم الأعمار للأسر ذات التركيبية البسيطة	المخطط 12.5
	هرم الأعمار لأسر التركيبية التصاعدية	المخطط 13.5
	هرم الأعمار لأسر التركيبية التنازلية	المخطط 15.5
	هرم الأعمار لأسر التركيبية العرضية	المخطط 15.5
	هرم الأعمار للأسر ذات التركيبية المركبة	المخطط 16.5
	هرم الأعمار للأسر ذات التركيبية أخرى	المخطط 17.5
	تطور نسب الأسر البسيطة و المركبة و المؤشر التركيبي للخصوبة من 1966 إلى 2006	المخطط 1.6

الفهرس

كلمة شكر

قائمة الجداول

قائمة الأشكال

مقدمة عامة

الفصل الأول: الإطار النظري للدراسة

1.1 - الإشكالية

2.1 - فرضيات الدراسة

3.1 - أسباب اختيار الموضوع

4.1 - أهداف الدراسة

5.1 - المنهج المستعمل في الدراسة

6.1 - مفاهيم عامة

7.1 - مصدر المعطيات

8.1 - نوعية المعطيات

الفصل الثاني: النمذجة الأسرية المتبناة في الدراسة

1.2 - التاريخ التطوري لمفهوم الأسرة و العائلة في الجزائر

2.2 - تاريخ النماذج الأسرية في الجزائر

3.2 - تكوين النماذج الأسرية الخاصة بالدراسة

4.2 - تحضير الملف للدراسة

الفصل الثالث: تطور حجم الأسر الجزائرية

1.3 - أسباب اتخاذ نتائج تعداد 1966 كقاعدة مرجعية للمقارنة

2.3 - تطور حجم الأسر الجزائرية خلال المرحلة 1966 - 2006

3.3 - العوامل المسببة لتطورات أحجام الأسر من 1966 إلى 2002

1.3.3 - العوامل الديموغرافية

4.3 - القياس الكمي لتأثير العوامل الديموغرافية على متوسط حجم الأسرة

الفصل الرابع: تطور النماذج الأسرية الجزائرية ابتداء من 1966 إلى غاية 2006

1.4 - تطور النماذج الأسرية الجزائرية

1.1.4 - التحليل الكمي لتطور النماذج الأسرية في المرحلة 1966 - 1998

2.1.4 - التحليل الكمي لتطور النماذج الأسرية في المرحلة 1966 - 2006

2.4 - تطور البنى الأسرية في المرحلة 1966 - 2006

1.2.4 - على مستوى التعدادات و المسحين

2.2.4 - على مستوى البنى الأسرية

3.4- تطور أحجام الأسر حسب البنى الأسرية

1-3-4 التحليل الكمي لتطور أحجام الأسر حسب البنى الأسرية:

2-3-4 التتبع الوصفي لتطور أحجام الأسر حسب البنى الأسرية

4.4 - أهم أسباب تطور النماذج الأسرية في الجزائر من 1966 إلى غاية 2006

الفصل الخامس: خصائص الأسر و العائلات الجزائرية سنة 2006

1-5 خصائص أرباب الأسر و أرباب العائلات

2-5 البنى الأسرية و التراكيب و العائلية سنة 2006

1.2.5 - النماذج الأسرية و خاصية المنطقة السكنية

2.2.5 - النماذج الأسرية و خاصية الحالة الزوجية

3.2.5- النماذج الأسرية و خاصية التركيب العمري و النوعي

4.2.5 - النماذج الأسرية و خاصية حجم الأسر

5.2.5 - النماذج الأسرية و خاصية السكن

6.2.5 - النماذج الأسرية و خاصية المستوى التعليمي

7.2.5 - النماذج الأسرية و خاصية المستوى الاقتصادي

الفصل السادس: علاقة النماذج الأسرية بالخصوبة

1.6- تطور الخصوبة في الجزائر من 1966 إلى 2006

2.6- علاقة النماذج الأسرية بالخصوبة خلال الفترة 1966- 2006

3.6- علاقة النماذج الأسرية بالخصوبة خلال 2006

1.3.6- علاقة البنى الأسرية بالخصوبة خلال 2006

2.3.6- علاقة التراكيب العائلية بالخصوبة خلال 2006

3.6- علاقة النماذج الأسرية بالخصوبة اعتمادا على بعض المتغيرات الديموغرافية

5.6 - علاقة النماذج الأسرية بالخصوبة اعتمادا على بعض المتغيرات الاجتماعية

خاتمة

قائمة المراجع

الملحقات

ملخص

مقدمة عامة

يعد النمو السكاني و الكشف عن أسبابه من بين أهم القضايا التي شغلت أذهان الكثير من المفكرين و المنظرين قديما و حديثا و بالأخص في العصور الأخيرة أين أثير الجدل و بقوة بين عدد السكان المتزايد و ما يقابله من موارد الثروات، و من المعلوم أن عدد السكان يتحكم فيه بالزيادة أو النقصان عاملان أساسيان هما الولادة و الوفاة، تُترجم الولادة كميّا داخل المجتمعات السكانية بعدة مقاييس من بين أهمها معدلات الخصوبة، و يتتبع النمو السكاني في الجزائر بعد استقلالها وجدناه سار بوتيرة اقل ما يمكن وصفها به أنها كانت جد متسارعة مقارنة مع نموه في الدول الأخرى خلال العقود الأولى بعد استقلالها، غير انه بدا في التباطؤ خلال العقد الأخير، بحيث بلغ عدد السكان حسب ما ورد في البحث المعنون بالحالة المدنية في الجزائر المنشور سنة 1972 للباحثين تابيتا دومينيك (Tabutin Dominique) و جاك فالان (Jacque Vallin) خلال سنة 1962 حوالي 10,495 مليون نسمة لينتقل إلى 13,095 مليون نسمة سنة 1970 محققا معدلي نمو سكاني سنوي موافقين للتاريخين قدرهما 3.39% و 3.37% على التوالي.

التسارع الملحوظ في نمو سكان الجزائر خلال العقود الأولى بعد الاستقلال لم يكن مصدر لقلقها بحيث تبنت سياسة سكانية واضحة أبدتها في المؤتمر العالمي للسكان الذي انعقد ببوخاريسست سنة 1974 أين رأت بان التنمية من شأنها أن تعمل على خفض مستوى الخصوبة في الأمد الطويل، غير أن الجزائر لم تستمر نظرتها المطمئنة حول تسارع نمو سكانها و بالأخص بعد الأزمة الاقتصادية التي تعرضت لها سنة 1986 بسبب الانهيار الرهيب لأسعار النفط مما جعلها تفكر في ضبط النمو السكاني عن طريق التحكم في الخصوبة.

كل الدراسات التي جعلت من الخصوبة موضوعا لها المقامة في الجزائر أو في مختلف المجتمعات السكانية أثبتت وجود علاقة تجمع الخصوبة بمجموعة من المتغيرات، من بين أهم هذه المتغيرات نجد السن الأول عند الزواج و بالأخص لدى الإناث، جنس المولود، متوسط حجم الأسرة، المستوى التعليمي، المستوى الاقتصادي، الإقامة بالوسط الحضري و نوع السكن.

من الملاحظ أن الدراسات التي أقيمت في الجزائر أهملت متغيرا جد هام من شأنه أن يدخل في تفسير تغير المستوى الخصوبي في الجزائر و هو النموذج الأسري الذي تنتمي إليه المرأة، بحيث من المعلوم أن أحداث الولادات تتم في كنف الزوجية، و الزواج يعد المفتاح الأول لتشكيل العائلة و التي بدورها تؤدي إلى تشكيل الأسرة، يمكن إرجاع عدم إدماج متغير النموذج الأسري في قائمة المتغيرات المفسرة للخصوبة إلى عدم الاهتمام بهذا المتغير بالقدر الكافي في الدراسات الجزائرية بشكل يمكّن الباحث من ملاحظة علاقته بالخصوبة. و على هذا الأساس حاولنا في هذه الدراسة

الكشف عن المتغير النموذج الأسري في الجزائر من زاوية كمية ديموغرافية بحتة و بالتالي رصد الخصائص الديموغرافية للأسر و العائلات الجزائرية ثم محاولة إبراز العلاقة بين المتغيرين النموذج الأسري و الخصوبة، و لصعوبة قيامنا ببحث ميداني يقوم على الاستمارة بالمقابلة كوسيلة لجمع البيانات كون هذا الموضوع يتطلب وجود مجموعة من الأسر كعينة ممثلة لسائر الأسر الجزائرية قمنا باستغلال قاعدة البيانات التي وفرها المسح العنقودي المتعدد المؤشرات المنجز سنة 2006 من طرف الديوان الوطني للإحصائيات مع إدراج مجموعة من المتغيرات المعبرة عن النماذج الأسري، وصولاً إلى هذه الأهداف قسمنا هذه الدراسة إلى مجموعة محاور كل محور خصصنا له فصل في هذه الدراسة، و كان مجموع الفصول التي عملنا عليها ستة فصول.

الفصل الأول خصصناه للإطار النظري و المنهجي للدراسة من خلال تحديد الإشكالية و أسباب اختيار الموضوع و الغايات المرجوة منه إضافة إلى تقديم لمصدر المعطيات المتمثل في قاعدة البيانات الموفرة من طرف المسح العنقودي 3 MICS مع تقييم البيانات الواردة فيه قبل استغلالها عن طريق مجموعة من المؤشرات الديموغرافية.

الفصل الثاني خصصناه لعرض النمذجة الأسرية المقترحة في دراستنا و ذلك بعد السرد التاريخي للتطور الاصطلاحي كل من مفهوم الأسرة و العائلة في الجزائر خلال الفترة الاستعمارية و الفترة ما بعد الاستعمار، مع عرض لكل المحاولات التي خاضت موضوع النماذج الأسرية في الجزائر على مستوى التعدادات، المسوح و الدراسات بهدف إخضاعها للدراسة النقدية من أجل تفادي النقص و العيوب في اختيار المعايير لبناء النماذج الأسرية و في نفس الوقت الاستفادة من مزاياها في دراستنا.

الفصل الثالث و نظراً للأهمية البالغة لمتوسط حجم الأسرة الجزائرية خصصناه لتطور هذا المتغير منذ الاستقلال إلى غاية سنة 1966 مع محاولة كشف لمجمل أو أهم الأسباب التي ساهمت في تغيراته بدلالة الزمن.

الفصل الرابع خصصناه لتطور النماذج الأسرية الجزائرية ابتداء من 1966 إلى غاية 2006 مع رصد لأهم العوامل المؤثرة فيها من خلال التحليل الكمي لتطور النماذج الأسرية خلال المرحلة الممتدة من سنة 1966 إلى غاية 2006.

الفصل الخامس عرضنا فيه توجه الأسر الجزائرية إلى النماذج الأسرية سنة 2006 مع محاولة كشف خصائصها الديموغرافية المتعلقة بالأفراد عموماً و بأرباب الأسر و العائلات بشكل اخص. أما الفصل السادس حاولنا فيه تفسير التغير الخصوبي في الجزائر بإدراج النماذج الأسرية.

الفصل الأول

الإطار النظري للدراسة

- 1.1 - الإشكالية
- 2.1 - فرضيات الدراسة
- 3.1 - أسباب اختيار الموضوع
- 4.1 - أهداف الدراسة
- 5.1 - المنهج المستعمل في الدراسة
- 6.1 - مفاهيم عامة
- 7.1 - مصدر المعطيات
- 8.1 - نوعية المعطيات

مقدمة:

بشكل عام، سنركز في هذا الفصل من دراستنا على الجزء النظري و الإطار المنهجي للدراسة، و ذلك من خلال التطرق إلى أهم المفاهيم و التعاريف لكل من الأسر و العائلة بصفة خاصة، و إبراز أهم الصعوبات التي صادفتنا في إجراء هذه الدراسة، موضحين أهميتها الملحة، مع إعطاء لمحة موجزة على مصدر المعطيات المتمثل أساسا في قاعدة البيانات الخاصة بالمسح الوطني المتعدد المؤشرات الخاص بالمتابعة الصحية للنساء و الأطفال المعروف اختصارا باسم (MICS 3) المنجز سنة 2006 من طرف الديوان الوطني للإحصائيات بالتعاون مع مديريةية السكان بوزارة الصحة و إصلاح المستشفيات (كيفية سحب العينة)، و مناقشة مدى جودة المعطيات باستعمال المؤشرات و المقاييس الديموغرافية الملائمة و ذلك للأهمية و الضرورة الملحة للمعطيات من ناحية و فرتها و جودتها في كل الدراسات الديموغرافية كونها تعكس صدق النتائج و المؤشرات المتوصل إليها.

1.1 - الإشكالية:

عرفت الجزائر منذ الاستقلال إلى غاية يومنا هذا تغيرات جوهرية مست جميع الأصعدة بصفة عامة دون استثناء و بصفة خاصة على المستويين الاقتصادي و الاجتماعي، انعكست هذه التغيرات على مجمل الظواهر الديموغرافية لان هذه الأخيرة ليست بمعزل عن باقي الظواهر ذات الطابع الأخرى كالاقتصادية، الاقتصادية و الثقافية، إذ توجد علاقة تأثير وتأثر بينها، ومن أبرز هذه الظواهر الديموغرافية نجد كل من البنية الأسرية، التركيبية العائلية للأسر، متوسط حجم الأسرة و الخصوبة في الجزائر التي هي محل بحث في هذه الدراسة.

بحكم أن التغير على المستوى الديموغرافي (الظواهر الديموغرافية) لا يتم بين ليلة وضحاها، فهو يستلزم مدة زمنية معتبرة قد تستغرق بضع سنوات أو تفوق ذلك، فمثلا لو تم تبني إصلاحات أو سياسات سكانية فان نتائج هذه الأخيرة لا تظهر على المستوى القريب، بل ظهورها يتطلب مدة زمنية طويلة ممكن ان تتجاوز عقدا من الزمن حتى تتجسد نتائجها على أرض الواقع، وباعتبار أن الأسرة و العائلة من بين أهم اهتمامات العلوم السكانية فمن الممكن جدا حدوث تغيرات وتحولات على مستوى نوعية الأسرة و العائلة الجزائرية ابتداء من سنة 1966 كون هذه السنة موافقة لانجاز أول تعداد سكاني قامت به الجزائر بعد الاستقلال و بحكم أن التعداد يعد من بين أهم مصادر و وسائل جمع البيانات الديموغرافية. و في هذا الصدد فقد أشار بعض الباحثين إلى أن مضي المجتمعات السكانية نحو التقدم و التصنيع يقود نحو توجه الأسر إلى الأسر النووية من بينهم "LOCOH.T" خلال المؤتمر الإفريقي للسكان سنة 1988 بمشاركة تحت عنوان التحليل المقارن لحجم و نماذج الأسر، و في نفس الوقت من الملاحظ أن الجزائر قد قطعت منذ الاستقلال إلى غاية اليوم شوطا لا يستهان به في مجالي التقدم و التصنيع مس أثره عديدا من الأصعدة، التي من شأنها و من باب الاحتمال أن تعمل على توجه الأسر الجزائرية نحو البنية النووية أي نحو البنية الأسرية البسيطة على عكس البنى الأسرية الأخرى.

في نفس السياق أشارت الباحثة مغربي في كتابها ثقافة و شخصية المجتمع الجزائري من عهد ماسينيسا إلى غاية يومنا الحاضر الذي طبع سنة 1986 أن السياسة التصنيعية التي انتهجتها الجزائر منذ السبعينات أدت إلى بروز ظاهرة الهجرة الداخلية المكثفة وهذا من الأرياف نحو المدن قصد الرفع من المستوى المعيشي و هذه تنعكس و لو ظاهريا على نمط الأسرة. إذا سلمنا بصحة هذا الطرح أي توجه الأسرة الجزائرية نحو البنية الأسرية النووية فعلا بسبب العامل الاقتصادي المتمثل في السياسة التصنيعية المتبناة من طرف الجزائر المؤدي إلى تزايد تيارات الهجرة الداخلية الذي نتج عنه تغير في الأنماط الأسرية الجزائرية فان قيمة هذا التغير في النمط الأسري أي التوجه إلى الأسر البسيطة بقيت مجهولة من الناحية

الكمية خلال و قبل هذا التاريخ، إضافة إلى ذلك فان استمرارية التوجه كفيًا و كميًا بدلالة الزمن بقيت محل بحث بعد هذا التاريخ إلى غاية اليوم.

كما اشرنا سابقا، الظواهر الديموغرافية تربطها بباقي الظواهر الأخرى مهما كانت طبيعتها اقتصادية، ثقافية أو اجتماعية علاقة تأثير و تأثر من الطرفين أي علاقة تأثر في اتجاهين، إلى درجة أننا نعجز أحيانا عن تفسير بعض المؤشرات الديموغرافية دون الاستعانة و اللجوء إلى ظواهر ذات طابع آخر و في المقابل قد لا يمكن إعطاء التفسير الحقيقي و الموضوعي العلمي للتغير في بعض الظواهر غير الديموغرافية كالاقتصادية و الاقتصادية مثلا دون اللجوء و إشراك العامل الديموغرافي و هذا ما يعرف بخاصية التكامل بين العلوم هذا من جهة، و من جهة أخرى نلمس تداخلا كبيرا و تأثيرا بين الظواهر الديموغرافية و المتغيرات الديموغرافية فيما بينها، فعند تفسير التغير في المستوى الخصوبي الذي عرفته الجزائر بدلالة الزمن قد يلجأ الباحث في العلوم السكانية إلى اعتماد مجموعة من المتغيرات بعضها ديموغرافي و بعضها الآخر غير ديموغرافي في ظاهره لكنه يحمل أبعادا ديموغرافية و مجموعة هذه المتغيرات لا تخلو من عدم الاستقلالية فيما بينها، و بملاحظة التوجه الكمي للخصوبة في الجزائر أي اتجاهها العام وجدناه سائرا نحو الانخفاض إلى غاية سنة 2002 إذ انخفض المؤشر التركيبي في الخصوبة إلى 2,2 طفل لكل امرأة حسب معطيات مسح 2002 الخاص بمتابعة صحة الأسرة بعدما كان 7,7 طفل لكل امرأة حسب نتائج تعداد 1966، تماشى مع انخفاض الخصوبة ارتفاع في نسب الأسر البسيطة في الجزائر على حساب الانخفاض في سائر النماذج الأسرية الأخرى حسب ما توصلنا إليه في دراسة سابقة إذ ارتفعت نسبة الأسر البسيطة في الجزائر إلى 70,6% من مجموع الأسر الجزائرية بعدما كانت في حدود 59,39% حسب ما نتج عن تعداد 1966، وفق هذه الملاحظة فمن المحتمل كذلك إدراج كل من متغير البنية الأسرية و متغير التركيبة العائلية باعتبارهما متغيرين ديموغرافيين في تفسير التغير الملحوظ الذي عرفته مستويات الخصوبة في الجزائر كما تم إدراج كل من المتغيرات المنطقة السكنية، المستوى التعليمي، النشاط الاقتصادي الممارس و نوعية المسكن في تفسير التغير في مستوى الخصوبة، بتعبير آخر من الممكن أن يؤثر التوجه الأسري الكمي و الكيفي الحالي في الجزائر على مستوى الخصوبة بفعل وقوع الأبوين تحت تأثير المحيط الأسري في تحديد عدد الأطفال المرغوب في إنجابهم.

تم في دراسات سابقة منجزة في الجزائر محاولة بناء نماذج أسرية، تمايزت فيها كيفية بناء النمذجة الأسرية في كل دراسة، كما اختلفت المعايير المتبعة من دراسة إلى أخرى، ففي دراسة اعتمد فيها على المعيار الكمي المطلق المتمثل في عدد الأفراد أي الحجم الأسري و في أخرى اعتمد فيها على معيار عدد العائلات في كل أسرة، بينما أهملت اغلب الدراسات بناء التراكيب العائلية إن لم نقل كل الدراسات، إضافة إلى ما ذكر لم تخل المحاولات و الأعمال السابقة من العيوب و بعض النقائص التي من شأنها خفض

القيمة العلمية للنتائج المتوصل إليها بسبب المعايير المتبناة في بناء النماذج الأسرية. تفاديا لنقائص الأعمال السابقة وجب البحث على أنسب معيار يمكن أن نتبناه في بناء النمذجة الأسرية (البنى الأسرية) و بناء التراكيب العائلية للأسر في الجزائر، بحيث يكفل هذا المعيار أكمل تفسير و تحليل ديموغرافي للعلاقة بين المتغيرين الأسر و العائلات من جهة و تفسير العلاقة بين كل من المتغيرين البنية الأسرية و التراكيب العائلية للأسر بالخصوصية في الجزائر من جهة أخرى.

من خلال ما تم ذكره في الفقرات السابقة، يمكن طرح التساؤل الرئيسي التالي :

ما هو أفضل معيار لبناء النماذج الأسرية و التراكيب العائلية في الجزائر و إلى أي نوع أسري تتجه الأسرة الجزائرية و ما تركيبها العائلية سنة 2006 ؟ و ما هي أهم خصائصها الحالية و هل للتوجه الأسري و التراكيب العائلية للأسر الجزائرية انعكاسات على السلوك الخصوبي؟

وصولاً إلى الإجابة على التساؤل الرئيسي المطروح أعلاه يمكن التدرج منهجياً في الإجابات على التساؤلات الفرعية التالية:

- ✓ ما هو أنسب معيار يمكن أن نتبناه في بناء النمذجة الأسرية (البنية الأسرية) و التراكيب العائلية في الجزائر؟
- ✓ ما هي أهم الأسباب المؤدية التي التقلص في متوسط حجم الأسرة الجزائرية؟
- ✓ هل حدث فعلاً تغير وتحوّل على مستوى نوعية الأسرة و العائلة الجزائرية ؟ و إن كان قد حدث فما هي أبرز هذه التطورات ابتداء من سنة 1966؟
- ✓ هل تتوجه الأسر الجزائرية فعلاً نحو البنية النووية أي نحو البنية الأسرية البسيطة ؟
- ✓ ما هي أهم الأسباب المؤدية إلى توجه الأسر الجزائرية إلى البنية الأسرية البسيطة دون غيرها من البنى الأسرية الأخرى؟
- ✓ هل هناك استمرارية في توجه الأسر الجزائرية إلى البنية الأسرية البسيطة منذ سنة 1966 إلى غاية سنة 2006؟
- ✓ ما قيمة هذا التوجه كميّاً خلال السنة المعنية بالدراسة؟
- ✓ هل يؤثر التوجه الأسري الحالي في الجزائر على مستوى الخصوبة أي هل يمكن إدراج المتغير النموذج الأسري في تفسير الخصوبة؟ و هل يقع الأبوين تحت تأثير المحيط الأسري في تحديد عدد الأطفال المرغوب في إنجابهم؟

2.1 - فرضيات الدراسة:

تعتبر الفرضيات من بين أحد أهم خطوات البحث العلمي، و التي من شأنها أن توجه الباحث خلال دراسته. بحيث يطور الباحث الفرضيات بشكل يوضح مختلف التفسيرات المحتملة و المقترحة للعلاقة بين عاملين احدهما العامل المستقل (وهو السبب) و الآخر العامل التابع (و هو النتيجة) التي حدثت نتيجة كافة العوامل المستقلة أو المسببة¹، و بهذا تمثل الفرضيات احتمالات و إمكانيات لحل المشكل المطروح و إجابات أولية للتساؤلات الفرعية المطروحة، و عليه نقترح في هذه الدراسة الفرضيات التالية:

- أفضل معيار لبناء البنى (النماذج) الأسرية و التراكيب العائلية هو العلاقة (الربط) مع رب الأسرة، أي رابطة القرابة التي تجمع رب الأسرة مع باقي أفراد أسرته من جهة و العلاقة بين رب الأسرة و رب العائلة من جهة أخرى.

- عرفت الأسر الجزائرية تطورات و تغيرات متلاحقة ابتداء من سنة 1966 على عدة أصعدة ديموغرافية، اجتماعية واقتصادية.

- يتجه متوسط حجم الأسرة الجزائرية إلى الانخفاض بشكل مستور بدلالة الزمن.

- تتجه الأسرة الجزائرية مع مرور الزمن وبشكل متواصل إلى النموذج الأسري البسيط أي نحو البنية الأسرية البسيطة و التركيبية العائلية البسيطة كما تبتعد عن باقي النماذج الأسرية الأخرى.

- توجد علاقة بين التوجه الأسري في الجزائر و متوسط حجم الأسرة أي يؤثر التوجه نحو البنية الأسرية البسيطة و الابتعاد عن البنى الأخرى على متوسط حجم الأسرة سلبا.

- يعمل توجه الأسر الجزائرية نحو البنية الأسرية البسيطة على التأثير في مختلف المتغيرات الديموغرافية و الاجتماعية التي تؤثر في مستويات الخصوبة بالجزائر.

- يمكن إدراج متغيري البنية الأسرية و التركيبية العائلية للأسر كأحد أهم المتغيرات المؤثرة في السلوك الديموغرافي المتمثل في الخصوبة أي عدد الأطفال المرغوب في إنجابهم من طرف الأبوين.

- يقع الأبوان تحت تأثير المحيط الأسري الذي يعيشان فيه عندما نتطرق إلى مسألة عدد الأطفال المراد و المرغوب في إنجابهم بحيث لا يرجع القرار لهما فقط.

3.1 - أسباب اختيار الموضوع:

- تم اختيار هذا الموضوع (البنى الأسرية و التراكيب العائلية للأسر الجزائرية سنة 2006 و انعكاساتها على السلوك الديموغرافي المتمثل في الخصوبة) من جهة لتمايشه مع التخصص كون متغير

¹محمد عبيدات، محمد ابو نصار، عقلة مبيضين، منهجية البحث العلمي القواعد المراحل التطبيقات، عمان دار وائل للنشر، 1999، ط2، ص28

الأسرة يحظى بمكانة و أهمية كبيرة في العلوم السكانية و يتم النظر إليه بزاوية تختلف عن زوايا العلوم الاجتماعية الأخرى، و من جهة أخرى لأن الظاهرة الديموغرافية مهما كانت ذات صلة مباشرة بمتغيري الأسرة و العائلة، إذ لا يمكننا إعطاء تفاسير أو القيام بتحليل كمية أو نوعية دون الرجوع إلى مصدرها أي الأسرة كونها مصدر كل التفاعلات و منبت كل السلوكات و القناعات الديموغرافية.

- محاولة لإضفاء طابع الاستمرارية و التراكمية في البحث العلمي حول هذا الموضوع، بحيث كان بحثي السابق قصد تكملة مذكرة الماجستير يدور حول البنى الأسرية و التراكمات العائلية للأسر الجزائرية سنة 2002 و انعكاساتها على السلوك الخصوبي و لكن استنادا على قاعدة البيانات التي وفرها المسح الوطني الخاص بصحة الأسرة الذي أنجز سنة 2002 المنجز من طرف الديوان الوطني للإحصائيات بالتعاون مع وزارة الصحة و المعروف اختصارا باسم (PAPFAM 2002).

- بقاء هذا النوع من البحوث و الدراسات متميزا بالندرة في بلادنا من الناحية الإحصائية الديموغرافية أي من الناحية الكمية بالرغم من أهميته الملحة في العلوم السكانية و بناء كل السياسات السكانية و كذا عملية التخطيط في شتى المجالات، عكس ما هو مشهود في باقي دول العالم خاصة الغربية منها. بالرغم من احتلال متغيري الأسرة و العائلة مكانة و سلطة رمزية و معنوية جد هامة ينشأ عنها ما يعرف بالهبة الديموغرافية، بحيث من المستبعد جدا أن يدور الزواج في الجزائر خارج فلك الأسرة و بالتالي الإنجاب على عكس الكثير من المجتمعات السكانية.

- تمت في الجزائر مجموعة محاولات لإبراز أنواع الأسر إلا أنها تفنقر إلى سند علمي كمي شامل واقتصر على النوع الأسري من ناحية اجتماعية أو ديموغرافية في منطقة محددة من قطر الوطن، نستثنى من هذه الملاحظة بعض الدراسات و البحوث التي أجريت خلال فترة السبعينات و الثمانينات التي اهتمت بتغير الأسرة الجزائرية من النمط التقليدي إلى النمط الحديث، في ظل التحولات التي شهدتها المجتمع الجزائري بعد الاستقلال.

- توفر المعطيات، بحيث اغتتمنا فرصة و فرة قاعدة بيانات ملائمة جمعت من خلال عينة تمثيلية تمس القطر الجزائري بشكل شامل عن طريق المسح بالعينة العنقودية، ممثلة في ملف المسح الوطني الخاص بصحة الطفل و الأم الذي أنجز سنة 2006 من طرف الديوان الوطني للإحصائيات المعروف باسم المسح العنقودي المتعدد المؤشرات و اختصارا بـ (MICS 3).

- هذا إضافة إلى الأهمية البالغة لهذا النوع من الدراسات، كونه يمس مباشرة الخلية الأساسية لتكوين المجتمعات، فكل تغير أو تطور ديموغرافي، اقتصادي أو اجتماعي لا يمكن تفسيره بالصورة

السليمة و الأكثر إقناعا إلا من خلال الرجوع إلى التغيرات و التطورات الحاصلة في الأسر الشيء الذي يَكُننا من بناء تصورات و تنبؤات لصورة المجتمعات المستقبلية، و بناء السياسات السكانية الملائمة.

4.1 - أهداف الدراسة:

نسعى من وراء دراستنا هذه إلى تحقيق مجموعة من الأهداف، و التي من خلالها نصيغ تصونا العام و التفصيلي للموضوع، و نوضح الاتجاه العام للدراسة، هذه الأخيرة تساعد على إيضاح الأبعاد الحقيقية المرجوة من الدراسة، بحيث يعرف الهدف من الدراسة على انه السبب الذي من اجله قام الباحث بإعداد هذه الدراسة، و البحث العلمي هو الذي يسعى إلى تحقيق أهداف عامة غير شخصية ذات قيمة و دلالة علمية¹، و على هذا الأساس فان دراستنا تهدف أساسا إلى النقاط التالية:

- تقييم النماذج الأسرية التي تم اعتمادها بناء على معطيات التعدادات السابقة (تعداد 1966، تعداد فيفري 1977، تعداد 20 مارس 1987 و تعداد 25 جوان 1998) و معطيات المسوح الديموغرافية التي أُجرت في الجزائر والتي حاولت الخوض في هذا النوع من الدراسات.

- دراسة تطور الأسر و العائلات الجزائرية و خصائصها، آخذين النمذجة الأسرية التي تم اعتمادها خلال تعداد 1966 كنقطة انطلاق للمقارنة مع النماذج المستقاة من معطيات التعدادات اللاحقة. لان تعداد 1966 يعتبر أول عمل إحصائي شامل في الجزائر بحيث يقدم عدد إجمالي للأسر و العائلات الجزائرية، تمخض عليه أول محاولة لبناء النماذج الأسرية في الجزائر، كما تم إدخال بعض التغييرات و التعديلات على النماذج الأسرية في الجزائر في النماذج الأسرية التي تم استنباطها من قواعد البيانات في التعدادات التي تلتها.

- البحث و التدقيق في المعايير المعتمد عليها في إنشاء البنى الأسرية و التراكيب العائلية في الجزائر في كل المحاولات و الأعمال السابقة مع الاستفادة من مزاياها و اجتباب النقائص و العيوب المسجلة على النماذج الأسرية المتبناة في التعدادات و المسوح السابقة. التي سيتم التطرق إليها بتفصيل في الفصل الثاني من الدراسة.

- حصر و إحصاء كل البنى الأسرية و التراكيب العائلية للأسر الجزائرية اعتمادا على المعطيات التي وفرتها قاعدة البيانات الخاصة بالمسح الوطني المتعدد المؤشرات المنجز سنة 2006 .

¹محمد شفيق، البحث العلمي الخطوات المنهجية لاعداد البحوث الاجتماعية، المكتب الجامعي الحديث، الاسكندرية، 1998، ص 55.

- تقدير مستوى تواجد كل بنية من البنى الأسرية و كل تركيبة من التراكيب العائلية للأسر الجزائرية الخاصة بسنة 2006 بغية إظهار توجه وميول الأسر في المجتمع الجزائري مع محاولة تحديد الأسباب الرئيسة وراء هذا التوجه.

- إبراز الخصائص الديموغرافية، الاجتماعية، الاقتصادية والثقافية لكل بنية من البنى الأسرية و كل تركيبة من التراكيب العائلية الجزائرية لسنة 2006 من حيث المتغيرات التالية: نوعية المسكن وشروطه المعيشية، الحجم الأسري، التركيبة العمرية، البنية من ناحية الجنس، المنطقة السكنية (حضر و ريف)، المستوى الدراسي، الحالة الزوجية لأفرادها، النشاط الاقتصادي الممارس من طرف أفرادها، مع تبيان العلاقة بين متغيري البنية الأسرية و التركيبة العائلية للأسر بالمتغيرات المذكورة وصفا و حتى إثباتها إحصائيا.

- سنحاول في بحثنا هذا تسليط الضوء على البنى الأسرية و التراكيب العائلية الجزائرية سنة 2006 و خصائصها مقارنة بالبحوث السابقة و إبراز انعكاساتها على السلوك الديموغرافي المتمثل في الخصوبة.

- محاولة إثبات علاقة (الربط) بين المتغيرين البنية الأسرية و التركيبة العائلية مع الخصوبة و إظهار دورهما الجوهرية في ذلك، كمتغيرين أساسيين في توجيه مستويات الخصوبة في الجزائر إضافة الى المتغيرات الأخرى، المنطقة السكنية (حضر، ريف)، المستوى الدراسي للأبوين، النشاط الاقتصادي الممارس من طرف الأبوين.

- قياس مستوى الخصوبة لكل بنية أسرية و كل تركيبة عائلية مع وصف و محاولة تفسير التباين على مستويات الخصوبة حسب المتغيرات الوسيطة الديموغرافية، الاجتماعية، الاقتصادية والثقافية.

5.1 - المنهج المستعمل في الدراسة:

يُفهم من المنهج العلمي انه أسلوب للتفكير و العمل يعتمد الباحث لتنظيم أفكاره و تحليلها و عرضها، و بالتالي الوصول إلى نتائج و حقائق معقولة حول الظاهرة محل الدراسة¹، و بما أن طبيعة الدراسة أو الموضوع هي المعيار الأساسي الذي يملئ علينا اختيار المنهج الأنسب الذي يجب اعتماده، ولأن الموضوع محل دراستنا يدور أساسا حول تطور التراكيب العائلية و البنى الأسرية في الجزائر ابتداء من سنة 1966، و خصائص هذه البنى و التراكيب المترجمة في مجموعة من المتغيرات خلال سنة أنية أي

¹ ربحي مصطفى عليان، عثمان محمد غنيم، مناهج و اساليب البحث العلمي: النظرية و التطبيق، دار صفاء للنشر و التوزيع، الطبعة الاولى 2000، عمان، ص 33.

سنة 2006 الموافقة لانجاز المسح الوطني مصدر المعطيات هذا من جهة، و من جهة أخرى علاقة التراكيب العائلية للأسر و البنى الأسرية بالخصوبة، و جب علينا المزوجة في توظيف مجموعة من مناهج البحث العلمي لأنه من الممكن جدا ان تجرى الدراسة الواحدة بأكثر من منهج بحثي و تجمع لها المعلومات بأكثر من مصدر تختلف هذه المصادر فيما بينها من الناحية الزمنية و من ناحية الهدف. و على هذا الأساس فان الإحاطة بهذا الموضوع و بلوغا للأهداف المرجوة من الدراسة تم اعتماد كل من المنهج الوصفي، المنهج التاريخي و المنهج التحليلي.

المنهج الوصفي، هو المنهج الذي يرتبط بظاهرة معاصرة بقصد وصفها و تفسيرها¹، تم توظيف هذا المنهج بحكم أن شطرا من موضوع الدراسة متعلق بسنة آنية، و المعبرة عن الظاهرة بشكل معاصر بحيث يمكننا هذا المنهج من تحديد النسب و الإحصاءات الخاصة بكل بنية أسرية و بكل تركيبة عائلية اعتمادا على قاعدة البيانات التي وفرها ملف المسح الوطني العنقودي المتعدد المؤشرات الخاص بصحة الأسرة سنة 2006 موضوع الدراسة، تُترجم هذه المرحلة من العمل في جداول إحصائية بسيطة ومركبة، حسب المتغيرات المتوفرة.

المنهج التاريخي، الذي يعتبر الطريق الذي يتبعه الباحث في معلوماته عن الأحداث و الحقائق الماضية و في فحصها و نقدها و تحليلها و التأكد من صحتها و في عرضها و ترتيبها و تنظيمها و تفسيرها و استخلاص التعميمات و النتائج منها²، تم اعتماد هذا المنهج لان موضوع الدراسة يمتاز بالبعد الزمني بحكم أننا في صدد دراسة تطور نسب تواجد كل بنية أسرية و كل تركيبة عائلية في الجزائر من الناحية الكمية، و تطور خصائصها من الناحية النوعية ابتداء من سنة 1966 تاريخ أول تعداد أنجز في الجزائر، مروراً بسلسلة التعدادات الموالية، أخذين بعين الاعتبار النتائج المتحصل عليها من مسحي 2002 (دراستي السابقة في مذكرة الماجستير) و 2006 الدراسة الحالية.

المنهج التحليلي، و لأن دراستنا لا تقتصر على دراسة التطور الزمني من الناحية الكمية للبنى الأسرية و العائلات الجزائرية فقط، و لا الاكتفاء باستخراج نسب تواجد كل نوع أسري و كل تركيبة عائلية الخاصة بسنة الدراسة فحسب، بل تتعدى ذلك إلى استنباط و دراسة العلاقة بين المتغيرين البنية الأسرية و التركيبية العائلية للأسر الجزائرية مع جملة من المتغيرات التي جمعت عن طريقة عينة تمثيلية من الأسر، فإننا سنعتمد كذلك على المنهج التحليلي بغية التحديد و التفسير و القياس الكمي للعلاقات التفاضلية اعتمادا على المتغيرات الوسيطة المؤثرة في السلوك الخصوبي.

¹صالح بن حمد العساف، المدخل الى البحث في العلوم السكانية، ط 1، الرياض، 2007، ص 189.
²علي معمر عبد المؤمن، البحث في العلوم الاجتماعية الاساسيات و التقنيات و الاساليب، بنغازي، ط 1، 2008، ص 280.

6.1 - مفاهيم عامة:

اهتمت العديد من العلوم بدراسة كل من العائلة و الأسرة كمتغيرين محوريين في حقلها المعرفي خاصة الاجتماعية و الإنسانية منها، ما نتج عنه اختلاف كبير مس المصطلحين بين هذه العلوم إلى درجة التناقض أحيانا بحيث يرى كل حقل معرفي الأسرة و العائلة من زاويته المعرفية الخاصة به، بحكم المسيرة لتخصص العلوم السكانية سنحاول إعطاء بعض التعاريف و المفاهيم المتبناة ديموغرافيا في هذه الدراسة تخص الأسرة و العائلة من الناحية الأكاديمية و كيفية توظيفهما في دراستنا فيما يتعلق بالنمذجة الأسرية أي المفاهيم الإجرائية، نفس الفكرة تنطبق على مختلف المصطلحات الأخرى. كما سنركز في هذا العنصر على إعطاء تعاريف لأهم المصطلحات فقط دون غيرها، أي التركيز على الكلمات المفتاحية فقط.

1. الأسرة: يصعب إيجاد أو تحديد مفهوم واحد و مشترك للأسرة نظرا لاختلاف رؤى العلوم

التي تمثل الأسرة احد اهتمامات دراساتها و كذا تنوع أشكال و أنماط وجودها داخل المجتمع السكاني الواحد هذا من جهة، و من جهة أخرى الاختلافات بين المجتمعات السكانية حول ماهية الأسرة و كفاءات تشكيلها، فمن البديهي القول أن كل المجتمعات السكانية مهما كانت ثقافتها، ديانتها أو ايدولوجيتها أنها قائمة على مجموعة أسر أو بنى أسرية مهما كانت العلاقة الرابطة بين أفرادها.

من الناحية المفاهيمية الديموغرافية فقد اعتمد الديوان الوطني للإحصائيات في الجزائر عند آخر تعداد للسكان المنجز سنة 2008، أربعة تجمعات محلية للأسر: الأسر العادية، الأسرة الجماعية، أسر السكان الرحل و المعدودون (المحسوبون) على حدة، وتبنى التعاريف التالية¹:

أ . الأسرة العادية: تتكون من فرد أو مجموعة من الأفراد، يعيشون معا في نفس المسكن، تحت مسؤولية رب الأسرة، يحضرون عادة وجباتهم الرئيسية معا، تربطهم في الغالب قرابة دموية أو الزواج أو المصاهرة.

- يمكن لشخص واحد يعيش بمفرده أن يشكل أسرة عادية.

- يمكن لأسرة عادية أن تتكون من عائلة أو عائلتين أو مجموعة عائلات.

ب . الأسرة الجماعية: تتكون الأسرة الجماعية من شخصين أو أكثر و هي لا تستجيب للمقاييس

المذكورة بالنسبة لتعريف الأسرة العادية أي لا وجود لأي شكل من أنواع الروابط بينهم، يعيشون في مسكن واحد، و أحيانا ما يحضرون وجباتهم الرئيسية معا أي احتمال وجود تبعية اقتصادية بينهم.

¹ دليل العداد ، التعداد الخامس للسكان و السكن ، الديوان الوطني للإحصائيات ، فيفري 2008، ص 09

كما اعتمدت الأمم المتحدة لسنة 1988 تعريفا للأسرة الخاصة ، وهي¹:

أ . أسرة منعزلة: شخص يعيش بمفرده في وحدة سكنية منفصلة، أو شخص يشغل غرفة أو مجموعة غرف من وحدة سكنية عن طريق الاستئجار " مستأجر ثاني" مع استقلاله الاقتصادي عن باقي الافراد القاطنين معه بنفس الوحدة السكنية.

ب . أسرة متعددة: مجموعة أفراد ، من فردين فأكثر يشغلون نفس الوحدة السكنية، في الغالب يشتركون معا في حاجياتهم الغذائية و حاجياتهم المهمة في العيش عموما، كما يضعون مداخيلهم معا، قد تجمع بين هؤلاء الأفراد علاقة قرابية و من الممكن ألا تكون بينهم أي علاقة.

مصطلح الأسرة الخاصة، يمكن التعبير عنه بالأسرة المنزلية، مع وجوب التفريق بين المستأجر الثاني و المنفق، فالمنفق تربطه علاقة اقتصادية ومادية مع باقي أفراد الأسرة أي يحضرون وجباتهم معا، كما يستعمل كل ما هو متوفر لدى أفراد الأسرة من وسائل عيش. أما المستأجر الثاني فهو عكس ذلك و يكتفي بالعيش في الغرفة (أو الغرف) الخاصة به أي الغرفة (أو الغرف) التي استأجرها.

حسب دليل السكان الذي أصدره المشروع العربي لصحة الأسرة و المكتب المرجعي للسكان، الأسر المعيشية و الأسر الزوجية هي الوحدات الأساسية التي تتكون منها المجتمعات البشرية، أنواعها و تركيباتها لها أهمية خاصة لعلماء الاجتماع و واضعي السياسات و العاملين في مجال التخطيط، و يعرف الأسر المعيشية عادة بأنها شخص أو أكثر يعيشون في وحدة سكنية منفردة، و قد تضم الأسر المعيشية أشخاصا لا قرابة بينهم، أو أقرباء بالمولد أو الزواج أو التبني². يعتبر المكتب المرجعي للسكان من بين الهيئات العالمية التي تقوم بتعريف السكان حول العالم بقضايا السكان و الصحة و البيئة و دعمهم في استخدام هذه المعلومات من اجل التقدم و الرفاهية للأجيال الحالية والقادمة.

2 . رب الأسرة: يعرف رب الأسرة بكونه فرد (ذكر أو أنثى) مقيم مع أفراد الأسرة، يعود إليه قرار استخدام دخل الأسرة و يعترف به أفراد الأسرة كرئيس لهم، أو يصرح بنفسه كونه كذلك أثناء المسح أو التعداد³.

يتطابق كل من المفهوم الإحصائي و المفهوم الاقتصادي للأسرة تماما مع المفهوم الديموغرافي لها، بحيث اعتمد الديوان الوطني للإحصائيات الجزائري في مختلف البحوث و المسوح ذات الطابع الاقتصادي و بالضبط في المسوح المتعلقة بنفقات الاستهلاك و المستوى المعيشي للأسر مفهوما مطابقا تماما للمفهوم المقدم أعلاه، إذ تم تعريف الأسرة العادية في هذه المسوح على أنها تتكون من مجموعة أفراد

¹François begeot:menage famille parentèles dans les population méditerranéennes , Séminaire internationale d'Aranjuez (27-30 septembre 1994) , N° 7 , AIDELF

²ماجدة محمد عبد الحميد، دليل السكان، عمان، ط 4، 2009، ص 41
³ دليل العداد ، التعداد الخامس للسكان و السكن ، الديوان الوطني للإحصائيات ، فيفري 2008، ص 10

يعشون معا بنفس المسكن و يحضرون وجباتهم الرئيسية معا، تحت مسؤولية رب الأسرة، عادة ما تربطهم علاقة القرابة الدموية أو علاقة الزوجية، يمكن لشخص مقيم في مسكن لوحده أن يشكل أسرة كما يمكن أن تتكون الأسرة الواحدة من عائلة واحدة أو من مجموعة عائلات¹.

3. العائلة: مجموعة أفراد (فردين وأكثر) تجمعهم رابطة دموية أبوية (بيولوجية) أو رابطة

الزوجية يعيشون تحت سقف واحد، و تكون جزء من الأسرة، أي أنها تابعة اقتصاديا لرب الأسرة، في حالة الاستقلالية الاقتصادية يمكن أن تكون العائلة أسرة، وهذا من خلال المفهوم المتبنى من طرف الديوان الوطني للإحصائيات في تعداد 12 فيفري 1977.

الأشكال التي يمكن للعائلة أن تأخذها كالتالي²:

- زوج و زوجة أو زوجاته مع أبنائهما العزاب، يعيشون تحت سقف واحد.
- زوج و زوجة أو زوجاته بدون أبناء، يعيشون تحت سقف واحد.
- زوج أو زوجة مع الأبناء العزاب، يعيشون تحت سقف واحد.
- أخوة و أخوات عزاب، يعيشون تحت سقف واحد.

من خلال المفاهيم السابقة نخلص إلى العلاقة بين الأسرة و العائلة و هي كالتالي:

- يمكن لأسرة واحدة أن تتضمن أكثر من عائلة لا العكس.
- كل عائلة أسرة في حالة الاستقلالية الاقتصادية.
- كل عائلة محتواة ضمن أسرة.
- ليست بالضرورة أن تكون كل أسرة عائلة.
- يمكن أن تكون الأسرة عائلة و لكن ليس العكس.
- يمكن لشخص واحد أن يشكل أسرة و لا يشكل عائلة.

للإشارة: يوجد اختلاف في مفهوم وماهية الأسرة و العائلة بين الديموغرافيا و بعض العلوم مثل علم الاجتماع و علم النفس، بحيث تعرّف العائلة في علمي الاجتماع و النفس على أنها مجموعة أسر، عكس ما هو متعارف عليه في الديموغرافيا و بعض العلوم الأخرى مثل الإحصاء و الاقتصاد.

بحيث يعرف بيير بورديو (Pierre Bourdieu) الأسرة: الأسرة الممتدة هي الخلية الاجتماعية الأساسية... النموذج الذي على صورته تنتظم البنيات الاجتماعية ، لا تقتصر على جماعة الأزواج و ذرياتهم، لكنها تضم كل الأقارب التابعين للنسب الأبوي جامعة بذلك تحت رئاسة قائد واحد عدة أجيال³

¹ONS, Dépenses de consommation des ménages algériens en 2011, Mars 2014, p 11

²دليل العداد ، التعداد الخامس للسكان و السكن ، الديوان الوطني للإحصائيات ، فيفري 2008، ص 22

³Pierre Bourdieu, sociologie de l'Algérie , coll , que sais je ? N° 802 , Paris, PUF,1974, p 12

أما مصطفى بوتنفوشت فيرى أن الأسرة الجزائرية: الأسرة الجزائرية هي أسرة ممتدة تعيش في أحضانها عدة أجيال، عدة أسر زواجية، تحت سقف واحد "الدار الكبرى" عند الحضر، و "الخيمة الكبيرة" عند البدو، إذ نجد من 20 إلى 60 شخصا أو أكثر¹.

تصديقا، لما ورد ذكره فقد عرف الباحثان في علم الاجتماع العيد دبزي و روبير ديكلوتر الأسرة كالتالي: "جماعة منزلية تدعى "العائلة"، مكونة من الأقارب القريبين الذين يشكلون وحدة جماعية-اقتصادية قائمة على علاقات الالتزام من تبعية و تعاون"²، يقصد الباحثان بهذا التعريف الأسرة التقليدية.

بعد الربط بين الاختلافات في تحديد ماهية الأسرة بين الديموغرافيا و علم الاجتماع نجد أن كلاهما يشترك في نقطة واحدة و هو تحديد مفهوم الأسرة النواة أي الأسرة النووية بحيث ديموغرافيا كما اشرنا سابقا بان الأسرة يمكن أن تكون عائلة لكن العائلة لا يمكن أن تكون أسرة إلا بشروط و هذه الشروط تتوفر فقط في الأسرة النووية أي أن الأسرة النووية أو الأسرة النواة هي في نفس الوقت عائلة، و من وجهة نظر علم الاجتماع فان العائلة هي عبارة عن مجموعة أسر كما أشار محمد عاطف غيث في كتابه علم الاجتماع بأن الأسرة الممتدة و التي تمثل في نفس الوقت العائلة تتكون من الزوجين و أولادهما الذكور و الإناث غير المتزوجين و الأولاد وزوجاتهم و أبناءهم و غيرهم من الأقارب كالعم و العممة و الابنة الأرملة و غيرهم، جميعا يعيشون في نفس المسكن و يشاركون في حياة اقتصادية و اجتماعية واحدة تحت رئاسة الأب الأكبر أو رئيس العائلة³، و في إشارة إلى الأسرة النووية التي تعد نقطة التقاطع بين العلمين علم الاجتماع و علم السكان فأشارت سناء حسنين الخولي بان الفرد يولد في أسرة مكونة منه و من إخوته و من والديه تسمى أسرة التوجيه و عندما يتزوج الفرد و يترك الأسرة يخلق لنفسه أسرة نواة تتكون منه و من زوجته و أطفاله تسمى حينئذ أسرة الإنجاب⁴

4. التعداد: هو عمل ديموغرافي و وسيلة لمعرفة حالة السكان بحيث يعتبر المصدر الأهم و الرئيسي في جميع دول العالم دون استثناء لدراسة توزيع السكان و تركيبهم و أهم خصائصهم الديموغرافية، يغطي كل البلاد و لا يقتصر على صنف معين من المجتمع السكاني. كما يوصف بأنه شامل باعتباره يشمل كافة أفراد المجتمع السكاني. و يهدف إلى تحقيق التصوير الرقمي لأحوال السكان في لحظة معينة أو كما يصفه البعض بأنه تحقق الجرد الذي يجري لكل فترة زمنية معينة⁵، كما يمكن تعريفه أيضا بأنه العملية الكلية لجمع و تجهيز و تقويم و تحليل و نشر البيانات الديموغرافية و الاقتصادية و الاجتماعية المتعلقة بكل

¹Mustafa Boutefnouchet, la famille Algérienne, évolution et caractéristique récentes, Alger, SNED, 1982, p 42

²Robert Descloitres, Laid Debzi, Système de parenté et structure familiales en Algérie, Annuaire de l'Afrique du nord, Paris, CNRS, 1963, p 29

³محمد عاطف غيث، علم الاجتماع، دار المعارف، ص 12

⁴سناء حسنين الخولي، الأسرة و الحياة العائلية، دار المسيرة، عمان، ط 1، 2015، ص 50

⁵عبد العلي الخفاف، واقع السكان في الوطن العربي، طبعة 1، العراق، ص 14

الأفراد في قطر أو جزء محدد المعالم من قطر و في زمن معين¹، بالجمع بين التعريفين المذكورين للتعداد يمكن القول بأنه أهم مصدر للمعطيات السكانية مهما كان نوعها و يضمن التصوير الرقمي لحالة سكان كامل القطر أي انه يقام في لحظة زمنية محددة يطلق عليها الديموغرافيون تسمية التاريخ المرجعي للتعداد، وبالتالي فان العداد أي العون المكلف بالقيام بعملية العد عن طريق الاستمارة بالمقابلة مهتم بتسجيل كل الأحداث الديموغرافية التي وقعت للأفراد و الأسر بالضبط حين التاريخ المرجعي لعملية التعداد دون غيرها من الأحداث التي وقعت بعد التاريخ المرجعي.

5. المسح بالعينة: هو أحد الأدوات المهمة التي تجمع من خلاله بعض البيانات السكانية ويكمن

الغرض الأساسي من العينات في إمكانية تعميم النتائج على المجتمع الذي أخذت منه تلك العينات، من الأسباب التي تدعو لكثيرين إلى استخدام العينات بدلاً عن الحصر الشامل:

- سهولة تنفيذ العينات ومرونتها بالنسبة لنوع وكمية البيانات المراد جمعها.
- تتسم البيانات التي تجمع عن طريق المسح بالعينة بالدقة لإمكانية تنفيذها بسهولة.
- يتميز المسح بالعينة بقلّة تكاليفه مقارنة بالحصر الشامل إذ يمكن إجراء المسح بالعينة في حدود الإمكانيات المتاحة.

يمكن تعريفه بأنه أسلوب من أساليب البحث التي تتضمن استخدام الاستبيانات القياسية الموحدة أو إجراء مقابلات من أجل جمع البيانات حول الأشخاص، و يعد من بين أكثر الأساليب استعمالاً فيما يتعلق بالبحوث الكمية في العلوم الاجتماعية، يتميز بنقاط قوة مقارنة بأساليب البحث الأخرى، الأولى تعتبر دراسات البحث أداة ممتازة لقياس مجموعة معينة من البيانات التي لا يتم ملاحظتها مثل التفضيلات الخاصة بالأشخاص، الآراء، السلوكيات، المعتقدات، ثانياً تعتبر من انصب الأساليب لجمع البيانات عن بعد حول الكثافة السكانية المتميزة بالكبر و التي يصعب رصدها و تغطيتها من خلال استخدام المعاينة الدقيقة من أجل ضمان تمثيل المجتمع السكاني المستهدف، ثالثاً قد تكون أحياناً المقابلة (عن طريق الاستبيان) الطريقة الوحيدة التي من خلالها يتم التوصل إلى المجموعات السكانية مثل بحوث الهجرة².

تختلف مفردات البحث بالمسوح بالعينة حسب نوع و هدف الدراسة و الأهداف المرجوة منها فقد تستهدف المسوح الأفراد أو المؤسسات أو القرى أو غير ذلك و في أحيان تكون الأسر محل استهدافها أي أن الأسر تكون وحدات معاينة. و على هذا الأساس تعتمد المسوح لكونها من أهم مصادر المعطيات، تسمح

¹فتحي محمد ابو عيانة، مدخل الى التحليل الإحصائي في الجغرافيا البشرية، دار المعرفة الجامعية، الاسكندرية، 1987، ص 181.
²خالد بن ناصر آل حيان: بحوث العلوم الاجتماعية المبادئ و المناهج و الممارسات، بيروت، 2015، ص 212، 211.

بجمع بيانات بطريقة سهلة، يوظف جزء من المجتمع كأساس للملاحظة أين تمثل الأسرة فيه وحدة معاينة. البيانات و النتائج المتوصل إليها تعمم على سائر المجتمع¹.

العلاقة بين التعداد و المسح: من خلال ما تم تقديمه لمفهومي التعداد و المسح يمكن القول بكونه علاقة تكاملية بين المسح و التعداد، إذ يحتاج المسح للتعداد ليستمد قواعد المعاينة الخاصة به و بالأخص في العينات العشوائية التي تشترط وجوباً وجود قاعدة بيانات شاملة يُحصر فيها جميع أفراد المجتمع المستهدف في الدراسة، كما يحتاج التعداد للمسوح لتأكيد و تقدير صحة المؤشرات و النتائج المتوصل إليها بحيث تُعتمد المسوح كأدوات لتقييم دقة وشمولية البيانات التي جمعت بواسطة التعداد.

6 . المقاطعة: هي جزء من إقليم البلدية ذات حجم مناسب، يمكن تصنيفها إلى نوعين:

- المقاطعة المتجمعة أو الحضرية: هي مقاطعة تنتمي إلى تجمع حضري، مكونة من مجموعة سكنية واحدة أو أكثر وتحتوي على حوالي 1050 ساكن (150 إلى 200 أسرة تقريباً).

- المقاطعة المبعثرة أو الريفية: هي مقاطعة تنتمي إلى المناطق المبعثرة تتألف من عدد من القرى و المداشر و المساكن المعزولة، تحوى هذه المقاطعات ما بين 500 و 600 ساكن².

7 . متوسط حجم الأسرة: مؤشر ديموغرافي يقيس البعد الكمي للأسر من حيث عدد الأفراد

المشكلين لها، و يحسب بقسمة مجموع الأفراد في المجتمع السكاني على مجموع الأسر. و يعتبر متوسط حجم الأسرة من أهم المعايير المترجمة للتغير في النمط الأسري إضافة إلى المتغيرين عدد المراهقين في الأسرة و عمر رب الأسرة³.

8 . السلوك الخصوبي: هو مجموعة من المواقف و الممارسات المتعلقة بالرغبة في إنجاب

طفل آخر (إضافة إلى الطفل أو الأطفال المولودين سابقاً) و يشمل الخصوبة الفعلية و كذلك الخصوبة المرغوب فيها و العوامل التي تحددها كالمغيرات الوسطية مثل السن، السن عند الزواج الأول، و استعمال وسائل منع الحمل...، والسلوك الإنجابي عبارة عن ممارسات مبنية على وعي الزوجة و الزوج حسب الحاجيات الاجتماعية و الاقتصادية للأسرة⁴ "

¹Guide pratique pour la conception enquête sur les ménage :Série FN° 98 ,département des affaires économique et sociales, division des statistique, publication de nation unie NEW YORK 2010, p 02

²دليل العداد : التعداد الخامس للسكان و السكن ، الديوان الوطني للإحصائيات ، فيفري 2008، ص 7

³ Mark Pilon, Thérèse Locoh, Emilien Viginikin et Patrice Vimard, CEPED N°15 , Ménages et familles en Afrique : Approche et dynamique contemporaines, Paris, 1997, P 21

⁴Kouaméaka : structure de production et comportement procréateur en cote d'ivoire, CEPED , Paris 1996

9 . الخصوبة: تعرف بالفرنسية (LA FECONDITE)، و هي العملية المسؤولة عن الاستقرار الحيوي للمجتمع السكاني، تضمن استمراريته وتمثل ظاهرة أساسية في الدراسات السكانية. ويمكن تعريفها على أنها عدد المواليد الأحياء المسجلين للنساء المتراوحة أعمارهن بين 15 و 49 سنة (أعمار الإنجاب).

10 . معدلات الخصوبة: يمكن قياس المستوى الخصوبي داخل المجتمعات السكانية كليا اعتمادا على بعض المؤشرات، من أهمها:

أ- **المعدل العام للخصوبة:** هو عدد المواليد الأحياء مقسوم على عدد النساء الواقعة أعمارهن بين 15-50 سنة (سن الإنجاب) مضروب في 1000¹.

ب- **معدل الخصوبة حسب الأعمار:** هو عدد المواليد الأحياء في أعمار محددة للأمهات، أو في فترة زمنية محددة مقسوم على عدد النساء في نفس العمر سنة أو الفترة الزمنية خلال نفس السنة مضروب في 1000². و يطلق عليه كذلك معدل الخصوبة العمرية، غالبا ما تكون الفترة الزمنية المشار إليها سنة أو فئة عمرية خماسية.

ج- **المؤشر التركيبي للخصوبة:** (l'indice synthétique de fécondité) يقيس متوسط عدد الأطفال للمرأة أو مجموعة نساء (جيل من النساء بعد اكتمال حياتهن الإنجابية) خلال حياتهن الإنجابية الممتدة من 15 إلى غاية 49 سنة و يحسب اعتمادا على معدلات الخصوبة حسب الأعمار خلال سنة ما³. و بشكل أكثر تفصيلا، يمكن تعريفه بأنه متوسط عدد المواليد الأحياء الذين يمكن أن تنجبهم كل امرأة خلال حياتها الإنجابية إذا كانت ستسير خلال كل سنوات حياتها الإنجابية طبقا لمعدلات الخصوبة العمرية في سنة معينة و عليه فان هذا المؤشر يلخص في رقم واحد خصوبة كل النساء عند نقطة معينة من الزمن حيث يمثل العدد الإجمالي من المواليد الأحياء الذين تستطيع المرأة إنجابهم إذا أتيح لها نفس الفرصة للإنجاب بين 15 – 19 سنة كما لكل النساء في هذه الفئة من العمر في سنة معينة و بين السن 20 – 24 سنة و غير ذلك من الأعمار إلى غاية السن 49 سنة⁴. كما يستعمل المؤشر التركيبي للخصوبة في التحليل الطولي من أجل معرفة قدرة مجتمع ما على إعادة التجديد (إعادة تجديد الأجيال) .

¹Fabrice Mazerpille: démographie économique, France 2008, p117

²Fabrice Mazerpille: démographie économique, France 2008, p120

³John stover: DemProj, Version 4, CEPDA, juin 2005

⁴ماجدة محمد عبد الحميد، مرجع سابق، ص 18

11 . الإخصاب: (LA FERTELITE) وهي القدرة البيولوجية و الفيزيولوجية الكامنة لدى النساء خلال فترة الإنجاب (15-49 سنة)¹، و يُفهم من خلال تعريفه انه عكس العقم و يمس الجنسين معا الإناث و الذكور.

12 . المفاهيم الإجرائية:

أ . المفهوم الإجرائي للأسرة: من خلال ما تقدم ذكره فان المقصود بالأسرة في هذا العمل هو كل مجموعة أفراد مهما كان عددهم و مهما كان جنسهم يقيمون معا في نفس المسكن مهما كان نوعه، يشتركون معا المسؤولية الاقتصادية أي مختلف النفقات المعيشية تحت المسؤولية الاقتصادية و المعنوية لرب الأسرة، غالبا ما تجمع بين هؤلاء الأفراد القرابة الدموية برب الأسرة أو علاقة الزواج. كما يمكن أن تشكل الأسرة عائلة أو أن تحوي الأسرة الواحدة أكثر من عائلة أو تنعدم فيها العائلة نهائيا، و يمكن أن تأخذ الأسر عدة نماذج بنائية في نفس المجتمع السكاني، كما يمكن أن يحوي المسكن الواحد أكثر من أسرة واحدة و ذلك عند الاستقلالية الاقتصادية بين الأسر القاطنة بنفس المسكن.

ب . المفهوم الإجرائي للعائلة: مجموعة أفراد يعيشون معا في نفس المسكن تحت ظل الأسرة، تجمع بينهم حتما رابطة الزوجية أو رابطة الأبوة (الأمومة)، تحت المسؤولية المعنوية المشتركة لرب العائلة و رب الأسرة للأسرة المنتمين إليها و في نفس الوقت تحت المسؤولية الاقتصادية المباشرة لرب الأسرة. و ليس بالضرورة دائما أن تشكل كل مجموعة أفراد مقيمين معا عائلة و ذلك حين انعدام رابطة الزوجية أو رابطة الأبوة بينهم.

ج . المفهوم الإجرائي للنمذجة الأسرية: تعبر النماذج الأسرية على مختلف أشكال الأسر الممكن مصادفتها في المجتمعات السكانية، و تختلف من مجتمع إلى آخر و من باحث إلى آخر و حقل معرفي إلى آخر، و في دراستنا هذه حاولنا بناء نمذجة أسرية من وجهة نظر ديموغرافية بحتة بحيث تم اعتماد نمذجة مزدوجة، ازدواجية هذه النمذجة تكمن في تبني نمذجتين أسريتين الأولى تخص الأسر من حيث بعدها أي حجمها حملت اسم البنى الأسرية و الثانية من حيث العلاقة بين مختلف العائلات في الأسرة الواحدة حملت اسم التراكيب العائلية للأسر، حاولنا تبني هذه النماذج وفق أطر علمية تمتاز بالمنطقية و الشمول بحيث تضمن عدم التشابك بين مختلف الأشكال الأسرية المقترحة و في نفس الوقت تلم كل التشكيلات و التوفيقات الفردية التي يمكن أن تشكل الأسرة في المجتمع السكاني الجزائري.

د . المفهوم الإجرائي للبنية الأسرية: هي تعبير عن نموذج الأسرة، بحيث يتغير نموذج الأسرة بدلالة الأفراد المكونين لها اعتمادا على علاقة جميع أفراد الأسرة برب الأسرة دون النظر إلى

¹موسى سمحة: أساليب التحليل الديموغرافي، دائرة المكتبات و الوثائق الوطنية، طبعة 1، الأردن ، 1988، ص 25.

علاقة الأفراد المشكلين للعائلة مع رب العائلة، و بذلك فإن البنى الأسرية تترجم البعد الأسري من حيث عدد الأفراد المكونين لها و من حيث عدد العائلات المكونين لها.

هـ . **المفهوم الإجرائي للتركيبية العائلية للأسرة:** هي تعبير عن نموذج الأسرة عند النظر إلى الأسر من حيث العلاقة الرابطة بين رب الأسرة و أرباب العائلات المنتمين إليها أي الأنوية الثانوية، و بذلك في تترجم التوجه العائلي داخل الأسرة بدلالة العلاقة بين رب الأسرة و رب العائلة.

7.1 - مصدر المعطيات:

أولت السلطات العمومية الجزائرية أهمية قصوى لمتابعة و لتحسين الوضعية الصحية للأسر الجزائرية بصفة عامة و الأم و الطفل بصفة خاصة. وهذا ما نلمسه من خلال إجراء مجموعة من المسوح الوطنية المتتابعة الخاصة بهذا الشأن من بينها MICS1 المنجز سنة 1995، MICS2 المنجز سنة 2000، المسح الوطني الخاص بصحة الأسرة الذي أنجز سنة 2002 (PAPFAM 2002). لهذا السبب و إكمالا للجهود السابقة التي تصب في هذا السياق تم انجاز المسح الوطني العنقودي المتعدد المؤشرات المعروف اختصارا بـ MICS3 من طرف الديوان الوطني للإحصائيات بالتعاون و بالتنسيق مع وزارة الصحة و السكان و إصلاح المستشفيات (مديرية السكان)، تم تمويل هذا المسح و متابعته تقنيا من طرف عدد من الهيئات العالمية منها صندوق الأمم المتحدة للطفولة (UNICEF)، صندوق الأمم المتحدة للسكان (UNFPA) و يدخل هذا الدعم في إطار التعاون الدولي الناجم عن الاتفاقيات الدولية التي تجمع الدول الأعضاء و هذه الهيئات التابعة للأمم المتحدة. تعتبر قاعدة البيانات التي وفرها ملف هذا المسح أهم مصدر للمعطيات في هذه الدراسة إضافة إلى تقارير الديوان الوطني للإحصائيات المنبثقة على سلسلة التعدادات السابقة التي أنجزت في الجزائر.

أ . **عينة المسح:** تتكون قاعدة المعاينة من مجموعة الأسر العادية و الجماعية المحصاة في التعداد الوطني للسكان والسكن لسنة 1998 بحيث قسمت وزارة الصحة و السكان وإصلاح المستشفيات القطر الجزائري إلى أربع (04) مناطق صحية هي نفسها المناطق الجغرافية.

- المنطقة الصحية " وسط " ، تضم 11 ولاية و هي: بجاية، البليدة، البويرة، تيزي وزر، الجزائر، الجلفة، المدية، برج بوعريريج، بومرداس، تيبازة و عين الدفلى.

- المنطقة الصحية " غرب" ، تضم 11 ولاية و هي: الشلف، تلمسان، تيارت، سعيدة، سيدي بلعباس، مستغانم، معسكر، وهران، تيسمسيلت، عين تموشنت و غليزان .

- المنطقة الصحية " شرق " : تضم 14 ولاية و هي: أم البواقي، باتنة، تبسة، جيجل، سطيف، سكيكدة، عنابة، قالمة، قسنطينة، المسيلة، الطارف، خنشلة، سوق اهراس و ميلة.

المنطقة الصحية " جنوب " : تضم 12 ولاية و هي: أدرار، الاغواط، بسكرة، بشار، تمنراست، ورقلة، البيض، اليزي، تندوف، الواد، النعامة، و غرداية.

من أجل الوصول إلى معلومات و بيانات أكثر تفصيلا و دقة للمؤشرات، تم تقسيم المناطق الصحية الأربعة (وسط، غرب، وسط و جنوب) إلى 17 منطقة جزئية اعتمادا على عدة معايير مستخرجة من التعداد الوطني للسكان والسكن لسنة 1998 و بعض المسوح المنجزة من طرف الحالة المدنية، تمثلت هذه المعايير في :

- المؤشر التركيبي للخصوبة (ISF).

- الوصل بشبكة الصرف الصحي.

- الأمية .

- نسبة السكان القاطنين بالمناطق المبعثرة ولائيا.

اختيرت هذه المعايير حسب ارتباطها القوي مع الظواهر المراد دراستها و وفرتها على مستوى كل ولاية ثم توزيع عدد الوحدات الثانوية بشكل ثابت.

للتبني: خلال التعداد الوطني للسكان والسكن لسنة 1998، مثلت الأسر القاطنة بالوسط الحضري 60% من مجموع الأسر مقابل 40% بالوسط الريفي، غير أن هذا التوزيع غير متماثل داخل ولايات الوطن.

ب . حجم العينة: اختيار حجم العينة في هذا المسح حتى يكون تمثيلا على المستوى الوطني، على المستوى الجهوي (المناطق الصحية الأربعة) و على المستوى الطبقي (ريف - حضر)، واعتمادا على قاعدة المعاينة التي وفرها التعداد العام للسكان والسكن المنجز سنة 1998 تم اختيار 29478 أسرة، تتوزع بانتظام على المناطق الجزئية (17 منطقة جزئية)، و بناء على هذا الطرح تم سحب 1734 أسرة من كل منطقة جزئية، لاختيار مفردات العينة تم اعتماد سحب طبقي على درجتين:

- الدرجة الأولى: اختيار الوحدات الأولية و التي تتمثل في المقاطعات، و ذلك بتوظيف سحب نسبي للوحدات الأولية (العناقيد) وبلغ عددها 34 على مستوى كل منطقة جزئية (17 منطقة جزئية)، و بهذه الطريقة تم تحديد مجموعة المقاطعات المشكلة للعينة و البالغ عددها 510 مقاطعة. و ذلك بضرب عدد العناقيد في عدد المناطق الجزئية (510 = 34 x 17).

- الدرجة الثانية: اعتمادا على قوائم الأسر في كل المقاطعات (ريفية و حضرية) التي وفرها التعداد المنجز سنة 1998 أي آخر تعداد سابق لتاريخ انجاز المسح، تم سحب الوحدات الثانوية المتمثلة في الأسر، و ذلك بتوظيف سحب عشوائي بسيط، و بهذا تم سحب 51 أسرة من كل مقاطعة و بالتالي فان عدد الأسر المسحوبة من كل منطقة جزئية 1734 أسرة، و عليه يكون إجمالي عدد الأسر المسحوبة من كل المناطق الجزئية هو: $1734 \times 17 = 29478$ أسرة، و هي مجموعة الأسر المكونة للعينة الأساسية الموظفة لدراسة مختلف المؤشرات الصحية و السكانية في هذا المسح.

من خلال ما تقدم و بصورة أوضح، فان المسح – المصدر الرئيسي لمعطيات الدراسة - قد شمل مختلف مناطق القطر و استهدف من الناحية الكمية ما يلي:

- 29478 أسرة.

- 47612 امرأة في السن الإنجابي (15-49) سنة.

- 15000 طفل تقل أعمارهم عن 5 سنوات.

- عدد الأفراد المستجوبين (المبحوثين) بلغ 171100 مبحوث.

- تم تجريب استمارة المسح قبل الشروع في العملية على عينة استطلاعية مكونة من 120 أسرة موزعة على ثلاث (03) عناقيد.

8.1 - نوعية المعطيات:

المقصود بنوعية المعطيات هو تقييم المعطيات و البيانات المتوفرة من جودتها و سلامتها بحكم أن هذه المعطيات لم تُجمع من طرفنا بل تعتبر قاعدة معطيات جاهزة، قبل القيام باستغلال قاعدة البيانات الأساسية المتمثلة في ملف المسح الوطني العنقودي المتعدد المؤشرات (MICS 2006) الخاص بصحة الأسرة و بالأخص الطفل و الأم، و جب علينا أولا تقييم البيانات و المعطيات الخاصة بمتغيري السن و النوع لان كل المؤشرات الديموغرافية تكاد تكون متعلقة بهذين المتغيرين، و للتأكد من مدى سلامة هذه البنية استعملنا بعض المؤشرات الديموغرافية الأكثر شيوعا و استعمالا مثل مؤشر وبيبل و مؤشر مايرز لقياس الجاذبية أو النفور للأعمار المنتهية بأرقام معينة دون سواها من الأرقام الأخرى و المؤشر المركب للأمم المتحدة الذي يقيس انتظام توزيع السكان حسب متغيري السن و الجنس معا.

1- **مؤشر وبيبل:** يبين هذا المؤشر درجة تفضيل الأفراد للإدلاء بالأعمار التي تنتهي بالرقم

صفر أو بالرقم خمسة وذلك في المجال العمري من 23 إلى 62 سنة، يحسب هذا المؤشر إحصائيا وفق الصيغة التالية:

$$\text{مؤشر ويبيل} = \frac{\text{مجموع الأفراد المنتهية أعمارهم بصفر أو خمسة في المجال [23-62 سنة]}}{15} \times 15$$

المجموع الكلي للأفراد في المجال العمري من [23-62 سنة]

يعبر هذا المؤشر على دقة تسجيل الأعمار في التعدادات و المسوح ويبين درجة الميول إلى الأعمار المنتهية بصفر (0) وخمسة (5) لدى الأفراد. وتعتبر هذه الطريقة محدودة بسبب أن تفضيل الأعمار قد لا يرتبط فقط بالأعمار المنتهية بصفر وخمسة وإنما قد يتم التفضيل في كامل المجال [0،9]، حسب الطريقة تتراوح قيمة دليل ويبيل بين القيمتين صفر (0) كحد أدنى و خمسة (5) كحد أقصى، إذا كانت قيمته مساوية للواحد دل ذلك على عدم وجود تحيز أو تفضيل للرقمين صفر وخمسة و بالتالي سلامة البنية عمريا، ولكن إذا كانت قيمته مساوية للخمسة دل ذلك على أن تصريح الأفراد بأعمارهم تحيز و فقط باتجاه الصفر والخمسة. عموما كلما اقترب ناتج المؤشر إلى القيمة صفر أو ابتعد من القيمة واحد باتجاه القيمة خمسة دل ذلك على وجود خلل في البنية العمرية يُصنف كنفور في الحالة الأولى أو كتحيز و جاذبية في الحالة الثانية يعود السبب في الخلل البنيوي عمريا إلى الإدلاء من طرف الأفراد المتميز بالتحيز أو التسجيل من طرف الأعوان المُكلفين بذلك، أما في وجود قيمة هذا المؤشر بين المقدارين المذكورين فان تصنيف درجة دقة التصريح بالأعمار من طرف المستجوبين أو المبحوثين يكون حسب المجالات المرجعية كالتالي:

- قيمته تساوي 0 نفور تام من الأعمار المنتهية بـ 0 و 5
- أقل من 1.05 الإدلاء بالأعمار بدرجة عالية في الدقة.
- من 1.05 إلى 1.099 الإدلاء بالأعمار متوسط النوعية.
- من 1.10 إلى 1.249 الإدلاء بالأعمار صحيح تقريبا .
- من 1.25 إلى 1.749 الإدلاء بالأعمار غير دقيق (ضعيف).
- أكثر من 1.75 الإدلاء بالعمر غير دقيق على الإطلاق (ضعيف جداً).
- قيمته تساوي 5 تحيز تام للأعمار المنتهية بـ 0 و 5

يعتبر هذا المؤشر من أسهل المؤشرات من الناحية الحسابية، من ابرز عيوب هذا المؤشر اقتصاره على قياس جاذبية الأفراد للأعمار المنتهية بالرقمين صفر أو خمسة كما يعاب عليه عدم إمكانية حسابه إذا كانت الأعمار غير موزعة بتفصيل أي موزعة على شكل فئات عمرية خماسية أو عشرية.

¹La population de l' Afrique ,Manuel de démographie ,Francis Gendreau , édition Karthala CEPED, Paris France ,p 176.

بهدف تقييم المعطيات من الناحية العمرية و لحساب مؤشر وييل من خلال المعطيات التي وفرها المسح محل الدراسة، تم استخراج أعداد الأفراد الواقعة أعمارهم في المجال العمري بين 23 و 62 سنة موزعين حسب إدلائهم بأعمارهم، كما هو موضح في الجدول التالي:

جدول 1.1 : توزيع الأفراد حسب العمر

العمر	التكرار	العمر	التكرار
23	3845	43	1875
24	3714	44	1604
25	3578	45	1676
26	3349	46	1597
27	3109	47	1505
28	3074	48	1488
29	2834	49	1164
30	2807	50	1693
31	2633	51	1559
32	2647	52	1348
33	2492	53	1319
34	2357	54	1280
35	2358	55	1260
36	2244	56	1014
37	2091	57	948
38	1985	58	946
39	2146	59	851
40	2091	60	734
41	1993	61	736
42	1991	62	742

من خلال معطيات الجدول أعلاه رقم 1.1 نجد ما يلي:

- بلغ مجموع الأفراد المنتهية أعمارهم بصفر أو خمسة في المجال العمري من 23 إلى غاية 62 سنة 16197 فرد.

- بلغ المجموع الكلي للأفراد في نفس المجال العمري 23- 62 : 78677 فردا. بعد تطبيق العلاقة السابقة لحساب مؤشر ويبيل نجد:

$$1,029 = 5 \times \frac{16197}{78677} = \text{دليل ويبيل}$$

نتج مؤشر ويبيل يساوي بالقيمة 1,02 و يقل بذلك عن 1.05 و يقترب من القيمة واحد، و عليه حسب المجالات المرجعية المذكورة أعلاه يمكننا القول بان إدلاء الأفراد بأعمارهم ينعدم فيه كل من الجاذبية و النفور للأعمار المنتهية بالرقمين صفر (0) و خمسة (5)، و يتميز إدلاؤهم بالأعمار بدرجة عالية من الدقة.

أ - مؤشر ويبيل حسب الجنس: يمكن كذلك حساب مؤشر ويبيل بإدخال متغير الجنس، أي حساب هذا المؤشر للذكور فقط ثم حسابه للإناث بغية المقارنة بين الجنسين من ناحية أدلاهم بأعمارهم، لأنه من الشائع أن يكون إدلاء الذكور بأعمارهم أدق مقارنة بإدلاء الإناث بأعمارهن لعدة اعتبارات، وهذا ما جعلنا نقوم بحساب هذا المؤشر لكل جنس على حدى للتأكد من هذا الطرح و مدى تأثيره إن تحقق على سلامة البنية العمرية. لحساب المؤشر وظفنا الجدول التالي الذي لخصنا فيه توزيع الأفراد حسب متغيري الجنس و العمر للأفراد الواقعة أعمارهم بين العمرين 23 و 62 سنة، و انطلاقا منه تم حساب مؤشر ويبيل لكل جنس.

جدول 2.1 : توزيع الأفراد حسب العمر و الجنس

الجنس		العمر	الجنس		العمر
ذكور	إناث		ذكور	إناث	
977	1014	42	2013	1832	23
942	933	43	1895	1819	24
785	819	44	1874	1704	25
820	856	45	1727	1622	26
798	799	46	1628	1481	27
773	732	47	1571	1503	28
754	734	48	1420	1414	29
648	516	49	1458	1349	30
711	982	50	1303	1330	31
737	822	51	1341	1306	32
635	713	52	1216	1276	33
655	664	53	1156	1201	34
649	631	54	1161	1197	35
658	602	55	1115	1129	36
517	497	56	1021	1070	37
499	449	57	998	987	38
480	466	58	1055	1091	39
428	423	59	1020	1071	40
364	370	60	941	1052	41

من خلال معطيات الجدول رقم 2.1 تبين أن:

أ . 1 - مؤشر وبيل عند الذكور:

بلغ مجموع الأفراد الذكور الذين أدلوا بأعمار منتهية بالرقمين بصفر أو خمسة في المجال العمري من 23 إلى 62 سنة 8066 فرداً، أما المجموع الكلي للذكور في هذا المجال فقد بلغ 39522 فرداً، اعتماداً على المجموعين تكون قيمة مؤشر وبيل كالتالي:

$$\text{دليل وبيل} = 5 \times \frac{8066}{39522} = 1,0204$$

وجدنا قيمة مؤشر ويبيل للذكور 1,0204، و هي قريبا تكاد تساوي القيمة واحد، و عليه يمكننا القول بان إدلاء الأفراد الذكور بأعمارهم ينعدم فيه كل من الجاذبية و النفور للأعمار المنتهية بالرقمين صفر (0) و خمسة (5)، لذلك نقول بان الإدلاء بالعمر لدى الذكور بلغ درجة عالية من الدقة.

أ . 2 - مؤشر ويبيل عند الإناث:

بلغ مجموع الإناث اللواتي صرحن بأعمار منتهية بالرقمين صفر أو خمسة في المجال العمري من 23 إلى 62 سنة 8131 مصرحة، في حين بلغ المجموع الكلي للإناث في هذا المجال 39155، اعتمادا على المجموعين تكون قيمة مؤشر ويبيل للإناث كالتالي:

$$\text{دليل ويبيل} = 5 \times \frac{8131}{39155} = 1,038$$

وجدنا مؤشر ويبيل للإناث مساويا للمقدار 1,038، و الذي يعد اقل من القيمة 1.05 و عليه يمكننا القول بان إدلاء الإناث بأعمارهم ينعدم فيه كل من الجاذبية و النفور للأعمار المنتهية بالرقمين صفر (0) و خمسة (5)، لذلك فان الإدلاء بالعمر لدى الإناث بلغ درجة عالية من الدقة، مما يعكس جدية تصريحهن بالأعمار إلى حد جد مقبول.

كمقارنة بين النتائج المتحصل و المتعلقة بمؤشر ويبيل، و جدنا أن قيمة هذا الأخير دون إدراج متغير الجنس (1,029) محصورة بين قيمته لدى الذكور و الإناث مما يدل على صحة و دقة النتائج المتوصل إليها، و كمقارنة لقيمه بين الجنسين الذكور و الإناث يمكننا القول بأن كلا الجنسين تميز بدقة عالية في الإدلاء بالأعمار إلا أن الذكور كانوا أدق نسبيا في تصريحهم مقارنة بالإناث، لان قيمة مؤشر ويبيل للذكور (1,020) اقل من نظيرتها عند الإناث (1,038) أي أن قيمة مؤشر ويبيل للذكور اقرب إلى الواحد (1) مقارنة مع قيمته للإناث، و هذا ما يؤكد الطرح السابق القائل بامتياز الذكور بتصريح دقيق عندما يتعلق الأمر بمتغير العمر مقارنة بالإناث بسبب مجموعة من الاعتبارات تخص الإناث يمكن إرجاعها إلى العامل النفسي أكثر من العوامل ذات الطبع الأخرى، إذ أن الإناث أحيانا تتعمد في تصريحاتهن عندما يتعلق الأمر بالسن بأعمار اقل من أعمارهن الحقيقية بحيث يدلين بأقرب الأعمار المنتهية بصفر أو خمسة لأعمارهن الفعلية فمثلا أنثى عمرها 31 سنة قد تصرح بان عمرها 30 سنة أو أنثى عمرها 36 سنة قد تدلي بان عمرها 35 سنة، غير أن هذا و اعتمادا على النتائج المتحصل عليها فيما يتعلق بمؤشر ويبيل لا يؤثر على مدى سلامة البنية العمرية و يمكننا اعتماد معطيات المسح كقاعدة للدراسة عند إدخال متغير السن.

ب - مؤشر ويبيل حسب المنطقة السكنية: بعدما تم حساب مؤشر ويبيل لمجمل الأفراد و حسابه بإشراك متغير الجنس، و لأهمية متغير المنطقة السكنية في هذه الدراسة يمكننا كذلك حساب هذا المؤشر

بإدخال متغير المنطقة السكنية (حضر - ريف)، كون العينة التي تم اختيارها تحوي أسرا من كل جهات الوطن و بالتالي فهي تحوي أسر قاطنة بالمناطق السكنية الحضرية و أخرى قاطنة بالمناطق السكنية الريفية، ويكون ذلك بحساب هذا المؤشر للأفراد القاطنين بالمناطق الحضرية فقط ثم حسابه للأفراد القاطنين بالمناطق الريفية بغية المقارنة بين قاطني الوسطين من ناحية الدقة في إدلائهم بأعمارهم، لأنه من المتواتر أن يكون إدلاء قاطني المناطق الحضرية بأعمارهم أدق مقارنة من إدلاء قاطني المناطق الحضرية بأعمارهم لعدة اعتبارات تتعلق بالمنطقة السكنية الريفية. و الجدول التالي رقم 1.3 يلخص البيانات الخاصة بأعمار قاطني المنطقتين السكيتين الحضرية و الريفية في المجال العمري الممتد من العمر 23 إلى غاية العمر 62 سنة.

جدول 1.3 : توزيع الأفراد حسب العمر و المنطقة السكنية

المنطقة السكنية		العمر	المنطقة السكنية		العمر
حضر	ريف		حضر	ريف	
1146	729	43	2249	1596	23
1040	564	44	2151	1563	24
1053	623	45	2125	1453	25
1005	592	46	1941	1408	26
940	565	47	1811	1298	27
967	521	48	1795	1279	28
746	418	49	1713	1121	29
1056	637	50	1683	1124	30
954	605	51	1616	1017	31
886	462	52	1603	1044	32
854	465	53	1561	931	33
838	442	54	1463	894	34
789	471	55	1409	949	35
657	357	56	1428	816	36
616	332	57	1290	801	37
632	314	58	1275	710	38
540	311	59	1326	820	39
477	257	60	1358	733	40
461	275	61	1272	721	41
455	287	62	1238	753	42

من خلال المعطيات الموضحة في الجدول رقم 3.1، و بهدف حساب مؤشر ويبيل وجدنا:

ب . 1 - مؤشر ويبيل في المنطقة السكنية الحضرية:

بلغ مجموع الأفراد القاطنين بالمناطق الحضرية الذين أدلوا بأعمار منتهية بصفر أو خمسة في المجال العمري من 23 إلى 62 سنة 9950 فردا بينما بلغ المجموع الكلي لهم في نفس المجال 48419 فردا، اعتمادا على المجموعين تكون قيمة مؤشر ويبيل كالتالي:

$$\text{دليل ويبيل} = 5 \times \frac{9950}{48419} = 1,027$$

وجدنا أن مؤشر ويبيل الخاص بالأفراد قاطني المناطق الحضرية مساويا للقيمة 1,027، اعتمادا على هذه القيمة يمكننا القول أن أعمار ساكني المناطق الحضرية ينعدم فيها كل من الجاذبية و النفور للأعمار المنتهية بالرقمين بصفر أو خمسة، و أن إدلاءهم بأعمارهم يتميز بدرجة عالية من الدقة لان قيمة مؤشر ويبيل تكاد تساوي الواحد (1).

ب . 2 - مؤشر ويبيل في المنطقة السكنية الريفية:

بلغ مجموع الأفراد القاطنين بالمناطق الريفية المنتهية أعمارهم بصفر أو خمسة في المجال العمري من 23 إلى 62 سنة 6247 فردا. في حين بلغ المجموع الكلي لهم في هذا المجال 30258 فردا ، اعتمادا على المجموعين تكون قيمة مؤشر ويبيل كالتالي:

$$\text{دليل ويبيل} = 5 \times \frac{6247}{30258} = 1,032$$

بعد الحساب وجدنا أن مؤشر ويبيل المتعلق بقاطني المناطق السكنية الريفية مساو للمقدار 1,032، اعتمادا على هذا المقدار يمكننا القول أن أعمار ساكني المناطق الريفية تنعدم فيها كل من الجاذبية و النفور للأعمار المنتهية بالرقمين بصفر أو خمسة، و أن إدلاءهم بأعمارهم يتميز بدرجة عالية من الدقة بحكم أن قيمته تعتبر اقل من القيمة 1,05 .

من خلال ما نتج و بصفة عامة، يمكننا القول بان أعمار الأفراد ينعدم فيها كل من التحيز و النفور للأعمار المنتهية بالرقمين صفر و خمسة و تتميز بدرجة عالية من الدقة، و كمقارنة بين سكان المنطقتين السكنتين الحضرية و الريفية من ناحية درجة دقة إدلاء الأفراد بأعمارهم نجد أن ساكني المناطق الحضرية أكثر دقة في إدلائهم بأعمارهم مقارنة بنظرائهم القاطنين بالمناطق السكنية الريفية، و ذلك اعتمادا على قيمة مؤشر ويبيل في الوسطين السكنيين بحيث وجدنا قيمته في الوسط الحضري مساوية للمقدار 1,027 و هي اقل من نظيرتها المسجلة في الوسط الريفي ذات المقدار 1,032 من جهة، ومن جهة أخرى قيمته في الوسط

الحضري اقرب إلى القيمة واحد (1) مقارنة بقيمته في الوسط الريفي، و هذا ما يؤكد الفكرة التي طرحناها سابقا إلا أنها لا تؤثر على مدى سلامة البنية العمرية بدرجة كبيرة لان الفارق في قيمة المؤشر بين الوسطين الحضري و الريفي ضئيل جدا و على هذا الأساس فان النتائج المتوصل إليها من خلال استعمالنا للبنية عند استعمال متغير المنطقة السكنية ستكون ذات مصداقية.

2 - مؤشر مايرز:

في الفقرة السابقة ركزنا على دراسة سلامة البنية العمرية من خلال قياس جاذبية المبحوثين بالإدلاء بأعمار تنتهي بالرقمين صفر (0) وخمسة (5) فقط نظرا لميزة و أفضلية هذين الرقمين من الناحية الادلثية مقارنة بباقي الأرقام، فوجدنا أن هناك عدم تحيز للمبحوثين لهذين الرقمين و كذا عدم النفور من باقي الأرقام عند إدلائهم بأعمارهم و هذا دليل على السلامة العمرية للبنية محل الدراسة فيما يخص التحيز لهذين الرقمين، أما في هذه الفقرة سنحاول معرفة مدى سلامة البنية العمرية من ناحيتي التحيز و النفور على حد سواء آخذين بعين الاعتبار كل الأرقام التي من الممكن أن تنتهي بها أعمار المبحوثين، و ذلك بقياس مدى جاذبية المبحوثين أو نفورهم من كل الأرقام، و لبلوغ هذه الغاية سنستعمل مؤشر مايرز لقياس أوجه الجاذبية و النفور لكل الأرقام الممكن أن تنتهي بها الأعمار أي بإدراج الأرقام العشرة ابتداء من الصفر حتى الرقم تسعة. و لحساب هذا المؤشر تم الاستعانة بالجدول التالي المستخرج من قاعدة البيانات التي وفرها ملف المسح مصدر المعطيات الذي لخصنا فيه توزيع الأفراد المستهدفين حسب إدلائهم بأعمارهم.

جدول 4.1: توزيع الأفراد حسب العمر

	0	1	2	3	4	5	6	7	8
0	3129	3321	4154	2880	2077	1674	676	723	272
1	2957	3785	4182	2711	1982	1598	775	509	230
2	2993	3714	4050	2703	2027	1408	709	512	169
3	2782	3977	3904	2447	1892	1326	750	475	157
4	2698	3834	3741	2420	1608	1345	668	410	142
5	3030	3826	3601	2446	1671	1289	791	496	178
6	2894	3848	3425	2316	1649	1077	735	374	101
7	2868	4022	3166	2140	1556	961	651	330	88
8	3149	3946	3175	1966	1551	990	604	279	73
9	3053	3901	2933	2185	1215	877	602	254	57

تسهيلا للعرض الجدولي لتوزيع الأفراد حسب متغير العمر و تسهيلا للعمليات الحسابية الخاصة بمؤشر مايرز تم تبني النمط الجدولي أعلاه، بحيث الأرقام من 0 إلى 8 في السطر الأول من الجدول تمثل رقم العشرات لسن الأفراد، بينما الأرقام من 0 إلى 9 في العمود الأول من الجدول تمثل رقم الأحاد لسن الأفراد، للإشارة لم يتم إدراج الرقم 9 في السطر الأول من الجدول أعلاه كونه يمثل الأعمار 90 إلى غاية 99 غير أن المعطيات المتعلقة بمتغير السن المستوحاة من ملف المسح مصدر المعطيات لم ترد بشكل مفصل أي تم الاقتصار على الأعمار من 90 إلى غاية العمر 94 سنة فقط في حين جُمعت الأعمار الأخرى في السن 95+ و هذا من شأنه الإخلال بشرط استعمال مؤشر مايرز، و لحساب مؤشر مايرز اتبعنا الخطوات التالية¹:

1- نحسب المجاميع S_u للأفراد البالغة أعمارهم 10 سنوات فما فوق و التي تنتهي بالأرقام من صفر (0) إلى غاية التسعة (9)، وفق الصيغة الرياضية التالية :

بحيث يمثل: u العمر، و يأخذ القيم: 0، 1، 2، 3، 4، 5، 6، 7، 8 و 9

d العشرات، و يأخذ القيم: 1، 2، 3، 4، 5، 6، 7، 8 و 9

2- نحسب المجاميع $S'u$ للأفراد البالغة أعمارهم 20 سنة فما فوق و التي تنتهي بالأرقام من صفر (0) إلى غاية التسعة (9)، وفق الصيغة الرياضية التالية :

بحيث يمثل: u العمر، و يأخذ القيم: 0، 1، 2، 3، 4، 5، 6، 7، 8 و 9

d العشرات، و يأخذ القيم: 1، 2، 3، 4، 5، 6، 7، 8 و 9

3- حساب القيم T_u ، و التي تمثل التوزيع العمري المختلط اعتمادا على النتيجتين المحسوبتين في الخطوات السابقتين: S_u و $S'u$

4- حساب القيمة T ، و التي تمثل مجموع التوزيعات العمرية المختلطة وفق الصيغة الرياضية

$$T = \sum_{u=0}^9 T_u$$

¹Manuel de yaounde ,estimation indirects en démographie africaine , Francis gendreau, François gubry, Louis lohle-tart , Etienne van de walle, Dominique waltisperger , édition derouaux.ordina ,Belgique, 1985,p 195.

5- يحسب انحراف قيم التوزيع المئوي عن 10% ثم تجمع هذه الانحرافات المطلقة ويعتبر الناتج مؤشر الدقة لمايرز، وفق الصيغة الرياضية التالية:

نطبق الخطوات المذكورة على البيانات المبينة في الجدول رقم 1. 4 الذي يبين توزيع الأفراد حسب الأعمار، و لتسهيل العمليات الحسابية نلخص الخطوات في الجدول التالي:

جدول 5.1: خطوات حساب مؤشر مايرز

u	Su	u+1	S'u	9-u	Tu	$100\frac{Tu}{T}$	$\frac{9-u}{u}$
0	15776	1	12455	9	127873	10.55	0.55
1	11590	2	10389	8	106292	8.77	1.23
2	15291	3	11577	7	126915	10.47	0.47
3	12147	4	10951	6	114297	9.43	0.57
4	14167	5	10333	5	122501	10.10	0.10
5	14299	6	10473	4	127685	10.53	0.53
6	13525	7	9677	3	123704	10.20	0.20
7	12914	8	8892	2	121099	9.99	0.01
8	12585	9	8639	1	121904	10.05	0.05
9	12025	10	8124	0	120246	9.92	0.08
	101510		134320		1212517		3.81

ينتج عند تطبيق الطريقة الحسابية لمؤشر مايرز إعادة توزيع المجتمع السكاني إلى توزيع منتظم حسب كل رقم تنتهي به أعمار السكان من الناحية النسبية بحيث تمثل نسبة الأفراد عند كل رقم (من 0 إلى 9) منتهية به الأعمار 10% من مجموع الأفراد في حالة غياب الجاذبية لهذا الرقم، قيمة هذا المؤشر هي عبارة عن مجموع الفروق بين النسب المتوصل إليها التي يمثلها كل رقم و النسبة النظرية 10% بالقيمة المطلقة، تتراوح قيمته بين القيمتين 0 و ذلك يعني غياب الجاذبية بشكل مطلق لإدلاء الأفراد بأي رقم (من 0 إلى 9) و 180 و ذلك يعني بان كل الأعمار المُصرح بها من طرف الأفراد تنتهي بنفس الرقم¹، من خلال النتائج المتحصل عليها والتي تم تلخيصها في الجدول أعلاه، وجدنا أن قيمة مؤشر مايرز الناتجة عن مجموع الانحرافات المطلقة عن القيمة النظرية هي 3.81، وهي جد قيمة قريبة من القيمة صفر (0) و عليه

¹Guillaume Wunsch, techniques d'analyse des donnes démographiques déficients, ORDINA édition, Belgique, 1984, p 183.

يمكن القول عموماً أن إداء الأفراد بأعمارهم يمتاز بالدقة، وان هذه البنية قابلة للدراسة و للاستعمال وكل المؤشرات الديموغرافية التي سيتم حسابها اعتماداً على متغير العمر ستكون ذات مصداقية جد معتبرة.

و بتركيز الملاحظة على كل رقم منتهية به الأعمار المصرح بها من طرف الأفراد بشكل مستقل، أي بتتبع الفروق بين النسب المتوصل إليها التي يمثلها كل رقم و النسبة النظرية 10% الملخصة في العمود الثامن من الجدول رقم 5.1، نجد أنها تقترب من الصفر بالأخص عند الرقم 7 (0,01) مما يدل على انعدام كل من الجاذبية و النفور في التصريح بأعمار تنتهي بهذا الرقم، نستثني من هذه الملاحظة الفرق الموافق للرقم 1 (1,23) و الذي يعكس وجود نفور جزئي للأفراد من التصريح بأعمار تنتهي بهذا العدد بحكم أن القيمة الفعلية المتوصل إليها (8,77) اقل من القيمة النسبية النظرية (10) غير أن هذا لا ينقص من سلامة البنية و إمكانية استغلالها، و فيما يتعلق بالأعمار المنتهية بالرقمين صفر و خمسة وجدنا الفرقان المرافقان لهما 0,55 و 0,53 على التوالي اللذان يترجمان وجود تحيز يوصف بالضئيل جداً مما يعكس صحة النتائج المتوصل إليها سابقاً عند استعمال مؤشر وبيل.

أ- مؤشر مايرز حسب الجنس: سبق و إن استعملنا مؤشر وبيل لكل من الذكور و الإناث (كل على حدى)، و يمكننا كذلك استعمال مؤشر مايرز آخذين متغير الجنس بعين الاعتبار، قصد المقارنة بين دقة الإدلاء بالأعمار عند مجمل الأرقام الممكن أن تنتهي بها الأعمار بين الذكور و الإناث من جهة، و من جهة أخرى لتأكيد النتائج المتحصل عليها عند استعمالنا لمؤشر وبيل لدى الذكور و الإناث.

أ. 1 - مؤشر مايرز للذكور: تمهيدا لحساب مؤشر مايرز لدى الذكور بشكل منعزل عن الإناث، تم الاستعانة بالجدول التالي المستخرج من ملف المسح مصدر المعطيات و الذي لخصنا فيه توزيع الذكور حسب متغير السن (حسب إدلائهم بأعمارهم) بشكل مفصل وفق النمط الجدولي المستعمل سابقاً.

جدول 1. 6: توزيع الذكور حسب الأعمار

	0	1	2	3	4	5	6	7	8
0	1582	1679	2048	1510	992	716	338	353	134
1	1517	1951	2054	1365	952	771	415	269	128
2	1510	1841	2064	1335	1017	659	384	266	85
3	1409	2036	2050	1187	959	670	394	248	84
4	1390	1924	1898	1195	777	674	335	228	73
5	1516	1977	1871	1193	838	697	391	248	89
6	1485	1966	1754	1169	817	543	355	180	50
7	1454	1956	1628	1045	789	506	367	170	43
8	1668	2036	1632	993	764	497	309	154	40
9	1488	1916	1486	1081	665	452	287	130	26

بإتباع نفس الخطوات السابقة لحساب مؤشر مايرز المشار إليها سابقا عند حساب هذا المؤشر في شكله الإجمالي وظفنا الجدول التالي (الجدول رقم 7.1) الذي يلخص مجمل خطوات العمليات الحسابية لبلوغ قيمة هذا المؤشر.

جدول 7.1: خطوات حساب مؤشر مايرز للذكور

u	Su	u+1	S'u	9-u	Tu	$100\frac{Tu}{T}$	$\frac{9-u}{u}$
0	7770	1	6091	9	62589	10.25	0.25
1	5851	2	5183	8	53166	8.71	1.29
2	7651	3	5810	7	63623	10.42	0.42
3	6219	4	5592	6	58428	9.57	0.43
4	7104	5	5180	5	61420	10.06	0.06
5	7304	6	5327	4	65132	10.67	0.67
6	6834	7	4868	3	62442	10.23	0.23
7	6504	8	4548	2	61128	10.01	0.01
8	6425	9	4389	1	62214	10.19	0.19
9	6043	10	4127	0	60430	9.90	0.10
	67705		51115		610572		3.65

من خلال نتائج الجدول 7.1 وجدنا أن مؤشر مايرز للذكور يساوي القيمة 3.65، ومنه يمكن القول عموماً بان البنية العمرية للذكور جد سليمة، وان إدلائهم بأعمارهم يتميز بالدقة و ينعدم فيه كل من التحيز أو النفور من أعمار دون سواها. و بشكل أكثر تفصيلاً أي بتركيز الملاحظة على كل رقم من الأرقام المذكورة بمراعاة و مقارنة الأعمار المصرح بها من طرف الذكور فيما بينها، يمكن القول بان كل الأعمار تمتاز بشكل كبير من الدقة و انعدام التحيز و كذا النفور في الإدلاء بأعمار تنتهي بأرقام معينة دون غيرها باستثناء الأعمار التي تنتهي بالرقم واحد بحيث الفرق المرافق لهذا الرقم (رقم الأحاد) قدره 1,29 المبين في العمود الثامن من الجدول أعلاه، و يمكن القول من خلال هذا الفرق و النسبة الفعلية المرافقة له (8,71) أن الأعمار المنتهية بالرقم واحد في تصريحات الذكور فيها نوع من النفور، غير أنها لا تقلل من سلامة البنية العمرية بحكم قلة الفرق المشار إليه كميًا. و بتركيز الملاحظة على الأعمار المنتهية بالرقمين صفر و خمسة عند إدلاء الذكور بأعمارهم و جدنا أن الفرق بين النسبة الفعلية أي النسبة المتوصل إليها حسابياً و النسبة النظرية المبينة في العمود الثامن قيمته 0,25، 0,67، على الترتيب مما يوحي بانعدام جاذبية الذكور في الإدلاء بأعمار تنتهي بالرقمين المذكورين و هذه النتيجة تؤكد و تتطابق مع ما توصلنا إليه عند استعمال دليل ويبيل لدى الذكور.

أ. 2 - مؤشر مايرز للإناث: لحساب مؤشر مايرز المتعلق بتقييم البنية العمرية للإناث فقط، استخرجنا الجدول التالي وفق نفس النمط المعمول به سابقا، و الذي يلخص توزيع الإناث حسب إدلائهن بأعمارهن بشكل مفصل.

جدول 8.1: توزيع الإناث حسب الأعمار

	0	1	2	3	4	5	6	7	8
0	1547	1642	2106	1369	1085	958	338	370	138
1	1440	1833	2129	1346	1030	827	359	240	102
2	1482	1873	1986	1368	1010	748	324	246	84
3	1373	1941	1854	1260	933	656	356	227	73
4	1308	1910	1843	1226	830	671	333	181	68
5	1514	1850	1730	1253	833	592	400	248	90
6	1409	1882	1671	1148	832	534	380	194	51
7	1414	2067	1537	1094	767	455	284	160	44
8	1481	1910	1543	973	787	493	295	126	33
9	1565	1985	1447	1104	550	425	316	124	31

بإتباع نفس الخطوات السابقة الخاصة بحساب مؤشر مايرز، تم التوصل إلى النتائج الملخصة في الجدول التالي اعتماد على البيانات الملخصة في الجدول رقم 8.1 .

جدول 9.1: خطوات حساب مؤشر مايرز للإناث

u	Su	u+1	S'u	9-u	Tu	$100\frac{Tu}{T}$	$\frac{100}{u}$
0	8006	1	6364	9	65282	10.85	0.85
1	5737	2	5206	8	53122	8.83	1.17
2	7639	3	5766	7	63279	10.51	0.51
3	5927	4	5359	6	55862	9.28	0.72
4	7062	5	5152	5	61070	10.15	0.15
5	6996	6	5146	4	62560	10.39	0.39
6	6692	7	4810	3	61274	10.18	0.18
7	6408	8	4341	2	59946	9.96	0.04
8	6160	9	4250	1	59690	9.92	0.08
9	5982	10	3997	0	59820	9.94	0.06
	66609		50391		601905		4.16

من خلال النتائج الموضحة في الجدول رقم 9.1، نجد أن مؤشر مايرز للإناث يساوي القيمة 4.16 ومنه يمكننا القول بأن الإناث محل البحث أدلين بأعمار دقيقة عموما، و أن البنية العمرية للإناث في شكلها

العام بدون إي جاذبية لأعمار محددة أو نفور، و بشكل تفصيلي يمكن القول بان الأعمار المنتهية بالرقم واحد تميزت نوعا ما بوجود نفور في تصريحات الإناث بأعمارهن، أما الأعمار التي تميزت بوجود جاذبية وسط تصريحات الإناث فكانت الأعمار المنتهية بالرقم صفر أكثر من غيرها كون أكبر الفروق بين النسب المتوصل إليها و النسب النظرية كانت موافقة لرقم الأحاد صفر (0.85) غير أنها ليست بالجاذبية المطلقة التي تؤثر على سلامة البنية و تمنع استغلالها.

كمقارنة بين الإناث و الذكور من حيث الإدلاء بالأعمار و مدى تفضيل أرقام تنتهي بها الأعمار المصرح بها عن غيرها، يمكن القول و بشكل إجمالي أن البنية العمرية لكلا الجنسين تميزت بدقة جد مقبولة يكاد يندم فيها التحيز و النفور لأي رقم يمكن أن تنتهي به الأعمار من الصفر إلى غاية الرقم تسعة، إلا أن الذكور كانوا أكثر دقة في تصريحاتهم بأعمارهم مقارنة بدقة تصريحات الإناث بحكم أن قيمة مؤشر ماييرز لدى الذكور (3,65) اقل نظيره (4,16) المحسوب لدى الإناث، و هذا ما يوافق تماما النتائج المتحصل عليها عند قيامنا بحساب مؤشر ويبيل.

3- المؤشر المركب للأمم المتحدة:

رأينا في المؤشرين السابقين لتقييم جودة البيانات ويبيل و ماييرز أنهما يشترطان وجوب توزيع الأعمار التي صرح بها الأفراد بشكل مفصل إضافة لذلك فهما يقتصران على تقييم البنية من الناحية العمرية فقط، بينما شرط التوزيع المفصل للأعمار فهو غير مطلوب عند حساب المؤشر المركب للأمم المتحدة أي يمكن حسابه عند توفر توزيع أعمار المستجوبين على شكل فئات خماسية وبالتالي فان فرص الوقوع في أخطاء تتعلق بالتصريح بالأعمار تكون اقل عند تجميع الأعمار في فئات خماسية مما يجعل الثقة في استعمال و استغلال البيانات و ربطها ببعض المتغيرات الأخرى وفق التوزيع الخماسي أكثر، إضافة إلى هذه الخاصية فان هذا المؤشر لا يقتصر على تقييم البنية من الناحية العمرية فقط بل يتعدى ذلك بإدراج متغير النوع (الجنس). وضعته الأمم المتحدة لقياس دقة معطيات التعدادات و المسوح و يُحسب بجمع ثلاث أضعاف مؤشر النوع و مؤشر نسبة العمر للجنسين (الذكور و الإناث)¹، أي يُحسب المؤشر المركب للأمم المتحدة على الصيغة التالية: $IC = 3 \times \text{مؤشر النوع} + \text{مؤشر العمر (للذكور)} + \text{مؤشر العمر (للإناث)}$ ، و يُعبر عنه حسابيا وفق الشكل التالي $IC = Jm + Jf + 3K$

ويمكن حساب هذا المؤشر بسهولة في حالة وفرة التوزيع العمري والنوعي على شكل فئات عمرية خماسية، و يعتبر أكثر مصداقية في عكس صورة الدقة العامة لبيانات العمر. مما قد يعاب عليه انه

¹INED, Sources et analyse des données démographiques, Ajustement des données imparfaites, deuxième partie, 1973, p 19.

أحيانا قد يخفي جزء كبيرا من الانحرافات عندما تكون البيانات مجمعة وترتبطا بذبذبات في الظروف غير العادية التي تمر بها البلدان مثل الحروب أو الكوارث أو حركات الهجرة (الأمم المتحدة، 1985).

تمهيدا لتطبيق هذا المؤشر لخصنا البيانات بالطريقة اللازمة لذلك في الجدول التالي المستخرج من الملف مصدر المعطيات الذي يبين توزيع الأفراد حسب تصريحهم بأعمارهم وفق المتغيرين، الأول خاصة العمر على شكل فئات عمرية خماسية و الثاني متغير الجنس.

جدول رقم 1.10: توزيع الأفراد حسب العمر و الجنس

الذكور	الإناث	الفئات العمرية
7408	7150	4 - 0
7611	7383	9 - 5
9431	9199	14 - 10
9851	9694	19 - 15
10114	9918	24 - 20
8371	7928	29 - 25
6592	6569	34- 30
5481	5572	39 - 35
4697	4888	44 - 40
3873	3769	59 - 45
3490	3860	64 - 60
2695	2499	69 - 65
1866	1710	74 - 70
1709	1675	79 - 75
1364	1264	84 - 80

لحساب هذا المؤشر نتبع الخطوات التالية¹:

الخطوة 1: حساب نسبة الفئات العمرية لكل جنس، وفق العلاقة التالية:

$$m(i) = \frac{2Pm(i)}{Pm(i-1) + Pm(i+1)} * 100 \quad (\text{للذكور})$$

$$f(i) = \frac{2Pf(i)}{Pf(i-1) + Pf(i+1)} * 100 \quad (\text{للإناث})$$

الخطوة 2 : حساب مجموع الفروق بالقيمة المطلقة بين نسب النوع و 100 ، كالتالي:

¹Manuel de yaounde ,estimation indirects en démographie africaine , Francis gendreau, François gubry, Louis lohle-tart , Etienne van de walle, Dominique waltisperger , édition derouaux.ordina ,Belgique, 1985,p 204

الخطوة 3: حساب نسبة الذكور ، بالعلاقة التالية:

الخطوة 4 : حساب مجموع القيم المطلقة للفروق بين نسبة النوع ونسبة النوع الموالية

بعد حساب كل من : J_m و J_f و K ، نحسب قيمة المؤشر المركب للأمم المتحدة كالتالي:

$IC = J_m + J_f + 3K$ ، والجدول التالي يوضح خطوات حساب هذا المؤشر اعتمادا على المعطيات المبينة

في الجدول السابق رقم 1. 10

جدول رقم 1. 11: خطوات حساب المؤشر المجمع للأمم المتحدة IC

K	ri	Jf	Jm	fi	mi	الذكور	الإناث	الفئات العمرية
0.52	103.61					7408	7150	4 – 0
0.57	103.09	9.68	9.60	90.32	90.40	7611	7383	9 - 5
0.90	102.52	7.74	8.02	107.74	108.02	9431	9199	14 – 10
0.36	101.62	1.42	0.80	101.42	100.80	9851	9694	19 – 15
3.61	101.98	12.56	11.01	112.56	111.01	10114	9918	24 – 20
5.24	105.59	3.83	0.22	96.17	100.22	8371	7928	29 – 25
1.98	100.35	2.68	4.82	97.32	95.18	6592	6569	34- 30
2.27	98.37	2.73	2.90	97.27	97.10	5481	5572	39 – 35
6.67	96.09	4.66	0.43	104.66	100.43	4697	4888	44 – 40
12.34	102.76	13.83	5.39	86.17	94.61	3873	3769	59 – 45
17.43	90.41	23.17	6.27	123.17	106.27	3490	3860	64 – 60
1.28	107.84	10.27	0.63	89.73	100.63	2695	2499	69 – 65
7.09	109.12	18.06	15.26	81.94	84.74	1866	1710	74 – 70
	102.03	12.64	5.82	112.64	105.82	1709	1675	79 – 75
						1364	1264	84 - 80
60.27		123.27	71.17					المجموع

اعتمادا على النتائج المبينة في الجدول أعلاه فان:

$$J_m = 71 / 13 = 5,47$$

$$J_f = 123,27 / 13 = 9,28$$

$$K = 60,27 / 13 = 4,64$$

$$IC = 28,8 \quad \text{ومنه:}$$

للحكم على ناتج المؤشر المركب للأمم المتحدة، و وضعت المعايير المجالية التالية¹:

- إذا كانت قيمة المؤشر اقل من القيمة 20 بيانات مقبولة
- إذا كانت قيمة المؤشر محصورة بين القيمتين 20 و 40 بيانات متوسطة الثقة
- إذا كانت قيمة المؤشر اكبر من القيمة 20 بيانات لا يمكن الركون إليها

بما أن المؤشر المركب للأمم المتحدة يساوي المقدار 28,8، أي أنها واقعة في المجال المعياري المفيد بان البيانات متوسطة الثقة و تقترب أكثر إلى المجال المعياري المفيد بان البيانات مقبولة، فيمكننا القول عموما بأن البيانات الخاصة بالأعمار و الجنس (ذكور، إناث) المرتبطة بملف المسح الوطني المتعدد المؤشرات لسنة (2006) المصدر الأساسي للمعطيات، تعتبر على درجة مقبولة من الدقة و أن البنية من حيث العمر و النوع سليمة و يمكن استعمالها و توظيفها في معالجة مختلف الظواهر الديموغرافية و الاجتماعية و الاقتصادية.

كخلاصة عامة لهذه الفقرة الخاصة بنوعية المعطيات محل الدراسة، اعتمادا على المؤشرات الديموغرافية الأكثر استعمالا و شيوعا التي تم حسابها في الفقرات الجزئية السابقة المطبقة على المعطيات المتعلقة بالعمر و النوع الخاصة ببيانات ملف المسح الوطني المتعدد المؤشرات (MICS 3) المنجز ميدانيا سنة 2006، و المتمثلة في مؤشر وبيل الذي كانت نتائجه للبيانات التي تمس الأعمار بصفة عامة 1,029، و بخصوص البيانات الخاصة بكل جنس فكانت 1,0204 للذكور في حين كانت لدى الإناث 1,038، أما البيانات الخاصة بالأعمار حسب المنطقة السكنية فكانت 1,027 للحضر في حين بلغت قيمته 1,032 لقاطني المنطقة الريفية، و فيما يخص مؤشر مايروز فكانت قيمته 3,81 بالنسبة لبيانات البنية العمرية دون تفصيل، و بتوظيف متغير الجنس فكانت قيمته 3,65 أما عند الإناث فبلغت قيمته 4,16. و بالنظر إلى صلاحية البيانات المتعلقة بالتركيب البنوي المزدوج أي حسب العمر و النوع معا فان قيمة المؤشر المجمع للأمم المتحدة بلغت قيمته 28,8، فانه اعتمادا على المؤشرات الثلاث السابقة الذكر يمكننا القول بان البنية

¹ عبد الله حمادة، تقييم بيانات التعداد العام، 2006، ص 31

العمرية و النوعية مقبولة إلى حد كبير و يمكن الاعتماد عليها لاستخراج و دراسة كل المؤشرات الديموغرافية التي من شأنها أن تتأثر بمتغير العمر أو الجنس.

الفصل الثاني:

النمذجة الأسرية المتبناة في الدراسة

1.2- التاريخ التطوري لمفهوم الأسرة و العائلة في الجزائر

2.2- تاريخ النماذج الأسرية في الجزائر

3.2- تكوين النماذج الأسرية الخاصة بالدراسة

4.2- تحضير الملف للدراسة

مقدمة:

تعتمد صلاحية و منطقية النمذجة الأسرية في المقام الأول على المعيار المُعتمد في تصنيف الأسر إلى أشكال تختلف فيما بينها بنيويا على أساس العلاقة التي تجمع بين أفراد الأسرة الواحدة، و يعتبر البحث عن أفضل معيار لبناء البنى الأسرية و النماذج العائلية في الجزائر من بين أحد أهم أهداف دراستنا، بحيث تجمع النمذجة المتبناة وفق هذا المعيار بين الواقع الديموغرافي للأسر الجزائرية من حيث عدد الأجيال (من حيث العائلات) المنتمية للأسرة الواحدة، علاقة الرابطة التي تجمع أفراد الأسرة برب الأسرة، من جهة ، ومن جهة أخرى العلاقة بين الأسرة و العائلة. على شرط أن تمس النمذجة المتبناة من طرفنا كل التشكيلات من أفراد الأسر الممكن أن نصادفها في المجتمع الجزائري، و تعمل على المساعدة في تحليل الوضعية الديموغرافية للأسر و العائلات الجزائرية بإدماج كل المتغيرات الأخرى غير الديموغرافية التي جعلت الأسرة الجزائرية على ما هي عليه حاليا.

بغية الوصول إلى النمذجة المنشودة، وفق المعيار الأنسب و باحترام الشروط المذكورة أعلاه، و جب علينا أولا استعراض كل المحاولات السابقة التي أثارت هذه النقطة، هذه المحاولات انبثقت من سيل المعطيات التي جمعت عن طريق التعدادات و المسوح التي أنجزت في الجزائر. هذا الاستعراض التاريخي لكل المحاولات السابقة لن يكون بغية استعراضها فقط، بل لمعرفة التطور التاريخي الذي مس مصطلحي الأسرة و العائلة اللذان يعتبران من أهم متغيرات دراستنا، و النقد العلمي المؤسس لكل النماذج التي تم تبنيها سابقا لإظهار كل العيوب و النقائص و التناقضات التي وردت فيها، و الاستفادة من مزاياها و نتائجها في الدراسة التطورية للتوجه الأسري و العائلي في الجزائر هذا من جهة، و من جهة أخرى للبرهنة على أن المعيار و النمذجة التي سنتبناها في دراستنا هي الأنسب و الأكثر توافقا و تماشيا مع ما هو موجود من تشكيلات للأفراد في الأسرة الجزائرية.

1.1 - التاريخ التطوري لمفهوم الأسرة و العائلة في الجزائر:

عرف مفهوم كل من الأسرة و العائلة في الجزائر تطورا و تغيرا بدلالة الزمن، بحيث استعمل المصطلحين في كل تعداد للدلالة على مجموعة أفراد و لكن بنوع من الاختلافات بين عمليات جمع المعطيات الديموغرافية المنجزة في الجزائر و المتمثلة في التعدادات و المسوح، ساير التغير في مفهوم مصطلح الأسرة في الجزائر تغيراته عالميا، و بما أن التغير في المفهومين كان مسايرا لمناسبات انجاز التعدادات فوجب أولا التعرّيج على مجموعة التعدادات المنجزة في الجزائر سواء في الفترة الاستعمارية أو في الفترة بعد الاستعمار، كما ذكرنا سابقا فان التعدادات و المسوح التي أقيمت في الجزائر قد تناولت هذا المصطلح كونه يعتبر المهد الأول لتجمع الأفراد و مجموعة هذه التجمعات من الأفراد تشكل القرى و المدن ثم المجتمع السكاني عموما، و على هذا الأساس سنحاول استعراضه هذا المفهوم حسب وروده زمنيا في كل تعداد و في كل مسح. حتى تتضح الصورة أكثر، سنتطرق تحت هذا العنوان إلى تاريخ مفهوم الأسرة و العائلة في الجزائر كل على حدا، فقد مر كل من مفهوم الأسرة و العائلة في الجزائر بتطورات ملحوظة تتماشى زمنيا مع عملية جمع البيانات (الإحصائية) الديموغرافية المنجزة على مستوى القطر الجزائري سواء خلال الفترة الاستعمارية أو بعد الاستقلال.

1.1.1 - في التعدادات: اهتمت التعدادات و بدرجة كبيرة بالأسرة سواء بمفهومها المتعارف

عليه حاليا او بمفاهيمها التي كانت عليها سابقا، و للإمام بتطور مفهوم كل من الأسرة و العائلية تاريخيا و جب الوقوف كذلك على التطور التاريخي لسكان الجزائر حسب تواريخ انجاز هذه التعدادات، يمكن أن نقسم التاريخ التطوري لمفهوم الأسرة و العائلة في الجزائر الناجم عن طريق المعطيات التي جمعت بواسطة التعداد إلى مرحلتين، المرحلة الاستعمارية و مرحلة الاستقلال.

أ - المرحلة الاستعمارية:

قبل سرد ما تم جمعه من معطيات ذات صلة بالموضوع في الفترة الاستعمارية، لا بد أن نخرج على واقع الوضعية الديموغرافية للجزائر قبل الفترة الاستعمارية، فمن المعروف أن الفترة الاستعمارية في الجزائر بدأت بتاريخ 1836، إلا انه قبل هذا التاريخ تمت عملية تقدير لبعض المؤشرات الديموغرافية مثل معدل النمو الطبيعي السكاني، معدل الولادات و معدل الوفيات، كما وصف النظام الديموغرافي أي الوضعية الديموغرافية لجزائر مرحلة ما قبل الاحتلال بالنظام الديموغرافي الطبيعي أو ما يعرف بالنظام الديموغرافي البدائي، هذه الوضعية لم تكن خاصة بالجزائر فقط بل اتسمت بها كامل منطقة المغرب العربي في تلك الفترة، هذا النظام يتميز بمعدلات وفيات مرتفعة و معدل خصوبة مرتفعة و يجسد فعلا المرحلة

الأولى من مراحل التحول الديموغرافي (حسب نظرية التحول الديموغرافي)، فوق هذا النظام يقدر معدل الوفيات في الجزائر في تلك الفترة بحوالي 30 % إلى 35 % في غياب الآفات و الكوارث الطبيعية، أما معدل المواليد فلا يتعدى 35 % إلى 45 % بسبب سوء الشروط الصحية، ارتفاع وفيات الأجنة و الوفيات المخاطية، و بذلك فان معدل النمو الطبيعي السكاني السنوي يعد ضعيفا جدا و لا يتعدى 0,5 % في العام، إذا لم يتجه نحو الصفر (0)¹.

أما بالنسبة لعملية التقدير الكلي للعدد الإجمالي لسكان الجزائر لسنة 1836، تاريخ بداية الفترة الاستعمارية فقد كان محط تباين بين الباحثين الغربيين و الجزائريين، بحيث قدره كل من اندريه جوليان (André Julien) و اندريه برونو (André Prenot) بحوالي ثلاثة ملايين نسمة (3000000)، أما رونييه غاليسو فقدرة بأكثر من ذلك اذ بلغ حسب تقديراته حوالي ثلاثة ملايين و أربعمائة ألف نسمة (3400000)، في حين قدره بوخبزة أمحمد و لنفس السنة بأكثر من الباحثين السابقين بحوالي أربعة ملايين و خمسمائة ألف نسمة (4500000)².

تعتبر عملية جمع البيانات الديموغرافية قديمة في الجزائر، فقد كانت تقام عمليات عد سكانية في العهد الاستعماري الفرنسي، فأول عملية تعداد كانت سنة 1836 لكنها اقتصرت على المستوطنين الأوروبيين فقط القاطنين في الجزائر، و منذ سنة 1941 تم القيام بما يربو عن عشرين (20) تعدادا خلال الفترة الاستعمارية وصل معدل إنجازها تعداد لكل خمس (05) سنوات، غير أن معدل التغطية لهذه التعدادات لم يرق إلى المستوى المطلوب، مست هذه التعدادات المستوطنين الأوروبيين و السكان الجزائريين معا في بعض الأحيان، بحيث كانت التغطية شاملة للمستوطنين الأوروبيين بينما لم تكن بنفس معدل التغطية للسكان الجزائريين، و في واقع الأمر لم تكن الغاية وراء هذه التعدادات علمية بحتة بل كانت الأسباب وراء القيام بعملية التعداد للسكان الجزائريين الملقبين من طرف السلطات الفرنسية بـ "المسلمين" أمنية عسكرية بحتة، إلا أنها لم تكن بالمستوى المطلوب إلى غاية تعداد سنة 1856، الذي يعتبر أكثر جدية مقارنة مع التعدادات السابقة له³.

مع مرور الوقت كانت التعدادات التي تقام من طرف السلطات الاستعمارية الفرنسية تتحسن تدريجيا، و تقام مرة كل خمس (05) سنوات من طرف السلطات الفرنسية، بنفس الوقت الذي تقام به فرنسا نفسها، و بسبب طريقة توزيع السكان الجزائريين جغرافيا و طريقة عيشهم، بحيث كانت شريحة واسعة من

¹ Moncer Rouissi, population et société au Maghreb, coll, Horizon Maghrébin, Alger ,OPU,1983, p 45

انظر كذلك :

ناصر الدين سعديوني، الأحوال الصحية و الوضع الديموغرافي بالجزائر أثناء العهد التركي، في الثقافة، عدد 92، مارس-أفريل، 1986، ص 101.

² محمد الطيبي، الجزائر عشية احتلالها او سوسيولوجيا قابلية الاحتلال ، وهران وحدة البحث في الانثروبولوجيا الاجتماعية و الثقافية، 1992، ص 75

³ G. Negadi, Les sources de la démographie en Algérie, La population de l' Algérie, Imprimerie LOUIS-JEAN, Dépôt légal 411-1974, C.I.C.R.E.D Série, p 06

السكان الجزائريين تعتمد في طريقة عيشها على الترحال (عدم الاستقرار في نفس المكان لمدة زمنية طويلة نسبيا) أي حياة البدو، على عكس طريقة توزيع سكان فرنسا نفسها التي كانت تمتاز بالاستقرار، اعتمدت السلطات الفرنسية أثناء القيام بعمليات التعداد للسكان الجزائريين تقنية للعد مبنية على ثلاث مجموعات من السكان¹:

- 1- المجموعة الأولى: يتم تعدادهم عن طريق العد الاسمي اعتمادا على استمارات تسمى استمارات العائلات، تمثل هذه المجموعة من السكان كل الأفراد القاطنين بالإقليم المدني المتمثل في المدن و المراكز الاستيطانية و الأفراد القاطنين بالمراكز الاستيطانية الخاصة بالإقليم العسكري.
- 2- المجموعة الثانية: يتم تعدادهم عن طريق العد التجميعي، و تمس السكان البدو و السكان القاطنين بالتجمعات السكانية الريفية المتمثلة في الدواوير و القبائل (العشائر) و يتم ذلك اعتمادا على عد الخيم و الدواوير، ثم يقدر عدد سكان هذه المجموعة بخمس (05) إلى سبع (07) أفراد في كل خيمة.
- 3- المجموعة الثالثة: يتم تعدادهم عن طريق العد الرقمي، و تمثل الأفراد المعدودون على حدى.

تميزت كل التعدادات بعدم شموليتها الى غاية التعداد المنجز سنة 1906 الذي قام به المستعمر الفرنسي بحيث شمل و لأول مرة كل القطر الجزائري. بصورة عامة، يمكن أن نقول بان كل التعدادات و بالرغم من كثرتها فلم تستغل بياناتها كما ينبغي، كما أن النشر للبيانات التي جمعها لم يكن من احد أولويات السلطات الفرنسية، باستثناء التعدادات المنجزة سنوات : 1911 ، 1948 و 1954². لان السبب الجوهري من وراء عملية التعدادات كما اشرنا سابقا لم يكن جمع البيانات و ارضاخها للتحليل و الدراسة و محاولة بناء خطط سياسية سكانية إنمائية تتماشى مع النتائج المتوصل إليها كما هو متعارف عليه لدى المهتمين بعملية التعداد، بل كان لمعرفة عدد السكان المسلمين المقيمين بالإقليم الجزائري لأسباب أمنية عسكرية بحتة.

كما أن تعداد 1911 لم يتعرض إلى مفهومي الأسرة و العائلة اللذان يعتبران المتغيران محل اهتمامنا في هذه الدراسة. أما في تعداد 31 أكتوبر 1948 تم التطرق إلى مفهوم العائلة لأول مرة في الجزائر، بحيث اعتبرت تجمعا منزليا لمجموعة من الأفراد، و كانت ممثلة من طرف الأب غالبا، أي أن عدد الآباء هو نفسه عدد العائلات. كما تمثل الوحدات العائلية من طرف الأفراد ذوي الوضعيات التالية³:

¹ KATEB Kamel, La statistique coloniale en Algérie, (1832-1862), Courrier statistique n° 112, Décembre 2004, p 06

² G. Negadi, Les sources de la démographie en Algérie, La population de l' Algérie, Imprimerie LOUIS-JEAN, Dépôt légal 411-1974, C.I.C.R.E.D Série, p 06

³ Service Statistique général ; Familles, résultats statistiques du dénombrement de la population effectué le 31 octobre 1948 ; Vol IV, Alger

- رجل متزوج.
- رجل أرمل.
- رجل مطلق.
- امرأة أرملة.

أما مفهوم الأسرة فلم يكن له وجود بعد، مع مرور الزمن و بالضبط في التعداد الموالي مباشرة لتعداد 31 أكتوبر 1948، أي في التعداد المنجز بتاريخ 31 أكتوبر 1954، عرف مفهوم العائلة تطورا إحصائيا آخرا، بحيث لم يقتصر عدد العائلات على عدد الرجال المتزوجين، الأرامل، المطلقين و النساء الأرامل كما كان معتمدا في تعداد 31 أكتوبر 1948 بل تعدى الأمر ليأخذ بعين الاعتبار العزاب (أعزب يقيم بمفرده) أو شخصين يعيشان معا، مهما كانت العلاقة بينهما. أي تمثل الوحدات العائلية من طرف الأفراد ذوي الوضعيات التالية¹:

- رجل متزوج.
- رجل أرمل.
- رجل مطلق.
- امرأة أرملة.
- أعزب مقيم بمفرده
- شخصان مقيمان معا مهما كانت العلاقة بينهما

يمكن القول، في هذا التعداد مازال التركيز قائما فقط على مفهوم العائلة أما مفهوم الأسرة فلم يتم التطرق له بعد. ولم يتم إدراج مفهوم الأسرة إلا خلال التعداد المنجز سنة 1960. بحيث، تم تعريف العائلة على أنها مجموعة أفراد يعيشون في نفس المسكن مهما كانت العلاقة الجامعة بينهم، كما يمكن أن يشكل شخص واحد يسكن بمفرده عائلة مهما كانت وضعيته الزوجية سواء كان أعزب أو أرملا. كما أن مجموعة عائلات تشكل أسرة.

بصفة عامة، تم جمع ما توفر من بيانات تتعلق بالعدد الإجمالي للسكان المقيمين بالإقليم الجزائري خلال الفترة الاستعمارية و كذلك العدد الموافق له للسكان القاطنين بالمناطق الريفية و عدد السكان المقيمين بالمناطق الحضرية، كنتيجة لعمليات بعض عمليات التعدادات المنجزة من طرف السلطات الفرنسية. و الجدول التالي يلخص توزيع السكان الجزائريين إجمالا، و حسب المنطقة السكنية حضرية أو ريفية في السنوات التي تصادف بعض التعدادات.

¹ Service Statistique général ; La situation démographique de l'Algérie en 1954, Série sociale N° 46 – 25 MAI 1955, Démographie

جدول رقم 1.2: توزيع سكان الجزائر حسب وسط الإقامة من خلال التعدادات في الفترة الاستعمارية

السنة (حسب التعداد)	إجمالي السكان	سكان الحضر	النسبة %	سكان الريف	النسبة %
1886	3752037	523431	13,95	3228606	86,05
1906	4720974	783090	16,59	3937884	83,41
1926	5444361	1100143	20,21	4344218	79,79
1931	5902019	1247731	21,14	4654288	78,86
1936	6509638	1431513	21,99	5078125	78,01
1948	7787091	1838152	23,61	5948939	76,39
1954	8614704	2157938	25,05	6456766	74,95

المصدر: الديوان الوطني للإحصائيات

من خلال المعطيات الملخصة في الجدول رقم 1.2 نلاحظ أن الأغلبية من السكان الجزائريين كانوا يقطنون بالتجمعات السكانية ذات الطابع الريفي، إلا أن هذه النسب عرفت تراجعا مستمرا خلال كامل الفترة الممتدة من 1886 إلى 1956، بحيث انخفضت نسبة السكان في الريف من 86,05 % من مجموع السكان سنة 1886 إلى 74,95 % من مجموع السكان خلال سنة 1956 أي بفرق بين التاريخين قدره 11,1 نقطة، هذا الانخفاض كان لصالح نسب سكان المناطق الحضرية خلال نفس الفترة بحيث ارتفعت نسبتهم من 13,95 % سنة 1886 من مجموع السكان إلى 25,05 % من مجموع السكان سنة 1956. لكن بالرغم من تراجع نسبة سكان المناطق الريفية، إلا أنها كانت تمثل الأغلبية الساحقة من السكان الجزائريين خلال كامل هذه الفترة التاريخية، و هذا الواقع في توزيع السكان (حضر- ريف) يصب لصالح الفرضية القائلة بأن نسبة الأسر المركبة كانت أكبر و بكثير من نسب الأسر النووية في الجزائر خلال الفترة الاستعمارية، لأنه كلما ارتفعت نسبة السكان في الريف أدى ذلك إلى ارتفاع نسبة الأسر المركبة (الممتدة) من مجموع الأسر الجزائرية و العكس صحيح، و سنناقش هذه الفرضية بنوع من التفصيل في الفصول القادمة من هذه الدراسة.

ب- مرحلة الاستقلال:

بعد استقلال الجزائر سنة 1962 قامت بأول تعداد للسكان سنة 1966، و على هذا الأساس سنعمل على تتبع تطور مفهوم و استعمالات مصطلحي الأسرة و العائلة في التعدادات 1966، 1977، 1987، 1998 و 2008.

1 - تعداد 1966: يعد تعداد 1966، أول تعداد أنجز في الجزائر بعد استقلالها، و تبعاً

لتوصيات الأمم المتحدة الهادفة لتوحيد المفاهيم و المصطلحات من أجل تسهيل و تفعيل عمليات المقارنة التاريخية للدولة نفسها، و المقارنة الآنية بين الدول. وخدمة لهذا الغرض ابتداء من 1966 تم اعتبار العائلة بأنها مجموعة جزئية و ضمنية من الأسرة، و ان تعريف و تحديد مفهوم الأسرة يرتكز في الأساس على معيارين اثنين هما:

- الوحدة السكنية (محل الإقامة) أي اشتراك الأفراد لنفس المسكن.

- الوحدة الاقتصادية أي اشتراك الأفراد في المدخول الأسري و ما يعبر عنه بمتغير الغذاء أي

تحضير الوجبات الرئيسية معا و الاشتراك في الإنفاق الأسري.

و وفقاً للمعيارين السابقين، تم تعريف الأسرة العادية على أنها مجموعة أشخاص يعيشون في نفس

المسكن و يحضرون عادة وجباتهم الرئيسية معا، كما قد يشكل شخص يعيش بمفرده أسرة. كما تتشكل الأسرة الواحدة من عائلة واحدة أو عدة عائلات.

أما العائلة فهي مجموعة جزئية من الأسرة تتكون من شخص و زوجته أو زوجته و أولاده غير المتزوجين. في المجموع، يمكن و بصفة عامة أن تتكون العائلة الواحدة من أربع (04) تشكيلات من الأفراد:

- زوج و زوجة مع أولادهما.

- زوج و زوجة بدون أولاد.

- أب أو أم مع أولاد.

- بدون زواج و بدون أولاد، أي مجموعة أفراد يقيمون معا و ليس شرطاً أن تجمعهم أي علاقة

مها كان نوعها (علاقة الزواج، علاقة الدم، علاقة المصاهرة)

2 - تعداد 1977: في التعداد الجزائري الثاني للسكان و السكن المنجز بتاريخ 12

فيفري 1977، تم التحديد و بشكل واضح لمفهوم الأسرة، بحيث تم تعريف الأسرة العادية على أنها مجموعة أشخاص يعيشون معا في نفس المنزل تحت المسؤولية المباشرة لرب الأسرة و يحضرون وجباتهم الرئيسية معا، تجمعهم عادة رابطة دموية أو زواجه أو مصاهرة. و يمكن أن تتشكل الأسرة الواحدة من عائلة واحدة أو عدة عائلات أو شخص يقيم بمفرده.

أما مفهوم العائلة فعرف هو الآخر تعديلاً، بحيث تم إدخال شرط وجود علاقة تجمع بين الأفراد

مهما كان نوعها رابطة الدم أو رابطة الزواج، تحت المسؤولية غير المباشرة لرب العائلة. أما العلاقة بين الأسرة و العائلة فبقيت على حالها دون تغيير أي أن العائلة مجموعة جزئية من الأسرة، و تبعاً لهذا

المفهوم، أصبح من الممكن أن تتكون العائلة الواحدة من احد أربع (04) تشكيلات للأفراد، التالية الذكر دون سواها:

- زوج و زوجة مع أولادهما.
- زوج و زوجة بدون أولاد.
- أب أو أم مع أولاده (ها).
- إخوة عزاب (أي أخوة عزاب مع أخوات عزابات).

3 - في التعدادات الأخيرة:

في كل التعدادات الجزائرية التي تم انجازها بعد التعداد المقام بتاريخ 12 فيفري 1977، و المقصود بها التعدادات الثلاثة (03) التي تم انجازها في التواريخ التالية: 20 مارس 1987، 25 جوان 1998 و 08 أبريل 2008. تم تبني نفس المفهومين الخاصين بالأسرة و العائلة الذين تم العمل بهما في تعداد 12 فيفري 1977. كما تم الإبقاء و المحافظة على نفس العلاقة الرابطة بين الأسرة و العائلة و الحفاظ على نفس الشروط لكل منهما، و الحفاظ على نفس تشكيلات الأفراد الممكن أن تكون العائلة، كما تم الحفاظ على مفهومي رب الأسرة و رب العائلة و إشكال العلاقة الممكن إن تجمع بينهما.

بصفة عامة، يمكن القول بأنه تم اعتماد نفس منهجية العمل الخاصة بالإطار المفاهيمي لكل من الأسرة ، العائلة، رب الأسرة و رب العائلة في التعدادات الأربعة الأخيرة المنجزة في الجزائر، و هذا من شأنه أن يساعد الباحثين في هذا المجال و خاصة الديموغرافيين من رصد عملية التحول و التطور التاريخي الذي مس الأسرة و العائلة الجزائرية من كل النواحي.

2.1.1 - في المسوح:

سردنا في الفقرات السابقة تطور مفهوم كل من الأسرة و العائلة في الجزائر حسب التناول الزمني الترتيبي لهذين المفهومين في كل التعدادات التي أنجزت في الجزائر. و سنحاول تسليط الضوء في الفقرات القادمة على كيفية توظيف مفهومي الأسرة و العائلة في المسوح التي تم انجازها في الجزائر مهما كان الهدف منها، كون المسوح (التحقيقات) تأتي في المرتبة الثانية بعد التعدادات من الناحية الكمية للبيانات الديموغرافية و الإحصائية التي يتم جمعها بالدرجة الأولى، و بالدرجة الثانية من الناحية الشمولية. كما أشرنا سابقا فان العلاقة بين المسوح و التعدادات تعد علاقة تكاملية، بحيث تستغل وتوظف المسوح و الدراسات الديموغرافية في الجزائر التعدادات كقاعدة للمعاينة، كما تستغل التعدادات نتائج المسوح للتحقق من المؤشرات الديموغرافية والاقتصادية للتحقق من نتائجها التي توصلت إليها.

من خلال ما تقدم ذكره، فإن كل المسوح ذات البعد الديموغرافي أو الاقتصادي التي أنجزت في الجزائر وظفت قواعد بيانات التعدادات كقواعد شاملة للمعاينة، بغية سحب عينات عشوائية تمتاز بدرجة عالية من التمثيل، ووظفت متغير الأسرة كوحدة معاينة¹. لذا كان إلزاما على القائمين على عمليات المسوح من تبني مفهوم لكل من الأسرة و العائلة، و يجدر بنا القول أن كل المسوح التي أقيمت في الجزائر بعد استقلالها تبنت نفس المفهوم الخاص بالأسرة الذي تم تبنيه في التعدادات بدون أي تغيير. من بين هذه المسوح حسب الترتيب الزمني لتاريخ انجازها نذكر:

- المسوح الخمسة (05) الخاصة بنفقات استهلاك الأسر الجزائرية و مستوياتها المعيشية، تهتم هذه المسوح بشكل عام بنفقات الأسر الجزائرية، تنجز مرة كل عشر (10) سنوات. أنجز هذا المسح أول مرة سنة 1966-1967 من طرف الرابطة الجزائرية للبحوث الديموغرافية، الاقتصادية و الاجتماعية المعروفة باللغة الفرنسية اختصارا بـ (AARDES):

(Association algérienne des recherches démographiques, économiques et sociales)

أسندت مهام تنفيذ هذا المسح بعد ذلك للمرة الثانية، الثالثة، الرابعة و الخامسة للديوان الوطني للإحصائيات ONS خلال السنوات 1979-1980، 1988-1989، 2000-2001 و 2011².

- المسح الوطني الجزائري الخاص بالخصوبة (ENAF). أنجز سنة 1986 من طرف المركز الوطني للدراسات و التحليل للتخطيط، المعروف اختصارا بـ (CNEAP) .

- المسح الجزائري حول صحة الأم و الطفل (EASME). أنجز سنة 1992 من طرف الديوان الوطني للإحصائيات (ONS)، بالتعاون مع وزارة الصحة و السكان في إطار المشروع العربي، الذي يعنى بصحة الأم و الطفل (PAPCHILD).

- المسح الوطني الخاص بصحة الأسرة (ESME). أنجز سنة 2002 من طرف الديوان الوطني للإحصائيات (ONS) بالتعاون مع مديريةية السكان لدى وزارة الصحة و السكان وإصلاح المستشفيات في إطار المشروع العربي الذي يعنى بصحة الأسرة، المعروف اختصارا بـ (PAPFAM).

- المسوح العنقودية المتعددة المؤشرات MICS1، MICS2، MICS3. أنجزت خلال السنوات 1995 و 2000 و 2006 على التوالي من طرف الديوان الوطني للإحصائيات (ONS) بالتعاون مع

¹ Département des affaires économiques et sociales, division des statistiques, études méthodologiques, Guide pratique pour la conception d'enquêtes sur les ménages, série F N° 98, Nation Unie, New york, 2010, P 02.

² Office Nationale des Statistiques, Dépense de Consommation des Ménages Algériens en 2011, Collection Statistique N° 183, Série S : Statistiques sociales, Mars 2014, P 08

مديرية السكان لدى وزارة الصحة والسكان وإصلاح المستشفيات، الهدف الرئيسي من هذه المسوح الثلاثة (03) هو رصد و متابعة الوضعية الصحية للأطفال والنساء في الجزائر.

بصورة عامة، يمكننا القول أن كل المسوح ذات الطابع الديموغرافي التي تم انجازها في الجزائر، وظفت الأسرة كوحدة معاينة، متبنية نفس المفهوم تماما للأسرة الذي تم تبنيه في التعدادات الجزائرية، نفس الفكرة كذلك تنطبق على مفهوم العائلة باستثناء تعداد 1966 بشكل جزئي لا يكاد يُذكر، هذه الوحدة في مفهومي الأسرة و العائلة بين التعدادات و المسوح، من جهة، و المسوح بين بعضها البعض من جهة أخرى. من شأنها أن تمكن المتتبع الديموغرافي القيام بعملية المقارنة التطورية التاريخية للمؤشرات الديموغرافية في الجزائر.

تهدف دراستنا في شطرها الأول و هو الشطر الأساسي، إلى اختيار وإنشاء و تكوين البني الأسرية الأكثر إقناعا، و الأنسب مع ما هو موجود من تشكيلات أسرية في المجتمع الجزائري، ثم إنشاء التراكيب العائلية الموافقة لها التي يفرضها الواقع العائلي المعاش في الجزائر بحيث تضم كل تشكيلات الأفراد الممكن أن نصادفها بشرط إقامتهم في نفس المسكن. هذا العمل ليس بالأمر اليسير و السهل، فهناك عدة صعوبات منها نظرية، تتعلق باختيار البنى و التراكيب الأكثر إقناعا من الناحية العلمية و العملية، و الأكثر عمقا في التحليل الديموغرافي الأسري الذي يعكس الواقع الجزائري المعاش، والتي تعمل على تسهيل وتفعيل المقارنة محليا وعالميا. من الصعوبات الأخرى نذكر الصعوبات الميدانية الكامنة في إضافة عدد من المتغيرات الديموغرافية الجوهرية إلى ملف المسح الوطني العنقودي المتعدد المؤشرات الخاص برصد الواقع الصحي للأطفال و النساء (2006)، أي الملف الخام محل دراستنا من أجل تحضيره للدراسة.

قبل البدء في عملية بناء النمذجة الأسرية و العائلية الخاصة بدراستنا، يجب أولا إلقاء نظرة على تاريخ البنى و النماذج التي تم اعتمادها سابقا في التعدادات السكانية و المسوح الديموغرافية التي أنجزت في الجزائر. مع التطرق لمختلف مزاياها و عيوبها، حتى نستفيد من كل ما هو حسن فيها و نتجنب كل أخطائها و عيوبها و النقائص التي وردت فيها، هذا من جهة، و من جهة أخرى حتى نثبت أن النمذجة المقترحة من طرفنا هي الأنسب للواقع الأسري و العائلي الجزائري، و الأعرق في التحليل الديموغرافي .

2.2- تاريخ النماذج الأسرية في الجزائر:

أنجزت عدة أعمال و دراسات في الجزائر قصد جمع البيانات الديموغرافية إلا أنها لم تهتم بإنشاء أو اقتراح تكوين بنى أسرية أو تراكيب عائلية إذا ما استثنينا التعدادات التي أنجزت بعد الاستقلال و بعض المسوح. عموما، بقيت البحوث و الدراسات في هذا المجال قليلة رغم وفرة كم لا بأس به من المعطيات الديموغرافية في مجال السكان في الجزائر. كان يفترض توظيف هذه المعطيات في هذا النوع من البحوث. من بين هذه الأعمال و الدراسات نذكر:

1.2.2 - في العهد الاستعماري: من سنة 1856 إلى غاية 1886، عمد المستعمر الفرنسي

إلى جمع بيانات ديموغرافية على السكان من خلال تعدادات إسمية للسكان و اعتمادا على استمارات عائلية تمس السكان الجزائريين القاطنين بالإقليم المدني و المناطق الاستعمارية في الإقليم العسكري. و ابتداء من سنة 1886 تبنى النظام الإحصائي المعروف بالبطاقة الفردية إلى غاية سنة 1936. في سنة 1948 تم إلغاء البطاقة الفردية لتستبدل بورقة العائلة. مست عديد من الأسر و العائلات الجزائرية، إلا أنها لم تستغل لإنشاء النماذج العائلية.

2.2.2 - بعد الاستقلال: بعد الاستقلال، أنجزت الجزائر عدد من التعدادات السكانية و بعض

المسوح الديموغرافية التي سبق ذكرها في الفقرات السابقة، تم استغلال البيانات التي تم جمعها من خلال هذه الأعمال في إنشاء النماذج الأسرية.

1.2.2.2 - على مستوى التعدادات: يمكننا رصد النماذج الأسرية التي تم اعتمادها في

التعدادات، ابتداء من تعداد 1966 إلى غاية تعداد 1998 على النحو التالي:

أ- تعداد 1966: بسبب غياب المعطيات الإحصائية و الديموغرافية الشاملة الخاصة بالسكان

الجزائريين بصفة عامة، والمعطيات المتعلقة بالبنى الأسرية والتراكيب العائلية بصفة خاصة، قامت المحافظة الوطنية لإحصاء السكان المعروفة (CNRP) سنة 1966 بعملية إحصاء شاملة للأسر و العائلات الجزائرية القاطنة على مستوى الإقليم الجزائري. بعد انتهاء هذه العملية، نتج عنها عد حوالي 02 مليون أسرة (بالضبط 2031167 أسرة) و 2.6 مليون عائلة على مستوى كامل القطر الجزائري¹. تم توظيف نتائج هذا التعداد و لأول مرة في تاريخ الجزائر في موضوع النماذج الأسرية و العائلية، بحيث وفرت هذه العملية إمكانية استغلال المعطيات في إنشاء و تكوين النماذج الأسرية و الأنواع العائلية.

بغية إنشاء و تكوين النماذج الأسرية و الأنواع العائلية تم الاعتماد على عدد العائلات المكونة لكل

أسرة كمعيار و أساس لإنشاء النماذج الأسرية، بحيث تم تشكيل ثلاث (03) أنواع من العائلات و اثنا عشرة (12) نموذجا أسريا².

أنواع العائلات: تم اقتراح ثلاثة أنواع من العائلات و هي:

- عائلة من النوع الأول: زوج و زوجة مع أولادهما.
- عائلة من النوع الثاني: زوج و زوجة بدون أولاد.
- عائلة من النوع الثالث: أب أو أم مع الأولاد.

¹ C.N.R.S (1972) ; Recensement Général de la Population et de l'Habitat 1966. Rapport méthodologique, état et structures des ménages en Algérie, série C volume 1.

² C.N.R.S (1972) ; Recensement Général de la Population et de l'Habitat 1966. Rapport méthodologique, état et structures des ménages en Algérie, série C volume 2

النماذج الأسرية: خلال هذا العمل تم اقتراح اثنا عشرة (12) نموذجا أسريا، اعتمادا على عدد العائلات المكونة لكل أسرة، أي أن المعياري الأساسي المعتمد لبناء هذه النماذج الأسرية كان عدد العائلات في كل أسرة، تشكيلات الأفراد المكونين لكل نموذج بدلالة العائلة كالتالي :

النموذج 1 : أسرة عادية من فرد واحد.

النموذج 2 : أسرة عادية، تتكون من شخصين فأكثر بدون رابطة بيولوجية.

النموذج 3 : أسرة عادية، بعائلة من النوع الأول، بدون أفراد خارجين عن العائلة.

النموذج 4 : أسرة عادية، بعائلة من النوع الثاني، بدون أفراد خارجين عن العائلة.

النموذج 5 : أسرة عادية، بعائلة من النوع الثالث، بدون أفراد خارجين عن العائلة.

النموذج 6 : أسرة عادية، بعائلة من النوع الأول، مع أفراد خارجين عن العائلة.

النموذج 7 : أسرة عادية، بعائلة من النوع الثاني، مع أفراد خارجين عن العائلة.

النموذج 8 : أسرة عادية، بعائلة من النوع الثالث، مع أفراد خارجين عن العائلة.

النموذج 9 : أسرة عادية، بعائلتين من النوع الثاني، مع أو بدون أفراد خارجين عن العائلة.

النموذج 10 : أسرة عادية، بعائلتين من النوع الأول أو الثالث، (كلا العائلتين بوجود أولاد، مع أو بدون أفراد خارجين عن العائلة).

النموذج 11 : أسرة عادية، بعائلتين من النوع الأول أو الثاني، (لعائلة واحدة فقط أولاد أي عائلة من النوع الأول و الأخرى من النوع الثاني أو عائلة من النوع الثالث و الأخرى من النوع الثاني) مع أو بدون أفراد خارجين عن العائلة.

النموذج 12 : أسرة عادية، بثلاث عائلات مهما كان نوعها، مع أو بدون أفراد خارجين عن العائلة.

كتقييم للنماذج الأسرية التي بناؤها، يمكن القول أنها كانت بادرة في الخوض في مثل هذه المتغيرات الديموغرافية الجد هامة، و بحكم أنها كانت أول محاولة في مثل هذه الأعمال كان لابد لها من أن تحمل بعض النقائص و تُسجل عليها بعض التحفظات، من بين أهم سلبيات هذه النماذج الأسرية انعدام العمق الكمي في التحليل بحيث أنها لا تمكننا من القيام بعمليات تحليل ديموغرافية واجتماعية معمقة لأنها تسمح فقط ببناء جدولين اثنين:

- الجدول الأول: النماذج الأسرية حسب البلديات.

- الجدول الثاني: النماذج الأسرية حسب الولايات و حسب منطقة السكن ريفية أو حضرية و عدد

أفراد الأسر. وهذا ما تم نشره في التقرير النهائي الخاص بنتائج هذا التعداد.

كذلك، الأنواع العائلية الثلاثة المقترحة بنيت بمعزل تام عن الأسر، و هذا نتج عنه عدم تمكيننا من القيام بتحليل منطقية تخص العائلات الجزائرية وفق انتماءاتها الأسرية، لأن هذا التقسيم المعتمد يجردها من انتمائها الأسري، و كما تم التعرض له سابقا فان العائلة مجموعة جزئية و ضمنية داخل الأسرة، و لا يمكننا فصلها عن أسرها. لأنه دائما في مثل هذه الحالات يجب أن نعتد التحاليل التنازلية (من الأسرة إلى العائلة) كون الأسرة أوسع من العائلة، لا التحاليل التصاعدية (من العائلة إلى الأسرة).

إذن يمدنا هذا التقسيم العائلي بمعطيات رقمية أي عدد العائلات في المجتمع الجزائري دون تمكيننا من تحليل ديموغرافي أو اجتماعي، أضف إلى هذا لا تزودنا المعطيات بالعلاقات الموجودة بين الأسرة و العائلة، غير أن هذا التقسيم لا يخلو من مزايا إذ يمكننا من مقارنة النماذج المستمدة من معطيات تعداد 31 أكتوبر 1948 الذي اعتمد نفس التقسيم العائلي.

إضافة إلى النقائص المسجلة على الأنواع العائلية المقترحة على نتائج هذا التعداد، تم إهمال شريحة من المجتمع الجزائري التي من الممكن أن تشكل عائلة، و هي مجموعة من الإخوة أو مجموعة من الأخوات أو مزيج بينهما مقيمين معا في نفس المسكن بشرط عزوبيتهم جميعا، و هذه التشكيلة من الأفراد من الممكن وجودها بين التشكيلات العائلية في المجتمع الجزائري.

ب- تعداد 1977: في التعداد الثاني الجزائري للسكان و السكن، الذي أنجز بتاريخ 12 فيفري 1977، تم عد 2348533 أسرة و 2818240 عائلة¹، تم تقريبا تبني نفس النماذج الأسرية المعتمدة في تعداد 1966، بحيث تم إدخال تعديلات خفيفة فقط على النماذج المتبناة مسبقا في تعداد 1966، تمثلت هذه التعديلات في:

- أخذ النموذج 10 مكان النموذج 11، وأخذ النموذج 11 مكان النموذج 10، بحيث أصبح النموذج 10 يتمثل في أسرة عادية بعائلتين من النوع الأول أو الثاني (لعائلة واحدة فقط أولاد أي عائلة من النوع الأول و الأخرى من النوع الثاني أو عائلة من النوع الثالث و الأخرى من النوع الثاني) مع وجود أو بدون أفراد خارجين عن العائلة. أما النموذج 11 فيتمثل في أسرة عادية بعائلتين من النوع الأول أو الثالث (كلا العائلتين بوجود أولاد) مع وجود أو عدم وجود أفراد خارجين عن العائلة. بقيت النماذج الأسرية الأخرى على حالها دون تغيير يذكر. كما أنه لم تحدث تغيرات تذكر على الأنواع العائلية.

و إجمالا يمكن القول، بما انه تم تبني نفس النمذجة الأسرية تقريبا، و بقاء الأنواع العائلية المقترحة على حالها مقارنة مع تعداد 1966، فان المعلومات و المعطيات الديموغرافية المستخلصة من هذه النماذج الأسرية و الأنواع العائلية الخاصة بتعداد 1977 تبقى غير كافية، اقتصر نتائجه على إمدادنا بجداول توزع الأسر حسب النماذج، مقاطعات السكن ريفية و حضرية، و كيفية شغل المساكن. فانه يمكن

¹ Direction des statistique, Ménages et famille en Algérie à travers les résultats du RGPH de 1977.

توجيه نفس الانتقادات الخاصة بعدم إمكانية تقديم تحليل مقنع لكل السلوكيات الديموغرافية التي تتأثر بشكل مباشر بالبنية الأسرية و النوع العائلي و العلاقة بينهما و ذلك عند عزل الأسر تماما عن العائلات المنتمية إليها.

ج - تعداد 20 مارس 1987: تم اعتماد نماذج أسرية تختلف تماما عن التي تم اعتمادها في التعدادين السابقين، بحيث تم تبني معيار عدد العائلات في كل أسرة إضافة إلى علاقة الأفراد غير المنتمين إلى العائلة و في نفس الوقت هم أفراد بالأسرة، يمكن تلخيصها فيما يلي:

- عائلة.
- عائلة مع أصول.
- عائلة مع أخوة.
- عائلة مع أفراد منعزلين.
- عائلتان وأكثر.
- عائلتان وأكثر مع أصول.
- عائلتان وأكثر مع أخوة.
- عائلتان وأكثر مع أفراد منعزلين.
- عائلات أخرى مركبة.
- أسرة فردية.

علما أن الأفراد المنعزلون هم الأشخاص الذين لا يمكنهم تشكيل عائلات، أي هم الأفراد الموجودين داخل أسر دون أي انتماء عائلي. بمعنى آخر هم أفراد لا تجمع بينهم أي علاقة دموية أو زواجية من جهة، لذلك لا يمكن أن يشكلوا عائلة وفقا لتعريف العائلة الذي تقدم ذكره، و من جهة أخرى لا تجمعهم أي علاقة مباشرة مع باقي أفراد العائلة (أو العائلات) التي يقطنون معها، لذلك تم إطلاق مصطلح "منعزلون" عليهم. أي أنهم خارج الانتماء العائلي بالرغم من وجودهم في نفس أسرة العائلة.

لا تخلو النمذجة المقترحة في تعداد 1987 من النقائص و العيوب، و من بين الانتقادات التي يمكن أن توجهها للنمذجة الأسرية التي تم تبنيها في هذا التعداد، ما يلي:

- 1- رغم حجم البيانات المستقاة من هذا التعداد إلا أن التراكم التي تم تشكيلها لم ترق إلى المستوى المنشود، وهذا بشكل جد ملحوظ، بحيث تم الاهتمام ببناء النماذج العائلية فقط و ذلك بتوظيف متغير العائلة أي عدد العائلات والاستغناء عن النماذج الأسرية.
- 2- لم يتم التطرق أو اقتراح أي نوع أسري ما عدا الأسرة الفردية. لما كان من غير المعقول نعت الفرد الذي يسكن لوحده بمفهوم العائلة، وهذا وفقا لتعريف مصطلح العائلة، إذ لا يشكل الفرد المقيم بمفرده

أي نوع عائلي لذا كان حتما التعبير عنه بمصطلح أسرة فردية. و هذا قد يراه البعض كنوع من التحايل بغية تغطية النقص في الوارد في الأنواع العائلية المقترحة.

3- تم إهمال شريحة الأفراد المقيمين معا (فردين فأكثر)، في الأنواع المقترحة، بالرغم من الإمكانية الكبيرة لوجود هذا النوع من تشكيلة الأفراد في المجتمع الجزائري، مثل مجموعة عمال مقيمين معا في نفس المنزل، جدة أو جد مع مجموعة من الأحفاد،... إلى غير ذلك من الأمثلة، مع العلم أن هذه التشكيلات لا تشكل عائلات بل تشكل أسر، و على الأساس يمكن القول بان هذه النمذجة تعد عائلية لا أسرية و ذلك بإسقاطها مجموعة من التشكيلات و التوفيقات من الأفراد الوارد جدا إن لم نقل من الأكيد أن تكون مشكلة أسرا داخل المجتمع السكاني الجزائري.

د- تعداد 1998 : يعد التعداد الرابع في تاريخ الجزائر المستقلة، و تم انجازه بتاريخ 25 جوان 1998، و بناء على معطيات هذا التعداد، تم التوصل إلى صورة شاملة عن المجتمع الجزائري رغم انه أنجز في ظروف صعبة مرت بها البلاد. بناء على اقتراح من اللجنة الوطنية للسكان أعيد تبني النماذج الأسرية و الأنواع العائلية التي اعتمدت خلال تعداد 1966 تقريبا، بحيث تم الإبقاء على الأنواع الثلاثة الأولى للعائلات على حالها دون أي تغيير، مع إضافة نوع عائلي رابع . أما فيما يخص النماذج الأسرية فقد تم الإبقاء على الاثني عشر (12) نموذجا، مع إضافة ثلاثة (03) نماذج أسرية أخرى لاستيفاء النوع العائلي الرابع المضاف. و هكذا تم بناء هذه النماذج حسب مقاطعة السكن. إجمالا، تم إحصاء 4.4 مليون أسرة، احتوت هذه الأسر 5.1 مليون عائلة، يمكننا تلخيص الأنواع العائلية و النماذج الأسرية المتبناة في هذا التعداد فيما يلي¹:

الأنواع العائلية: إضافة إلى أنواع العائلات الثلاث التي تم اعتمادها في تعداد 1966، تم إدراج نوع رابع تحت النعت (عائلات أخرى) دون أي تحديد، لتأخذ القائمة شكلها:

- النوع الأول: زوج و زوجة مع أولادهما.
- النوع الثاني: زوج و زوجة بدون أولاد.
- النوع الثالث: أب أو أم مع أولاد.
- النوع الرابع: عائلة أخرى.

النماذج الأسرية: إضافة إلى النماذج الأسرية التي تم تبنيها خلال تعداد 1966 تم استحداث ثلاثة (03) نماذج أسرية أخرى، تستمد في تكوينها من النوع العائلي الرابع، ليصبح عدد النماذج الأسرية المتبناة في هذا التعداد خمسة عشر (15) نموذجا أسريا، و هي كالتالي:

¹ O.N.S. ; Recensement Général de la Population et de l'Habitat de 1998. "typologie des ménages algériens"

- النموذج 1 : أسرة عادية بفرد واحد.
- النموذج 2 : أسرة عادية تتكون من شخصين و أكثر بدون رابطة بيولوجية.
- النموذج 3 : أسرة عادية بعائلة من النوع الأول في غياب أفراد خارجين عن العائلة.
- النموذج 4 : أسرة عادية بعائلة من النوع الثاني في غياب أفراد خارجين عن العائلة.
- النموذج 5 : أسرة عادية بعائلة من النوع الثالث في غياب خارجين عن العائلة.
- النموذج 6 : أسرة عادية بعائلة من النوع الأول مع أفراد خارجين عن العائلة.
- النموذج 7 : أسرة عادية بعائلة من النوع الثاني مع أفراد خارجين عن العائلة.
- النموذج 8 : أسرة عادية بعائلة من النوع الثالث مع أفراد خارجين عن العائلة.
- النموذج 9 : أسرة عادية بعائلتين من النوع الثاني مع أو دون أفراد خارجين عن العائلة.
- النموذج 10 : أسرة عادية بعائلتين من النوع الأول أو الثالث مع أو دون أفراد خارجين عن العائلة.
- النموذج 11 : أسرة عادية بعائلتين من النوع الأول أو النوع الثاني مع أو دون أفراد خارجين عن العائلة.
- النموذج 12 : أسرة عادية بثلاث عائلات مهما كان نوعها مع أو دون أفراد خارجين عن العائلة.
- النموذج 13 : أسرة عادية بعائلة من النوع الرابع دون أفراد خارجين عن العائلة.
- النموذج 14 : أسرة عادية بعائلة من النوع الرابع مع أفراد خارجين عن العائلة.
- النموذج 15 : أنواع أخرى من الأسر.

بصفة عامة، تعد النمذجة التي تم تبنيها في هذا التعداد أحسن من سابقتها من ناحية شمول تشكيلات الأفراد الممكن مصادفتها في المجتمع الجزائري. إلا انه كانتقاد موجه للأشكال العائلية المتبناة، يمكن القول أن النوع العائلي الرابع الذي تم إضافته إلى ما تم تبنيه في تعداد 1966 بصفة "عائلات أخرى" سيكون صالحا لو تم تحديده من ناحية الأفراد المشكلين له، كما تم تحديد الأنواع الثلاثة الأولى، فلو تم تحديده بمجموعة الإخوة أو الأخوات أو الإخوة و الأخوات معا بشرط عزوبيتهم كلهم، لكانت الأنواع المقترحة جد سليمة و جد مقنعة، لكن إعطاءها الصفة عائلة أخرى بقي غامضا و محلا للشك و صعب في تحديد الأفراد المكونين له، إذ من الممكن جدا أن نجد مجموعة أفراد مقيمين معا، أو مقيمين مع أسرة ما و لكن لا ينطبق عليهم مفهوم العائلة من الناحية الديموغرافية.

أما فيما يخص النماذج الأسرية المتبناة في هذا التعداد، فيمكن القول انه يحوي نوعا من تكرار نفس النماذج مرتين، و هذا بسبب الاعتماد في بناء بعض النماذج على النوع العائلي الرابع الذي تم إضافته، إذ نجد أن النموذج الثاني (02) الذي يتضمن أسرة عادية تتكون من مجموعة أفراد (فردين وأكثر) دون أي رابطة بيولوجية هو نفسه النموذج الرابع عشر (14) الذي يتضمن عائلة من النوع الرابع إضافة إلى أشخاص منعزلين إذ العائلة من النوع الرابع تضم أفراد دون رابطة زواجية و دون أولاد أي أن أفراد هذه العائلة غير مرتبطين بيولوجيا، و بهذا فإن النموذجين 2 و 14 متطابقين من حيث المكونات (الأفراد

المكونة لكل نموذج) بمعنى آخر تم تبني نفس النموذج مرتين. كذلك نقول أن النموذج 15 (أنواع أخرى من الأسر) تم اعتماده دون أي تحديد و بقي بذلك مبهما. و عليه فان النقص المسجل على مستوى النماذج المقترحة على ضوء نتائج هذا التعداد مرده بشكل رئيسي إلى عدم تحديد تشكيلة الأفراد المكونة للنوع العائلي الرابع.

إجمالا هذه النماذج بنيت اعتمادا على عدد العائلات المكونة لكل أسرة، و هذا في نفسه يعتبر غير كافيا من اجل تقديم تفسير ديموغرافي أسري منطقي و مقبول، بسبب تجاهله للعلاقة الرابطة بين الأسرة و العائلة، لان التفسير لكل السلوكات الديموغرافية و خاصة الأسرية ليس دائما خاضعا للعلاقة الكمية بين العائلات المكونة للأسرة و الأسرة نفسها.

من خلال ما تقدم ذكره، نستنتج انه يستحيل اقتراح أو تبني نمذجة أسرية و نمذجة عائلية، دون إشراك المتغيرين الأسرة و العائلة معا هذا من جهة، و من جهة يجب مراعاة البناء التنازلي أي الانطلاق من الأسرة إلى العائلة كون الأسرة تحوي مجموعة عائلات، هذا البناء يأخذ في عين الاعتبار العلاقة الكمية، إضافة إلى العلاقة الاتجاهية للأسرة و العائلة معا التي تمدنا بتفسير منطقي لكل التغيرات و السلوكات الديموغرافية، لأنه أحيانا تكون الأسرة هي نفسها عائلة، و قد سبق ذكر هذا في الفصل الأول من الدراسة، و ذلك عند عدم وجود أفراد في الأسرة دون الزوجين (أو احدهما) مع أو بدون أو أولاد. و ليس العكس، أي البناء التنازلي الذي يعتمد على العلاقة الكمية فقط.

2.2.2.2- على مستوى المسوح:

تم انجاز عدد من المسوح الديموغرافية، و بناء على معطياتها جاءت محاولات لإنشاء نماذج أسرية، في حقيقة الأمر هذه المسوح لم تنجز بهدف تكوين و إنشاء بنى أسرية أو تراكيب عائلية إذ جاءت هذه الأعمال عفوية، بحيث و ظف كل مسح من هذه المسوح للإجابة على أسئلة محددة مسبقا بهدف رصد ظاهرة محددة.

يمكننا الإشارة إلى المسوح التالية:

- مسح خص أصحاب الثروة الزراعية الذي أنجز سنة 1975-1977 من طرف المعهد الوطني للدراسات والتحليل الخاصة بالتخطيط (INEAP)، الجمعية الجزائرية للبحوث الديموغرافية،الاقتصادية والاجتماعية (L'AARDES) سابقا.
- مسح خص الهجرة أنجز سنة 1976 من طرف (INEAP).
- مسح خص النشاط الرعوي أنجز سنة 1976 من طرف (INEAP).

أ - مسح أصحاب الثروة الزراعية: بالرغم من أن المسح لم يكن هادفاً بالدرجة الأولى إلى دراسة النماذج الأسرية في الجزائر غير انه تمت فيه محاولة لذلك، بحيث تم في هذا المسح اقتراح ثمانية (08) أنواع عائلية، تم بناء هذه الأنواع بأخذ اتجاه علاقة الرابطة بين المبحوث المباشر مهما كانت صفته في الأسرة مع باقي و أفراد أسرته، و جاءت التراكيب على النحو التالي:

- 1- عائلة مصغرة؛ تتكون من المبحوث، الزوجة و أولاد عزاب.
- 2- عائلة متصاعدة عمودياً، تتكون من المبحوث، الأب أو الأم، الزوجة و أولاد عزاب.
- 3- عائلة متنازلة عمودياً، تتكون من المبحوث، الزوجة و أولاد متزوجون.
- 4- عائلة موسعة عمودياً، تتكون من المبحوث، الأب أو الأم، الزوجة و أولاد متزوجون.
- 5- عائلة أفقية، تتكون من المبحوث، الزوجة، أولاد عزاب و أخوة أو أخوات.
- 6 - عائلة متصاعدة مركبة، تتكون من المبحوث، الأب أو الأم، الزوجة، أولاد عزاب و أخوة أو أخوات.
- 7- عائلة متنازلة مركبة، تتكون من المبحوث، الأب أو الأم، الزوجة، أولاد عزاب و أولاد متزوجون.
- 8- عائلة موسعة مركبة، تتكون من النوع 7 + أخوة أو أخوات.

من خلال هذا البناء، و تشكيلات الأفراد المكونة للأنواع العائلية التي تم استنباطها من نتائج هذا المسح، سجلنا عدداً من النفاض و العيوب، يمكن تلخيصها فيما يلي:

- 1- لم يتم توظيف متغير الأسرة بشكل نهائي، و تم الاكتفاء و التركيز على العائلة فقط.
- 2- لم تأخذ بعين الاعتبار ترتيب الأفراد و وضعيتهم في الأسرة، لأنه ينطلق من طبيعة المبحوث و علاقته مع باقي أفراد الأسرة، رغم أنه من غير الضروري أن يكون دائماً المبحوث هو رب الأسرة نفسه.
- 3- لم يأخذ بعين الاعتبار وجود أو غياب أفراد منعزلين ضمن أفراد الأسرة. بالرغم من الإمكانية الكبيرة لوجود مثل هذا النوع من الأفراد داخل الأسر الجزائرية.
- 4- تم التركيز كثيراً على الفروع (الأبناء و الأحفاد...)، و التعرض للأصول بشكل بسيط إذ تعرض هذا البناء إلى وجود أم أو أب المبحوث و أهمل الأصول الأخرى (كالجد، الجدة، العم، الخال)، رغم تواجد هؤلاء الأفراد في تشكيلة الأسرة الجزائرية، خاصة الجد و الجدة.
- 5- غيب هذا البناء وجود الأخوة المتزوجين أو الأخوات المتزوجات، رغم كثرتهم في تشكيلة الأسرة الجزائرية (خاصة الأخوة المتزوجين).
- 6- لم يتم إدراج الأسر المكونة من فرد واحد، و هذا لأنه من غير الممكن أن يكون الفرد المقيم لوحده في مسكن أسرة، و في نفس الوقت لان هذه النمذجة لم تبنى على أساس الأسر بالرغم من إمكانية مصادفة أسرة مكونة من فرد واحد في المجتمع الجزائري.

إلا أن هذه المحاولة في بناء النماذج الأسرية تعتبر محاولة محمودة بالرغم من نقائصها، فوجود هذه النقائص لا يلغي هذا العمل إجمالاً، لأنه يحوي بعض الإيجابيات، من أبرزها انه وظف العلاقة الاتجاهية للعائلات عند هذا البناء فاستعمل الاتجاهات: متصاعدة، متنازلة، موسعة، أفقية و عمودية. و هذا من شأنه أن يثري عملية التحليل الديموغرافيا.

ب - مسح الهجرة: تم في هذا المسح محاولة لبناء النماذج الأسرية في الجزائر بحيث لم يتحدد المعيار المستعمل لهذا البناء بشكل فاصل، ففي بناء بعض النماذج تم الاعتماد على الأسر و في أخرى تم الاعتماد على العائلات المكونين لكل أسرة، تم من خلال نتائج هذا المسح اقتراح تسعة (09) نماذج أسرية، جاءت تشكيلات الأفراد المكونة لهذه النماذج على النحو التالي:

- 1- شخص بمفرده.
- 2- أسرة متصاعدة نووية ، تتكون من أب + أبناء عزاب.
- 3- أسرة متنازلة نووية ، تتكون من زوجة + أبناء عزاب.
- 4- أسرة متصاعدة موسعة بسيطة، تتكون من أب + أخوة و أخوات + أبناء عزاب.
- 5- أسرة متنازلة موسعة بسيطة ، تتكون من زوجة + أبناء عزاب + أبناء متزوجون.
- 6- عائلة موسعة بسيطة مصغرة، تتكون من أب + زوجة + أبناء عزاب.
- 7- عائلة موسعة مركبة، تتكون من أب + زوجة + أبناء عزاب + نساء.
- 8- عائلة موسعة، تتكون من أب + زوجة + أبناء متزوجين + أحفاد.
- 9- عائلة تقليدية.

من خلال تشكيلات الأفراد المكونين للبنى الأسرية المذكورة أعلاه، سجلنا جملة من النقائص و العيوب، يمكن تلخيصها في النقاط التالية:

1- على عكس النماذج المتبناة في المسح السابق (مسح الثروة الزراعية)، فان هذا المسح زواج في توظيف المتغيرين الأسرة و العائلة، لكنه لم يجمع بينهما في نموذج واحد، فأحيانا استغل متغير الأسرة و أهمل متغير العائلة نهائياً، وهذا ما لاحظناه في النماذج الخمسة (05) الأولى. و أحيانا أخرى العكس استغل متغير العائلة و أهمل متغير الأسرة نهائياً، وهذا ما لاحظناه في النماذج الأربعة (04) الأخيرة. وهذا المنطق في بناء النماذج الأسرية لا يصلح نهائياً في منهجية المقارنة و تحليل عملية التطور أو التحليل الديموغرافي لواقع الأسر الجزائرية لعدم توفر عنصر و تشابه العناصر الأولية للبناء، فالأحرى أن يكون البناء اعتماداً على علاقة الأسر بالعائلات، أو علاقة العائلات بالأسر، ولا يصلح الاعتماد في نماذج معينة على احد المتغيرين (الأسرة أو العائلة) و نماذج أخرى على المتغير الثاني (العائلة أو الأسرة).

- 2- لم يأخذ بعين الاعتبار وجود أو غياب أفراد منزليين ضمن أفراد الأسرة. بالرغم من إمكانية الكبيرة لوجود مثل هذا النوع من الأفراد داخل الأسر الجزائرية.
- 3- تم التركيز كثيرا على الفروع (الأبناء و الأحفاد ...)، وعدم التعرض للأصول بشكل نهائي (كالجد ، الجدة، العم، الخال.)، رغم تواجد هؤلاء الأفراد في تشكيلة الأسرة الجزائرية.
- 4- كما أهملت النماذج الأسرية المقترحة، تشكيلة الأسر المكونة من الأفراد المجتمعين معا في نفس المسكن (شخصين فأكثر) بدون وجود أي رابطة دموية أو زواجية بينهم.
- 5- غياب هذا البناء وجود الأخوة المتزوجين أو الأخوات المتزوجات، رغم كثرتهم في تشكيلة الأسرة الجزائرية (خاصة الأخوة المتزوجين).

6 - هذا، و يمكن إضافة إلى أن النوع الأسري التاسع (عائلة تقليدية) بقي عاما ومبهما، رغم انه قد يأخذ أنواعا من التراكيب في الأسر. إضافة إلى ذلك يستحسن أن يكون هذا النوع بصفة أسرة تقليدية، لأنه من الخطأ أن نقول عائلة تقليدية، لان هذا المصطلح يتنافى و مفهوم العائلة.

إلا أن وجود هذه النقائص لا يلغي هذا العمل إجمالاً، كما لا يستدعي عدم اعتماده بشكل نهائي، لأنه يحوي بعض الايجابيات، من أبرزها انه وظف العلاقة الاتجاهية للعائلات عند هذا البناء فاستعمل الأسر المتصاعدة و المتنازلة، التي تعكس فعلا الواقع الاتجاهي للأسر و مدى التأثير الديموغرافي للأفراد المكونين للأسرة الواحدة بعضهم على بعض.

ج - مسح النشاط الرعوي: استغلت معطيات نتائج هذا المسح بغية إنشاء النماذج الأسرية، فتم اقتراح اعتماد عشرة (10) تراكيب أسرية¹ عتمد في إنشاء هذه التراكيب أساسا على الأسرة النووية، الأصول و الفروع بالنسبة لرب الأسرة، المقصود بالأصول أب أو أم أو أجداد المبحوث (رب الأسرة)، أما الفروع أبناء أو أحفاد المبحوث. و يمكن تلخيص النماذج المقترحة فيما يلي:

- 1 - أسرة نووية.
- 2 - أسرة نووية + فروع متزوجون.
- 3 - أسرة نووية + أصول.
- 4 - أسرة نووية + أخوة و أخوات.
- 5 - أسرة نووية + آخرون.
- 6 - أسرة نووية + أصول + فروع.
- 7 - أسرة نووية + أصول + أخوة و أخوات.
- 8 - أسرة نووية + فروع + أخوة و أخوات.
- 9 - أسرة نووية + أصول + فروع + أخوة و أخوات.

10 - أسر ذات أشكال أخرى.

بعد التمعن في تشكيلات الأفراد المكونين لكل نموذج أسري، يمكن القول إجمالاً أن هذه النماذج تعد أكثر شمولاً من حيث تشكيلات الأفراد المكونين للأسر الممكن مصادفتها في المجتمع الجزائري، وذلك مقارنة بالنماذج المعتمدة في المسحين السابقين (مسح أصحاب الثروة الزراعية و مسح الهجرة)، إلا أن هذا البناء الأسري لا يعد خالياً تماماً من بعض النقائص و العيوب، يمكننا أن نذكر منها ما يلي:

- وفر لنا هذا المسح تقريباً رؤية شاملة عن النماذج الأسرية الجزائرية، إلا أنه في نفس الوقت تم إهمال العائلة بشكل نهائي من الناحيتين العددية و الاتجاهية.

- أهملت هذه النماذج الأسرة المكونة من فرد واحد، لأنه حسب تعريف الأسرة يمكن لشخص مقيم لوحده أن يكون أسرة.

- كما أهملت هذه النماذج كذلك الأسرة المكونة من فردين فأكثر بشرط أن لا تجمع بينهما أي علاقة زواجية، مثل مجموعة إخوة عزاب أو أخوات عزابات أو مزيج بين إخوة و أخوات عزاب، أو أي تجمع لأفراد لا تجمع بينهم أي علاقة مهما كانت زواجية أو دموية.

- ويمكننا كذلك توجيه نفس النقد الملاحظ على النوع التاسع (عائلة تقليدية) الموظف بالمسح الخاص بالهجرة على النوع 10 (أسر ذات أشكال أخرى) المعتمد في هذا المسح، أي إبقاء هذا النموذج بدون تحديد.

3.2.2.2- على مستوى البحوث الدراسات:

إضافة إلى التعدادات الجزائرية (التعدادات السكانية بعد الاستقلال)، و المسوح التي أقيمت في الجزائر ذات الطابع الديموغرافي، وجدنا أن بعض الأعمال الجزائرية اهتمت كذلك بالنماذج الأسرية و التراكيب العائلية، نذكر منها ما يلي حسب الترتيب الزمني لتاريخ إنجازها:

1- العائلة الجزائرية، تطورها و خصائصها أنجز العمل من طرف الأستاذ بوتقوشة مصطفى سنة 1982، ركز هذا البحث على موضوع انتقال الأسرة الجزائرية من النمط التقليدي إلى النمط الحديث.

2- ملاحظات حول العائلة الجزائرية ساهم كل من بن خليل رشيدة و حيدر فضيلة في هذا العمل. تم إنجازها سنة 1982.

3- العائلة، المرأة و موانع الحمل: أنجز العمل سنة 1992 من طرف الأستاذ كواوسي علي.

4- البنى الأسرية و التراكيب العائلية: أنجزت هذه الدراسة من طرف الأستاذ والي عمر سنة 2003.

سنحاول عرض النمذجة التي اقترحها كل باحث في عمله، و النظر إليها بنظر الناقد، و محاولة الاستفادة من مزاياها و إيجابياتها و تجنب كل النقائص التي وردت فيها.

أ- العائلة الجزائرية، تطورها و خصائصها: تم انجاز هذا العمل من طرف الأستاذ بوتفنوشت مصطفى سنة 1982، اقترح في دراسته أربعة (04) أنواع عائلية فقط، أين تم الاعتماد على العائلة من حيث بساطتها أو تركيبها كمياري لبناء النماذج الأسرية، بحيث جاءت التراكيب العائلية المتبناة من طرف بوتفنوشت على النحو التالي:

- 1- عائلة بتركيبة بسيطة تتكون من الأب، الأم، أبناء عزاب و أحفاد عزاب.
- 2- عائلة مركبة تركيبة عمودية تتكون من زوج، زوجة، أصول، فروع عزاب.
- 3- عائلة مركبة تركيبة أفقية تتكون من زوج، زوجة، أخوة وأخوات عزاب أو متزوجين.
- 4- عائلة مركبة بتركيبة مزدوجة أفقية وعمودية تتكون من زوج، زوجة، أصول، فروع عزاب، أخوة وأخوات عزاب أو متزوجون.

يمكن توجيه بعض الملاحظات حول التراكيب المقترحة في هذا العمل، بناء على التعارف الديموغرافي الاقتصادي لمصطلحي الأسرة و العائلة:

- أولاً، وظف مصطلح العائلة (عائلة بسيطة، عائلة مركبة) عند بنائه لهذه النمذجة، و توظيف العائلة في مثل هذا النوع من التراكيب يعتبر خاطئاً، كونه يتنافى مع تعريف و مفهوم العائلة.
- ثانياً، المتمعن في تشكيلة الأفراد المكونين لكل نموذج يلاحظ انه تم استبدال مفهوم الأسرة بمفهوم العائلة، وحتى تحمل هذه النماذج نوعاً من المنطقية، كان الأصلح استبدال العائلة أينما وجدت في هذه التراكيب بالأسرة. حتى و إن سلمنا بالاستبدال كما اشرنا، فان النماذج المقترحة تبقى غير كافية لتغطية و شمول كل التشكيلات الفردية الممكن أن تكون الأسر الجزائرية.
- ثالثاً، لم تتعرض هذه النماذج بشكل نهائي للأسرة المكونة من فرد واحد، لأنه حسب تعريف الأسرة يمكن لشخص مقيم لوحده أن يكون أسرة.
- رابعاً، أهملت هذه النماذج كذلك الأسرة المكونة من فردين فأكثر بشرط أن لا تجمع بينهما أي علاقة زواجية، مثل مجموعة إخوة عزاب أو أخوات عازبات أو مزيج بين إخوة و أخوات عزاب، أو أي تجمع لأفراد لا تجمع بينهم أي علاقة مهما كانت زواجية أو دموية.
- خامساً، كما لم تتعرض هذه النماذج كلياً عند تحديد الأفراد المكونين لها للأفراد المنعزلين، أي الأفراد الذين لا تربطهم صلة أو علاقة مباشرة برب الأسرة. بالرغم من الوجود الواسع لهذا النوع من الأفراد ضمن الأسر الجزائرية.

ب- ملاحظات حول العائلة الجزائرية: تم انجاز هذه الدراسة بشكل مشترك بين كل من بن خليل رشيدة و حيدر فضيلة، أنجز سنة 1982، اقترحت الباحثتان في عملهما عشرة (10) نماذج عائلية آخذتين بساطة العائلة و تعقيدها إضافة إلى توجيهها كمياري للنماذج المقترحة، و كانت التراكيب العائلية المتبناة في عملهما على النحو التالي:

- 1- عائلة نووية تتكون من وزج، زوجة أو زوجات، أبناء عزاب.
- 2- عائلة عمودية متصاعدة تتكون من عائلة نووية + أصول.
- 3- عائلة عمودية متنازلة تتكون من عائلة نووية + فروع متزوجين.
- 4- عائلة عمودية مركبة تتكون من عائلة من النوع الثاني + عائلة من النوع الثالث.
- 5- عائلة أفقية تتكون من عائلة نووية + أخوة من الدرجة الأولى عزاب.
- 6- عائلة أفقية معقدة تتكون من عائلة نووية + أخوة من الدرجة الثانية والثالثة عزاب.
- 7- عائلة أفقية مركبة تتكون من عائلة نووية + أخوة متزوجين و أولادهم.
- 8- عائلة معقدة متصاعدة تتكون من عائلة نووية + أصول + أخوة متزوجين أو عزاب.
- 9- عائلة معقدة متنازلة تتكون من عائلة نووية + فروع متزوجين + أخوة متزوجين أو عزاب.
- 10- عائلة معقدة تقليدية تتكون من عائلة نوع 8 + عائلة من النوع 9 .

تعد النماذج المقترحة في هذا العمل أكثر تفصيلا وأكثر شمولاً إذا ما قورنت بالنماذج المقترحة في العمل السابق (العائلة الجزائرية، تطورها و خصائصها)، إضافة لذلك فإنها توضح بشكل جد مقبول الاتجاهات العائلية الجزائرية، وهذا ما يحسب لها. إلا أنها لا تخلو من النقائص و بعض الأخطاء، فبعد التمعن في تشكيلة الأفراد المكونين لكل نموذج، يمكن أن نوجه تقريبا نفس الملاحظات التي تم توجيهها للعمل السابق، أي:

- أولاً، كيفية توظيف متغير العائلة، إهمال الأسر ذات الفرد الواحد، إهمال الأسر عديمة العائلة.
- ثانياً، توظيف المصطلحات: إخوة من الدرجة الأولى، إخوة من الدرجة الثانية و إخوة من الدرجة الثالثة في النموذجين الخامس (05) و السادس (06)، ثم توظيف إخوة متزوجين و إخوة عزاب في نماذج أخرى، و نحن ديموغرافياً لا يهمنا إلا الحالة الزوجية للإخوة عند بناء النماذج الأسرية، لأنها المعيار و الشرط الأساسي لإطلاق مفهوم العائلة على مجموعة الأفراد.
- ثالثاً، بعد استبعاد درجات الإخوة (درجة أولى، ثانية و ثالثة)، نجد أن النموذجين الخامس (05) و السادس (06) هما عبارة عن نموذج واحد يتكون من أسرة نووية و إخوة عزاب.

ج- المرأة وموانع الحمل: عمل الأستاذ كواوسي علي، تحت عنوان العائلة، المرأة وموانع الحمل، الذي أنجزه سنة 1982، اقترح في عمله خمسة (05) نماذج أسرية تم بناؤها اعتماداً على الأسر من حيث نوعية العلاقة للأفراد المشكلين لكل أسرة و من حيث امتدادها (عرضية، عمودية أو توفيقية بين الاتجاهين)، و كانت تراكيبها على النحو التالي:

1- أسرة بدون زوجين.

2- أسرة نووية.

- 3- أسرة ذات امتداد جانبي.
- 4- أسرة ذات امتداد عمودي.
- 5- أسرة توفيقية بين النوعين 3 و 4.

بعد التمعن في النماذج الأسرية نجد أن الأستاذ قواوسي علي قد وفق في اقتراح نماذج أسرية تمتاز بالشمول من ناحية الأفراد المشكلة لكل نموذج بالرغم من قلة عددها (خمسة نماذج)، لأنه استعمل التوجه الأسري أفقي، عمودي و مزيج بينهما بعد استعماله للأسرة النووية، و هذا من شأنه أن يغطي كل التشكيلات الممكنة مصادفتها في أفراد الأسر الجزائرية، لان الأسرة إن لم تكن نووية، ستكون ذات اتجاه أفقي بالنسبة لرب الأسرة (إخوة، أخوات، نساء، قريب آخر و يكون قريب السن نسبيا، فرد لا تجمععه علاقة مباشرة برب الأسرة كالقربة الدموية، أو المصاهرة)، أو نجدها ذات اتجاه عمودي بالنسبة لرب الأسرة تصاعدي (الآباء، الأجداد، النسباء، الأخوال، الأعمام، شخص بدون علاقة دموية أو مصاهرة. مهما كانت حالتهم الزوجية) أو تنازلي (الأبناء، الأحفاد، أشخاص بقربة دموية أو مصاهرة، أشخاص بدون قرابة دموية أو مصاهرة)، أو كحالة ثالثة و أخيرة مزيج بين الاتجاهين.

إلا انه من الممكن أن نحسب عليه بعض المآخذ، عند اقتراحه لهذه النماذج التي تمتاز بنوع من الشمول منها:

- أولاً، وجدنا انه ركز على توظيف متغير الأسرة في حين لم يهتم نهائيا بمتغير العائلة، و عليه فان هذا البناء يمكّننا من القيام بعمليات تحليلية ديموغرافية جيدة، في حين لا نستطيع رصد العلاقة المتبادلة بين الأسرة و العائلة.

- ثانيا، ما يحسب عليه أيضا، انه أهمل النوع الأسري المتكون من فرد واحد، رغم أن الفرد القاطن لوحده يشكل أسرة من الناحية الديموغرافية، و من الممكن مصادفته في الواقع الأسري في المجتمع السكاني الجزائري.

- من الوارد جدا أن لم نقل من الأكيد أن يحوي النموذج الأسري الرابع أسر ذات امتداد عمودي المقترح في هذه الدراسة أسرا ذات امتداد تنازلي أي نحو الفروع بدلالة علاقة الرابطة برب الأسرة أو الامتداد التصاعدي نحو الأصول بدلالة الرابطة برب الأسرة أو مزيج بين الامتدادين التنازلي و التصاعدي معاً، و على هذا الأساس لو خصص لكل امتداد نموذج أسري خاص به لكان أفضل لان التأثير الديموغرافي في المجتمع السكاني الجزائري عند توجه الأسر نحو الأصول بدلالة موقع رب الأسرة يختلف تماما عن التأثير عند توجه الأسر نحو الفروع، و تأثير كلا التوجهين يختلف عن التوجه المزدوج أي نحو الأصول و الفروع معاً.

د- البنى الأسرية و التراكيب العائلية: أنجز هذه الدراسة الأستاذ والي عمر سنة 2003 بجامعة البليدة، بحيث طبق خلالها نمذجة مزدوجة على عينة من الأسر الجزائرية مستمدة من خلال قاعدة المعطيات التي وفرها تعداد سنة 1987، بحيث جمع بين البنى الأسرية و التراكيب العائلية، و تعد النمذجة الأسرية التي عبر عنها بواسطة البنى الأسرية و التراكيب العائلية للأسر التي اقترحها في هذا العمل الأكثر منطقية و شمولاً و إقناعاً. و سنتطرق إليها بالتفصيل فيما سيأتي، لأن النمذجة التي سنتبناها في دراستنا هي نمذجة تكاد تكون مطابقة لها.

3.2 - تكوين النماذج الأسرية الخاصة بالدراسة:

بعد السرد التاريخي للنماذج الأسرية و التراكيب العائلية المعتمدة إحصائياً و ديموغرافياً سنحاول أن نقترح النمذجة الأسرية و العائلية التي سنعتمدها في عملنا هذا، بحيث سنحاول تقادي كل النقائص المسجلة في النماذج الأسرية المعمول بها في التعدادات، المسوح و الدراسات و في نفس الوقت الاستفادة من مزاياها بحيث لا تخلو كل نمذجة مقترحة سابقاً من جملة من المزايا. على أمل أن تكون النمذجة الأسرية التي سنعمل عليها في هذه الدراسة أكثر منطقية من سابقتها التي تم عرض كل ما فيها من عيوب و نقائص، بحيث سنحرص على أن تكون أكثر تغطية إذ ستشمل كل التشكيلات دون استثناء للأفراد المكونين لأسر في المجتمع السكاني الجزائري و على أن تكون مبنية على معايير أكثر إقناعاً بحيث تمكننا من إجراء عمليات تحليلية كمية بإدراج كل من الأسرة و العائلة.

استناداً للأعمال الديموغرافية التي غطت هذا المجال، و اعتماداً على النماذج الأسرية التي بنيت على ضوء نتائج التعدادات، المسوح و الدراسات، يمكن القول بأن النماذج الأسرية المتبناة خلال تعداد 1966 تعتبر منطلقاً ومرجعاً لدراسة تطور البنى الأسرية الجزائرية، فقد أجابت فعلاً على مجموعة من الانشغالات التي قد تُطرح و تُقترح لها حلول في مجال البنى الأسرية. شمل التصنيف كم سبق وأن أشرنا 12 نوعاً من النماذج الأسرية استناداً على معطيات ذات طابع شمولي مستمدة من التعداد إذ مست كل القطر الجزائري وهذا شيء جد إيجابي.

وظفت النماذج المتبناة بناء على معطيات تعداد 1966 كمرجع للتراكيب المقترحة لاحقاً على مستوى التعدادات المنجزة سنوات 1977، 1987، 1998 و حتى 2008 من ناحية مبدأ التكوين والبناء، بحيث حافظت على المبادئ الأساسية مع زيادة بعض الأنواع الأسرية و إدخال بعض التعديلات. مكنت هذه الوحدة التاريخية الباحثين و خاصة في مجال العلوم السكانية من القيام بعمليات مقارنة و متابعة التطور التاريخي للأسر الجزائرية، إلا أنها لا تخلو من بعض العيوب و النقائص كما أشرنا سابقاً. فهي لا تمكننا مثلاً من القيام بتحليل ديموغرافي واجتماعي معمق، لأنها كبنك معلومات لا تسمح إلا باستخراج جدولين

فقط، جدول للنماذج الأسرية حسب البلديات و جدول للنماذج الأسرية حسب الولايات وحسب منطقة السكن و عدد الأفراد في كل أسرة.

فيما يتعلق بمتغير العائلة، فان الأنواع العائلية المعتمدة لا تمكّننا من اللجوء إلى تحاليل تتوافق مع انتماءاتها الأسرية كون العائلة مجموعة جزئية و ضمنية داخل الأسرة. و لا يمكننا دراستها بمعزل عن الأسرة. و كملف معطيات، لا تزودنا هذه الأنواع إلا بأرقام دون أي متغيرات أخرى، إذ توظف في التحاليل السكانية والاجتماعية، إضافة إلى هذا بقيت العلاقة بين العائلة والأسرة متممة بالغموض و مغيبية في ظل ما تم اقتراحه.

على ضوء ما تقدم ذكره، و جب علينا البحث عن المعيار الحقيقي المنطقي و الأنسب لبناء و تكوين البنى الأسرية و التراكيب العائلية تحت ظل الثنائية أسرة – عائلة، الذي يعكس واقع البنى الأسرية الجزائرية، و في نفس الوقت يأخذ في الحسبان كل تشكيلات الأفراد و القرابات داخل الأسرة الجزائرية، هذا من جهة. و من جهة أخرى يعكس العلاقة الكمية و الاتجاهية بين المتغيرين الأسرة و العائلة. و يمكن أن يسمح في الوقت نفسه بتفسير جميع السلوكات الديموغرافية الناتجة تحت سقف العلاقة بين العائلة والأسرة معاً، دون عزل الواحدة عن الأخرى.

هناك إجماع ديموغرافي إحصائي اقتصادي على إعطاء تعريف موحد للعائلة على أساس معيار واحد وهو الوحدة القرابية، إما عن طريق الزواج أو الرابطة الدموية. الوحدة القرابية هي المتغير و الأساس الوحيد في تكوين و تحديد العائلة، إضافة إلى الوحدة السكنية. أما الأسرة، فتتحدد كما تقدم بالمتغيرين السكني و الاقتصادي بالدرجة الأولى، ثم متغير الوحدة القرابية إن وجد. و بناء على هذه المفاهيم تكون من وجهة نظر الديموغرافي الأسرة عائلة في حالة غياب أفراد لا تجمعهم مع بقية الأفراد الآخرين المنتمين إلى الأسرة صلة قرابة دموية و نقصد بذلك غياب الرابطة نهائياً برب الأسرة مهما كان نوعها بالزواج أو صلة القرابة الدموية.

تتطور الأسر من حيث الحجم بزيادة عدد الأفراد المكونين لها و ذلك عن طريق الولادة، الزواج و نقصد بذلك استقدام الابن لزوجة، انتقال فرد للبيت الأسري الجديد مهما كانت علاقته بأفراد الأسرة محل الانتقال، تبني، أو غير ذلك، أو نقصان عددهم عن طريق الوفاة، زواج بنت و انتقالها للبيت الزوجية، خروج (انفصال) فرد أو مجموعة قصد الاستقلالية في السكن و غالباً ما يكون ابن رب الأسرة عند سعيه وراء الاستقلالية بسكن يخصه و عائلته التي تصبح أسرة بعد استقلالها. أما التراكيب العائلية فتطورها يكون باستبعاد أو نقصان عناصر من تشكيلها¹. كمثال عن ذلك عند زواج ابن ينتمي لعائلة ما ضمن الأسرة،

¹ ROGER G WALTISPERGER D. CORBILLE-GUITTON C. (1981) ; Les structures par sexe et âge en Afrique. Groupe de Démographie Africaine IDP-INED-INSEE-MINCOOP-ORSTOM, Paris 1981

بسبب وضعيته الزوجية الجديدة من العزوبة إلى الزواج يستبعد من العائلة الأصلية ليشكل عائلة مستقلة في حال بقائه في نفس المسكن و بقاء الوحدة الاقتصادية على حالها.

من خلال ما تقدم عند تتبع و نقد النماذج المعمول بها في الأعمال السابقة، و إيضاها في الفقرات السابقة، تبين إذن أن متغير رابطة القرابة الدموية بين رب الأسرة و باقي أفراد أسرته، من جهة. و علاقة رب الأسرة بأرباب العائلات (الأنوية الثانوية) المنتمين إلى أسرته إن وجدوا من جهة أخرى، هي المعيار الأصح و الأنسب و الأكثر منطقية بسبب شموليته لكل تشكيلات الأفراد الممكن أن تكون أسرة لإنشاء البنى الأسرية و التراكيب العائلية، لان هذا المعيار هو الذي يمكننا من دراسة مختلف السلوكات الديموغرافية حسب البنى الأسرية و التراكيب العائلية للأسر داخل التشكيلة الأسرية الواحدة. كذلك تحدد رابطة القرابة توجه الأسرة لأن كل بنية أسرية تختلف في توجهها عن باقي البنى الأخرى. إما إلى الأعلى أي نحو الأصول بصفة عامة، إما إلى الأسفل أي نحو الفروع بصفة عامة و إما إلى العرض أي الإخوة و الأخوات غالبا، كما اقترح الأستاذ قواوسي علي في دراسته التي أشرنا إليها بنوع من التفصيل فيما تقدم. و بهذا يمكننا دراسة و تفسير التغيرات، العلاقات و التأثيرات بين مختلف الأجيال داخل الأسرة الواحدة. لأنه من المعلوم بأن يمتاز كل جيل بسلوكات ديموغرافية، ثقافية و حتى اجتماعية تختلف عن سلوكات الأجيال الأخرى سواء السابقة له أو اللاحقة.

سبق وان تم محاولة بتطبيق علاقة الربط بين رب الأسرة بمجموع الأفراد في أسرته كمعيار لبناء النمذجة الأسرية من طرف التاريخي البريطاني بيتر لاسلات (Peter Laslett)، أسناذ التاريخ الأوروبي بجامعة كامبريدج، بحيث اقترح طريقة لتكوين البنى الأسرية و التراكيب العائلية مبنية على الأساس و قدمه خلال المؤتمر الدولي لتاريخ مقارنة الأسر و العائلات (في كامبريدج في سبتمبر 1969) باقتراح من طرف مجموعة كامبريدج لتاريخ السكان و التراكيب الاجتماعية، غير أن التشكيلات الممكن مصادفتها في المجتمعات السكانية الأوروبية تختلف على ما هو موجود في المجتمع السكاني الجزائري و لهذا فقد حافظنا على المعيار المذكور للبناء الأسري و لكن مع مراعاة الخاصية الأسرية الجزائرية.

إذا تبيننا في دراستنا نفس النماذج الأسرية التي تم اعتمادها في تعداد 1966 فلن نتمكننا إلا من وصف بسيط لتطور الأسرة الجزائرية في إطار جد ضيق، أما إذا تبيننا نموذج بيتر لاسلات فسيكون بمقدورنا القيام بتحليل مقارنة و معمقة للظواهر الديموغرافية على المستوى المحلي، أي بين نواحي الجزائر أو بين ولاياتها. بل و يمكن إجراء أكثر من ذلك أي إجراء مقارنات مع بلدان أخرى تبنت نفس التراكيب (صربيا، فرنسا، انكلترا، اليابان، شمال أمريكا) على مدى القرون الثلاثة الأخيرة. هذا لأنها جد عملية من حيث المعيار المختار لإنشاء البنى الأسرية و التراكيب العائلية.

يعمل النموذج على تيسير عملية تفسير العلاقات التي تربط بين الأجيال اعتماداً على روابط القرابة بين كل من أفراد الأسرة و رب الأسرة¹، في وجود أفراد ينتمون إلى أجيال سابقة عن جيل رب الأسرة مثل الجد، الحماة، عمة أرملة و غير ذلك من الأصول و حينها نقول بأن الأسرة متصاعدة. أما في وجود أفراد ينتمون إلى جيل يلي جيل رب الأسرة مثل الأبناء، الحفيدة، الحفيد، أبناء الأخ، أبناء الأخوات و غيرها من القرابات نقول في هذه الحالة بان الأسرة متنازلة. أما في حالة وجود أفراد ينتمون إلى نفس جيل رب الأسرة مثل الأخ، الأخت و النسيب نقول بأن الأسرة موسعة جانبياً أي عرضياً، يتم تطبيق نفس المبدأ في حالة تكوين أسرة من عدة عائلات تقيم معا ومرتبطة عن طريق رابطة قرابة بين رب الأسرة و رب النواة الثانوية أي رب العائلة. تكون النواة الثانوية متصاعدة في حالة وجود رابطة قرابة تجمع رب النواة الثانوية الذي ينتمي إلى جيل سابق لجيل رب الأسرة (أب و أم رب الأسرة)، لأن رب الأسرة الثانوية ينتمي إلى جيل يسبق جيل الابن الذي يمثل رب الأسرة. تكون النواة الثانوية متنازلة، إذا كان رب النواة الثانوية ينتمي لجيل لاحق لجيل رب الأسرة، (ابن متزوج مع أبنائه و يقيم مع والديه) لأن الأب يمثل رب الأسرة. إذن يمثل الابن رب النواة الثانوية أي رب العائلة. كقاعدة عامة، نقول أن موقع كل من رب الأسرة و رب العائلة هو الكفيل بتحديد الاتجاه إما النزول أو الصعود أو الاتجاه العرضي.

حسب طبيعة الرابطة بين أفراد الأسرة و رب الأسرة، شكل بيتر لاسلات ستة (06) أصناف أسرية أي بنى أسرية، و كل صنف أسري بدوره قسمه إلى أصناف جزئية، بحيث يبين الصنف الجزئي الترتيبية التي يمكن أن يأخذها أفراد هذه البنية الأسرة، جاءت الأصناف الأسرية المعتمدة من طرف بيتر لاسلات على النحو الآتي:

(1)- الأسر ذات الفرد الواحد.

(2)- الأسر عديمة التركيبية العائلية.

(3)- الأسر البسيطة.

(4)- الأسر الموسعة.

(5)- الأسر المركبة.

(6)- أسر أخرى.

لإيضاح كل الأصناف التي تم تبنيها كبنى أسرية و الأصناف الجزئية المكونة لكل صنف حسب ما أورده بيتر لاسلات، وظفنا الجدول التالي الحامل لرقم 2.2، حتى يسهل حصرها و فهمها.

¹ LASLETT P. (1972) ; La famille et le ménage, approches historiques. In household and family in past time...Cambridge university press 1972

جدول رقم 2.2 : البنى الأسرية (الأصناف) و أصنافها الجزئية، المتبناة من طرف بيتر لاسلات

البنية الأسرية (الصف)	الأصناف الجزئية
أسر ذات الفرد الواحد	- أرملة. - أعزب أو حالة زواجية غير محددة.
أسر عديمة التركيبة العائلية	- أخوة و أخوات يعيشون معا. - أفراد يعيشون معا تربطهم قرابة أخرى. - أفراد يعيشون معا بدون رابطة قرابة.
أسر بسيطة	- زوج و زوجة. - زوج و زوجة مع أولاد. - أرملة مع أولاد . - أرملة مع أولاد .
أسر موسعة	- متصاعدة. - متنازلة. - عرضية. - متصاعدة و عرضية.
أسر مركبة	- نواة ثانوية متصاعدة. - نواة ثانوية متنازلة. - نواة عرضية. - أخوية. - أخرى.
أسر أخرى	أسرة ذات تركيبة غير محددة، تحتوي على بعض القرابات.

المصدر:

LASLETT P. (1972) ; La famille et le ménage, approches historiques. In household and family in past time. Cambridge university press 1972

تعتبر الأصناف التي اعتمدها بيتر لاسلات جد عملية، إلا أن تطبيقها في الجزائر على الشكل المقترح قد يجعلها غير فعالة لاعتبارات اجتماعية. من المؤكد أن نصادف بعض التشكيلات الأسرية التي لم تدرج في تصنيفاته الجزئية لعدم وجودها في المجتمعات محل دراسته، أي أن التصنيف كان خاضعا لزمان ومكان محددين، لهذا السبب كان واجبا إدخال بعض التعديلات و التغييرات على الأصناف و الأصناف

الجزئية حتى تلائم أكثر التشكيلات الفردية الأسرية في الجزائر، مع مراعاة تامة للمبادئ و المعيار الذي عمل به بيتر لاسلات، تتمثل هذه التعديلات و التغييرات في ما يلي:

(1) - إضافة المطلقين والمطلقات في البنى الأسرية: " أسرة ذات فرد واحد " و " أسرة بدون تركيبة عائلية" و " أسرة بسيطة "، بحيث من الشائع جدا وجود أفراد يحملون الحالة الزوجية مطلق في الأسر الجزائرية. بشرط أن يكون المطلقين و المطلقات المضافين في الأصناف الجزئية للبنيتين الأسريتين أسرة ذات فرد واحد و أسرة بدون تركيبة عائلية بدون أولاد. أما عند إضافتهم إلى البنية الأسرية البسيطة فيُشترط أن يكون معهم أولاد مع عدم وجود أفراد آخرين خارج العائلة في نفس المسكن.

(2) - تقسيم البنية " موسعة " إلى بنيتين: الأولى " موسعة من النموذج الأول " تحل مكان البنية " موسعة " في نموذج بيتر لاسلات و تحمل تصنيفاتها الجزئية كاملة، الثانية " موسعة من النموذج الثاني " تحل مكان البنية " مركبة " في نموذج بيتر لاسلات و تحمل تصنيفاتها الجزئية كاملة، ذلك لأن نسب الأسر الجزائرية التي تحمل عائلة ثانوية إضافة إلى عائلة رب الأسرة مثلت نسبة معتبرة حسب النماذج المتبناة في التعدادات السابقة أي تحوي كل أسرة عائلتين، إضافة إلى ارتفاع هذا النوع من الأسر فان التأثير الديموغرافي بين عائلتين في نفس الأسرة يكون أكثر تأثيرا من وجود أفراد بدون عائلة على عائلة رب الأسرة.

(3) - إضافة البنية "مركبة"، التي تستوعب الأسر التي تحوي أكثر عائلتين إضافة إلى العائلة التي يشكلها رب الأسرة أي وجود ثلاث عائلات في نفس الأسرة. لان هذا النوع من الأسر موجود بنسبة معتبرة و إذا صح التعبير فهي تمثل النمط التقليدي الأسري الجزائري، و لها تأثير قوي على مجمل السلوكات الديموغرافية.

بعد التعديلات المذكورة حتى تتماشى البنى الأسرية و أصنافها الجزئية وفق ما هو موجود في المجتمع السكاني الجزائري، تم عرض كل الأصناف الجزئية الممكنة أي كل تشكيلات الأفراد الممكن أن تكون كل صنف جزئي في الجدول التالي رقم 3.2 بهدف تسهيل عرضها.

جدول رقم 3.2: البنى الأسرية (الأصناف) و الأصناف الجزئية بعد التعديل

الأصناف الجزئية	البنية الأسرية (الصنف)
<ul style="list-style-type: none"> - أرمل. - أرملة. - مطلق أو منفصل. - مطلقة أو منفصلة. - أعزب أو حالة زواجه غير محددة. 	أسر ذات الفرد الواحد
<ul style="list-style-type: none"> - أخوة و أخوات عزاب. - رب أسرة أعزب و أحد الأصول. - رب أسرة أعزب يعيش مع أحد الأصول و أخوة و أخوات عزاب. - رب أسرة أعزب يعيش مع أحفاده. - رب أسرة أعزب يعيش مع أحفاده و أخوة و أخوات عزاب. - عزاب يعيشون معا تربطهم قرابة أخرى. - أفراد يعيشون معا دون أي رابطة قرابة. 	أسر عديمة التركيبية العائلية
<ul style="list-style-type: none"> - زوج و زوجة. - زوج و زوجة مع الأولاد . - أرمل مع أولاد. - أرملة مع أولاد. - مطلق أو منفصل مع أولاد. - مطلقة أو منفصلة مع أولاد. 	أسر بسيطة
<ul style="list-style-type: none"> - متصاعدة: أسرة بسيطة مع احد الأصول (الأباء). - متنازلة: أسرة بسيطة مع الفروع (الأحفاد). - عرضية: أسرة بسيطة مع أخوة أو أخوات عزاب. - متصاعدة عرضية: أسرة بسيطة مع احد الأصول و أخوة و أخوات عزاب. - أخرى: أسرة بسيطة مع أفراد آخرين أو أقارب غير مذكورين سابقا. 	أسر موسعة من النموذج الأول

تكملة للجدول رقم 3.2 الخاص بالبنى الأسرية (الأصناف) و الأصناف الجزئية بعد التعديل

الأصناف الجزئية	البنية الأسرية (الصنف الأسري)
<ul style="list-style-type: none"> - متصاعدة: أسرة بسيطة مع عائلة أبوية (الأصول). - متنازلة: أسرة بسيطة مع عائلة ابنيه (عائلة ابن، أو حفيد). - عرضية: أسرة بسيطة مع عائلة أخوية (عائلة الأخ أو الأخت). - أخرى: أسرة بسيطة مع عائلة أخرى (غير المذكورين سابقا). 	أسر موسعة من النموذج الثاني
<ul style="list-style-type: none"> - متصاعدة: أسرة موسعة 2 متصاعدة إضافة إلى أصول أخرى . - متنازلة: أسرة موسعة 2 متنازلة مع عائلة متنازلة أخرى (عائلة ابن، أو حفيد). - عرضية: أسرة موسعة 2 عرضية مع أصل أرمل أو مطلق إضافة إلى عائلة عرضية أخرى (عائلة الأخ أو الأخت) أو بدونها . - متصاعدة وعرضية: أسرة موسعة 2 عرضية مع عائلة متصاعدة مع وجود أو عدم وجود عائلة عرضية . - أخوية: أسرة موسعة 2 عرضية مع عائلة عرضية. - متصاعدة و متنازلة: أسرة موسعة 2 متنازلة مع أصول أو عائلة متصاعدة مع وجود أو عدم وجود عائلة متنازلة . - متنازلة وعرضية: أسرة موسعة 2 متنازلة إضافة إلى موسعة 2 عرضية. - أخرى: أسرة موسعة 2 مع عائلة أخرى (غير المذكورين سابقا). 	أسر مركبة
<ul style="list-style-type: none"> - أسرة تحت كفالة ابن أعزب (غير التشكيلات الأخرى) - أسرة ذات تشكيل غير محدد، تحتوي على قرابات بين بعض أفرادها. 	أسر أخرى

تلم البنى المقترحة، بعد و سعة الأسر بحيث تشمل كل التشكيلات الفردية الممكنة التي قد تأخذها الأسرة الجزائرية دون أي استثناء، وبذلك تمتاز بصفتي التغطية و الشمول. كما تراعي الشكل التفصيلي اعتمادا على طبيعة القرابة الموجودة بين الأفراد داخل الأسرة. ولأن نسبة كبيرة من الأسر الجزائرية تتشكل من أفراد ينتمون إلى أكثر من جيلين وجب علينا تمييز هذه الأسر بتركيبات عائلية، و لإنشاء التركيبة العائلية ننبنى نفس المبدأ الذي تم اعتماده في تكوين البنى الأسرية، أي الاعتماد على رابطة القرابة التي تجمع الأفراد برب الأسرة من جهة، و من جهة أخرى العلاقة التي تجمع رب العائلة أو أرباب العائلات برب الأسرة لمعرفة اتجاه التركيبة العائلية.

من خلال ما سبق ذكره، يمكن اقتراح سبعة (07) تراكيب عائلية تلخص توجه التركيبة العائلية

للأسر:

أ - عديمة التركيبية.

ب - تركيبية بسيطة.

ج - تركيبية تصاعدية.

د - تركيبية تنازلية.

هـ - تركيبية عرضية.

و - تركيبية مركبة.

ر - تركيبية أخرى.

كل تركيبية عائلية للأسرة تحوي تركيبات عائلية جزئية و كل تركيبية عائلية جزئية تُترجم بتشكيلة أسرية من الأفراد، بحيث تم تغطية كل التشكيلات الأسرية من حيث الأفراد المكونين لها بشكل كامل. وظفنا الجدول التالي رقم 4.2، الذي لخصنا فيه كل التشكيلات الأسرية حسب التركيبة العائلية للأسرة و لسبب كبر حجم الجدول تم تقسيمه إلى شطرين.

جدول رقم 4.2 : التركيبات العائلية و مختلف التشكيلات التي من الممكن أن تكونها

تشكيلاتها	التركيبية العائلية
<ul style="list-style-type: none"> - أرمل. - أرملة. - مطلق أو منفصل. - مطلقة أو منفصلة. - أعزب أو حالة زواجية غير محددة. - أخوة و أخوات عزاب. - رب أسرة أعزب و أحد الأصول. - رب أسرة أعزب و أحد الأصول و أخوة و أخوات عزاب. - رب أسرة أعزب مع أحفاده. - رب أسرة أعزب مع أحفاده و أخوة و أخوات عزاب. - عزاب تربطهم قرابة أخرى. - أفراد دون أي رابطة قرابة. 	بدون تركيبية
<ul style="list-style-type: none"> - زوج و زوجة. - زوج و زوجة مع أولاد. - أرمل مع أولاد. - أرملة مع أولاد. - مطلق أو منفصل مع أولاد. - مطلقة أو منفصلة مع أولاد. 	تركيبية بسيطة
<ul style="list-style-type: none"> - متصاعدة: أسرة بسيطة مع احد الأصول (الآباء). - متصاعدة: أسرة بسيطة مع عائلة أبوية (الأصول). - متصاعدة: أسرة موسعة 2 متصاعدة إضافة إلى أصول أخرى. 	تركيبية تصاعدية
<ul style="list-style-type: none"> - متنازلة: أسرة بسيطة مع الفروع (الأحفاد). - متنازلة: أسرة بسيطة مع عائلة ابنيه (عائلة ابن، أو حفيد). - متنازلة: أسرة موسعة 2 متنازلة مع عائلة متنازلة أخرى (عائلة ابن، أو حفيد). 	تركيبية تنازلية

تكملة للجدول رقم 4.2 الخاص بالتركيبات العائلية للأسر و مختلف تشكيلاتها

تشكيلاتها	التركيبة العائلية
<ul style="list-style-type: none"> - عرضية: أسرة بسيطة مع أخوة أو أخوات عزاب. - عرضية: أسرة بسيطة مع عائلة أخوية (عائلة الأخ أو الأخت). - عرضية: أسرة موسعة 2 عرضية مع أصل أرمل أو مطلق إضافة إلى عائلة عرضية أخرى (عائلة الأخ أو الأخت) أو بدونها. - أخوية: أسرة موسعة 2 عرضية مع عائلة عرضية. 	تركيبة عرضية
<ul style="list-style-type: none"> - متصاعدة عرضية: أسرة بسيطة مع احد الأصول و أخوة وأخوات عزاب. - متصاعدة و عرضية: أسرة موسعة 2 عرضية مع عائلة متصاعدة مع وجود أو عدم وجود عائلة عرضية. - متصاعدة و متنازلة: أسرة موسعة 2 متنازلة مع أصول أو عائلة متصاعدة مع وجود أو عدم وجود عائلة متنازلة. - متنازلة و عرضية: أسرة موسعة 2 متنازلة إضافة إلى موسعة 2 عرضية. 	تركيبة مركبة
<ul style="list-style-type: none"> - أخرى: أسرة بسيطة مع أفراد آخرين أو أقارب غير مذكورين سابقا. - أخرى: أسرة بسيطة مع عائلة أخرى (غير مذكورين سابقا). - أخرى: أسرة موسعة 2 مع عائلة أخرى (غير مذكورين سابقا). - أسرة تحت كفالة ابن أعزب (غير التشكيلات الأخرى). - أسرة ذات تشكيل غير محدد تحتوي تشمل قرابات بين بعض أفرادها. 	تراكيب أخرى

وهكذا نقول أن التشكيلات الممكنة بين أفراد الأسرة الواحدة التي ذكرت في الأصناف الجزئية للبنى الأسرية ذكرت كذلك في التشكيلات الممكنة بين أفراد الأسرة الواحدة التي تشكل التركيبيات العائلية، لهذا نقول أن النموذج الأول (البنى الأسرية) و النموذج الثاني (التراكيب العائلية) متكاملان. و كلاهما يمكن الاعتماد عليه في تحليل الظواهر و المتغيرات الديموغرافية بإدراج متغيري الأسرة و العائلة، و كذا كشف العلاقة بين الأسرة و العائلة و بالأخص عند اعتماد التراكيب العائلية للأسر بحيث بُنيت هذه التراكيب على أساس العلاقة بين رب الأسرة و أرباب العائلات، و بالتالي فان تأثير المتغيرات الديموغرافية بناء على

العلاقة بين الأسرة و العائلة (العائلات) المنتمية إليها سيكون بارزا في هذه النماذج اعتمادا على علاقة رب الأسرة برب العائلة و التوجه العائلي للأسرة.

4.2 - تحضير الملف للدراسة:

يحتوي ملف المسح الوطني الخاص بصحة الأسرة على تسعة (09) ملفات جزئية، تعتمد دراستنا على ملفين جزئيين: الملف الأول يخص الأسرة يحتوي على 117 متغير، وضع المسح تحت الملاحظة 171100 مبحوثا (فرد) ينتمون إلى 29008 أسرة، اقتصر عملنا على بعض المتغيرات التي اهتمنا بها هي: الولاية، المقاطعة (حضرية، ريفية)، حجم الأسرة، جنس الفرد، رابطة القرابة برب الأسرة، سن الفرد بالسنوات، الحالة الزوجية، التمدرس، المستوى التعليمي، النشاط الاقتصادي الممارس، حالة الشغل، نوع السكن، وضعية السكن، وملكية بعض الوسائل والأدوات المنزلية.

روابط القرابة المستعملة برب الأسرة:

وظفت مجموعة من روابط القرابة في المسح الوطني العنقودي المتعدد المؤشرات (محل الدراسة) الخاص بصحة الطفل و المرأة المنجز سنة 2006 تجمع أفراد الأسرة برب أسرته، اعتمدنا على هذه الروابط القرابية كمفتاح لتحديد البنية الأسرية المناسبة للأسرة و كذا التركيبية العائلية المناسبة لهذه الأسرة، تم تحديد اثنا عشر (12) صلة قرابة تجمع أفراد الأسرة برب الأسرة، حددت بالمداليل (1 إلى 12) على النحو التالي:

- 1 : رب الأسرة.
- 2 : زوج / زوجة.
- 3 : ابن / بنت.
- 4: زوج البنت / زوجة الابن .
- 5 : حفيد / حفيدة.
- 6 : أب / أم.
- 7 : أب أو أم الزوج/ الزوجة.
- 8 : أخ / أخت.
- 9: زوج أخت / زوجة أخ.
- 10 : قرابة أخرى.
- 11 : ابن بالتبني.
- 12 : بدون قرابة.

1.4.2 - إدراج المتغيرات:

في حقيقة الأمر، هذا المسح لم يكن مهتماً بالنمذجة الأسرية في حد ذاتها بل بالمتابعة الصحية للأسرة، و عليه تحضيراً للملف للدراسة وجب علينا إضافة إلى المتغيرات المذكورة في ملف العينة الموسعة، أي نضيف مجموعة من المتغيرات في قاعدة البيانات (ملف الدراسة)، و المتغيرات المضافة هي التالية الذكر:

أ- المتغير " رب أسرة – رب عائلة ": يحدد رب الأسرة بالدليل (1) في الملف، ويعرف رب العائلة بالدليل (2). إذن يرتبط هذا المتغير بأرباب الأسر و أرباب العائلات فقط، بحيث تبقى الخانات المقابلة لبقية الأفراد في الأسرة فارغة. للعلم، يتبع المتغير رب الأسرة كل الأفراد الذين يحملون القيمة (1) في المتغير " رابطة القرابة". أما المتغير "رب العائلة" ذو الدليل (2) في ملف الدراسة فيتبعه كل الأفراد الذين يحملون المداليل التالية:

- الأفراد الذين يحملون الدليل 3 في المتغير "رابطة القرابة برب الأسرة" بشرط أن يكونوا متبوعين مباشرة بالرمز 4 (أي ابن رب الأسرة و متزوج).

- الأفراد الذين يحملون الدليل 4 في المتغير " رابطة القرابة برب الأسرة " بشرط أن يكونوا متبوعين مباشرة بالرمز 3 (أي زوج ابنة رب الأسرة).

- الأفراد الذين يحملون الرمز 3 في المتغير " رابطة القرابة برب الأسرة " بشرط أن يكونوا متبوعين مباشرة بالدليل 5، و هم الأفراد ذوي صلة القرابة ابن أو ابنة رب الأسرة و تكون حالتهم الزوجية أرمل (ة) أو مطلق (ة) بشرط أن يكون لهم أولاد، على الأقل طفل واحد.

- الأفراد الذين يحملون الدليل 8 في المتغير " رابطة القرابة برب الأسرة " بشرط أن يكونوا متبوعين مباشرة بالرمز 9، و هم الأفراد ذوي صلة القرابة أخ رب الأسرة و يكون حاملاً للحالة الزوجية متزوج بحيث يأتي بعده في الترتيب الفرد الحامل للدليل 9، و هذا الدليل يعبر عن زوجة أخ رب الأسرة .

- الأفراد الذين يحملون الرمز 9 في المتغير " رابطة القرابة برب الأسرة " بشرط أن يكونوا متبوعين مباشرة بالرمز 8، و هم الأفراد ذوي صلة القرابة زوج أخت رب الأسرة.

- الأفراد الذين يحملون الرمز 8 في المتغير " رابطة القرابة برب الأسرة " بشرط أن يكونوا متبوعين مباشرة بالدليل 10 (أي أخ أو أخت رب الأسرة أرمل (ة) أو مطلق (ة) و له أولاد). وبصفة

عامة يجب التركيز على الحالة الزوجية للفرد قبل إعطائه الرمز 2 (أي رب العائلة) بحيث يجب أن يكون متزوجا، أو مطلقا (ة) بشرط أن يكون له أولاد أو أرمل(ة) بشرط أن يكون له أولاد.

ب- المتغير " بنية الأسر " : يمس هذا المتغير كل الأفراد دون استثناء، و يحمل الدلائل أي القيم من (1 إلى 7)، حسب البنية الأسرية التي ينتمي لها الفرد، و يكون كل أفراد الأسرة الواحدة حاملين لنفس الدليل، تم اعتماد سبع (07) قيم كمية كدلائل لمتغير البنية الأسرية بحكم أن النمذجة المقترحة في هذه الدراسة تحوي سبع بنى أسرية، هذه القيم محددة بدلالة البنية الأسرية على النحو التالي:

- 1 " أسرة ذات الفرد الواحد "
- 2 " أسرة عديمة التركيبية العائلية "
- 3 " أسرة بسيطة "
- 4 " أسرة موسعة من النموذج 1 "
- 5 " أسرة موسعة من النموذج 2 "
- 6 " أسرة مركبة "
- 7 " أسر أخرى "

يحدد هذا المتغير بنية الأسر التي ينتمي إليها الأفراد، بعد الملاحظة الدقيقة لكل أفراد الأسرة الواحدة و العلاقة الجامعة بينهم وبين رب الأسرة (كل أسرة على حدى من أسر الملف)، تم هذا البناء لتركيبية الأفراد المكونين للأسر بناء على رابطة القرابة برب الأسرة، يتم تحديد هوية كل فرد للنوع الأسري حسب ما ورد في الجدول رقم 3.2، ثم يعطى الرمز الملائم (من 1 إلى 7). يحمل مجموع أفراد الأسرة الواحدة نفس الرمز، تمت هذه المعالجة يدويا لأن تركيبية المعطيات لا تمكنا من التعامل معها آليا لغياب متغير يساعدنا على إنجاز هذا العمل، شملت هذه المرحلة أهم الصعوبات التي صادفتنا في إنجاز هذا العمل من ناحية الجهد، إذ تطلب جهدا مضنيا ووقتا طويلا دام تقريبا سنة كاملة لإتمام هذا العمل كون العينة ذات حجم كبير جدا 171100 مبحوث و بهدف التأكد من صحة البيانات التي تم صيغها اي الدلائل اعتمدنا على مجموعة من الجداول البسيطة و المركبة.

ج- المتغير " التركيبية العائلية " : بنفس المنطق الذي بنينا به المتغير "رب الأسرة" ، تم بناء المتغير التركيبية العائلية للأسرة، بحيث يمس كذلك كل الأفراد المكونين للأسرة دون استثناء، و يحمل الدلائل من (0 إلى 6)، حسب التركيبية العائلية التي ينتمي لها الفرد، تم توظيف سبعة قيم كذلك لان النمذجة الأسرية المعتمدة في دراستنا تحوي هي الأخرى من حيث العائلات سبعة تراكيب عائلية للأسر مقترحة

للإلمام بالتشكيلات الأسرية، وفق هذا المنطق يكون كل أفراد الأسرة الواحدة حاملين لنفس الدليل، هذه القيم محددة على النحو التالي:

- 0 " دون تركيبة عائلية "
- 1 " تركيبة عائلية بسيطة "
- 2 " تركيبة عائلية تصاعدية "
- 3 " تركيبة عائلية تنازلية "
- 4 " تركيبة عائلية عرضية "
- 5 " تركيبة عائلية مركبة "
- 6 " تراكيب أخرى "

يحدد هذا المتغير التركيبية العائلية التي ينتمي لها كل مبحوث، ثم على نفس المبدأ نحدد التركيبية العائلية للفرد، بعد الملاحظة الدقيقة لتشكيلة الأفراد المكونين للأسر وتحديد رابطة القرابة التي تجمعهم برب الأسرة، و توجه الأجيال فيها في حالة وجود أكثر من جيل واحد في الأسرة أي وجود أكثر من عائلة واحدة بالأسرة أو وجود أفراد خارجين عن عائلة رب الأسرة، و حسب ما هو موضح في الجدول رقم 4.2 حددنا كل فرد بالرمز الملائم له. كل أفراد الأسرة الواحدة يحملون نفس الرمز و بعد تحديد تشكيلات كل الأسر المبحوثة (29008 أسرة)، قمنا يدويا بإدخال الرموز الملائمة المعبرة عن انتماءات الأفراد (171100 فردا) الأسرية. بهذه الطريقة تعاملنا يدويا مع المعطيات مرة لتحديد التراكيب العائلية ومرة أخرى لتحديد البنى الأسرية، رغم المشقة الكبيرة.

باستخدام البرنامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية statistical package for social sciences (SPSS)، تم استخراج جداول بسيطة إحصائية خاصة بكل متغير، وجداول مركبة (متغيرين أو أكثر)، إضافة إلى التراكيب العمرية و المخططات البيانية. و الاختبارات الإحصائية الملائمة.

بعد الانتهاء من عملية صب المدليل الخاصة بالمتغيرات المدرجة المذكورة أصبح الملف في شطره الأول صالحا و جاهزا للاستغلال و للدراسة في شطرها الأول أي الشطر المتعلق باستخراج التوجه الأسري في الجزائر من حيث نسب وجود كل بنية أسرية و من حيث نسب وجود كل تركيبة عائلية للأسر من مجموع النماذج و خصائص الأسرة الجزائرية و كشف العلاقة بين النماذج الأسرية (البنى الأسرية و التراكيب العائلية) و مختلف المتغيرات التي خصائص الأسرة الجزائرية. و بهدف إتمام الشطر الثاني من الدراسة و لتجهيز الملف و تحضيره للدراسة قمنا بدمج الملفين، الملف الأول نقصد به الملف ملف الأسرة بعد صب الدلائل الخاصة بالمتغيرات المذكورة و الملف الثاني نقصد به الملف الخاص بالنسوة المبحوثات في هذا المسح الواقعة أعمارهن في السن الإنجابي.

2.4.2 - تقييم الملف بعد تحضيره:

وجب التأكد من صحة البيانات المحجوزة المتمثلة في المدليل الخاصة بالمتغيرات البنية الأسرية، التركيبية العائلية، رب الأسرة و رب العائلة قبل استغلال الملف بحكم أن هذه البيانات تم صلبها يدويا و من المحتمل أن تحوي البيانات المحجوزة أخطاء أي أن المدليل المحجوزة قد لا تتلاءم مع بنية الأسرة أو تركيبيتها العائلية أو احد أفراد الأسرة، كما قد لا تتلاءم مع الأفراد حاملي صفة رب الأسرة و صفة رب العائلة بسبب كبر حجم العينة المستهدفة في هذا المسح التي بلغ عدد المبحوثين فيها 171100، و على هذا الأساس أخضعنا الملف بعد تجهيزه و قبل استغلاله للاختبار عن طريق بعض الجداول المركبة التي تبين سلامة البيانات المحجوزة أو تبين وجود أخطاء في ذلك.

يعد التقاط أي نقاط الاشتراك بين البنى الأسرية المقترحة و التراكيب العائلية للأسر من بين أهم المعايير التي يمكن أن نعتمدها لتقييم البيانات المحجوزة الخاصة بالمتغيرين المذكورين، بحيث تبين من خلال التشكيلات الفردية المكونة لكل بنية أسرية و لكل تركيبة عائلية للأسر الجزائرية الملخصة في الجدولين رقمي 3.2 و 4.2 وجود علاقة بين البنى الأسرية و التراكيب العائلية للأسر من حيث الأفراد المشكلين لكل نموذج أسري، تتجلى هذه العلاقة نظريا في العناصر التالية، و إن توفرت تطبيقيا يمكن التسليم بصحة البيانات التي تم حجزها بالنسبة للمتغيرين البنية الأسرية و التركيبية العائلية على مستوى كامل الأفراد المستهدفين في المسح.

- البنية الأسرية البسيطة هي نفسها التركيبية العائلية البسيطة بحكم أن النموذج الأسري البسيط لا يحوي أفرادا خارج العائلة و أن الأسرة في هذا النموذج تشكل في نفس الوقت عائلة، و لا يمكن أن تكون الأسرة ذات البنية البسيطة إلا أسرة ذات تركيبة عائلية بسيطة و العكس صحيح.

- الأسر ذات البنيتين الأسريتين أسر ذات فرد واحد و أسر عديمة التركيبية العائلية لا يمكن أن تكون حسب التراكيب العائلية للأسر إلا أسرا عديمة التركيبية العائلية، لان البنيتين الأسريتين المذكورتين و التركيبية العائلية المذكورة تشترك في انعدام وجود العائلة ضمنها.

- الأسر الموسعة من النموذج الأول و الأسر الموسعة من النموذج الثاني لا يمكنها أن تكون أسرا عديمة التركيبية العائلية أو أن تكون أسرا ذات تركيبة عائلية بسيطة، لأن الأسر الموسعة تحوي على الأقل عائلة إضافة إلى أفراد خارج عائلة رب الأسرة بينما الأسر عديمة التركيبية العائلية فلا تحوي العائلة بشكل نهائي أي من الممكن أن تتكون من فرد واحد فقط أو مجموعة أفراد لا تجمعهم علاقة زواجية أو علاقة الأبوة.

- الأسر ذات البنية الأسرية المركبة من غير الممكن نهائيا أن تشكل أسرا عديمة التركيبية العائلية، تركيبية عائلية بسيطة أو تركيبية عائلية تصاعدية مع إمكانية أن تكون أي تركيبية عائلية أخرى، لان الأسر المركبة تحوي ثلاث عائلات فما فوق مع وجود أو عدم وجود أفراد خارج العائلات بينما التراكيب العائلية

عديمة التركيبية، البسيطة لا توفر هذا الشرط أما التركيبية التصاعدية فهي تحوي عائلة رب الأسرة إضافة إلى عائلة أبوية أي تحوي عائلتين فقط.

- الأسر ذات البنية الأسرية أخرى لا يمكنها تشكيل أي تركيبة عائلية للأسر ما عدا التركيبية العائلية أخرى.

تم توظيف الجدول التالي رقم 5.2 المستخرج من قاعدة بيانات المسح اعتمادا على البرنامج الإحصائي SPSS بعد تحضير الملف للدراسة أي بعد عملية صب المداليل الخاصة بالبنى الأسرية المقترحة و بالتراكيب العائلية للأسر، الذي يمثل التقاطع بين الأفراد حسب انتماءاتهم إلى التراكيب العائلية و البنى الأسرية بهدف كشف مدى صحة عملية صب المداليل.

جدول 5.2: توزيع الأفراد حسب انتمائهم إلى البنى الأسرية و التراكيب العائلية

المجموع	التراكيب العائلية للأسر							البنية الأسرية
	أخرى	المركبة	العرضية	التنازلية	التصاعدية	البسيطة	العديمة	
380	0	0	0	0	0	0	380	بفرد واحد
857	0	0	0	0	0	0	857	عديمة العائلية
125137	0	0	0	0	0	125137	0	البسيطة
14903	3610	271	2298	1611	7113	0	0	الموسعة 1
22133	536	2864	505	17276	952	0	0	الموسعة 2
7303	780	2359	213	3951	0	0	0	المركبة
339	339	0	0	0	0	0	0	أخرى
171052	5265	5494	3016	22838	8065	125137	1237	المجموع

من خلال التقاطعات بين الأفراد حسب انتماءاتهم إلى النماذج الأسرية، وجدنا أن الأسر عديمة التركيبية العائلية كلها مشكلة من الأسر ذات البنيتين الأسريتين أسر ذات فرد واحد و أسر عديمة التركيبية العائلية و في نفس الوقت انعدمت الأسر ذات بقية التراكيب المشكلة من أسر هذه البنية، الأسر ذات التركيبية العائلية البسيطة كلها و دون استثناء مشكلة من أسر ذات بنية بسيطة و في نفس الوقت انعدمت التراكيب العائلية الأخرى المشكلة من أسر هذه البنية، الانعدام النهائي للأسر ذات التركيبيتين العائليتين عديمة التركيبية و البسيطة المكونة من الأسر الموسعة من النموذج الأول و الأسر الموسعة من النموذج الثاني. انعدام الأسر ذات التراكيب العائلية عديمة التركيبية، البسيطة و التصاعدية المكونة من الأسر المركبة. الأسر ذات البنية الأسرية أخرى لم تشكل غير الأسر ذات التركيبية العائلية أخرى. من خلال ما نتج يمكن القول بأن المداليل

الموافقة للأفراد حسب النماذج الأسرية المنتمين إليها سواء البنى الأسرية أو التراكيب العائلية قد تم حجزها بدون أي خطأ يُذكر و بشكل مطلق.

يهدف التأكد من سلامة البيانات الخاصة بالمتغيرات التي صيها في قاعدة بيانات الملف المتعلقة بالمتغير البنية الأسرية يمكن الاعتماد على متغير صلة القرابة برب الأسرة الذي وفرته قاعدة البيانات بأخذه كمعيار لسلامة البيانات المحجوزة الخاصة بالبنى الأسرية أي صيها بدون أي خطأ على مستوى كامل الأفراد الذين تم استهدافهم في المسح كمبحوثين.

جدول 6.2: توزيع الأفراد حسب انتمائهم إلى البنى الأسرية و صلة القرابة برب الأسرة

البنى الأسرية							صلة القرابة برب الأسرة
أخرى	المركبة	الموسعة 2	الموسعة 1	البسيطة	عديمة	بفرد واحد	
72	711	2930	2405	22223	287	380	رب الأسرة
4	584	2312	2136	20048	0	0	زوجة رب الأسرة
15	2549	9745	7327	82866	0	0	ابن
0	891	1892	10	0	0	0	زوج البنت
0	1501	3287	442	0	94	0	حفيد
43	225	700	1034	0	0	0	أب أو أم
1	9	10	94	0	4	0	أب الزوجة
92	380	1023	485	0	318	0	أخ
7	102	50	52	0	0	0	زوج الأخ
3	8	4	36	0	11	0	عم أو خال
49	216	118	209	0	61	0	ابن الأخ، ابن الأخت
27	57	27	166	0	30	0	رابطة أخرى
18	55	22	469	0	45	0	متبنى
8	15	13	38	0	6	0	بدون رابطة
339	7303	22133	14903	125137	857	380	المجموع

تتبلور نظريا علاقة بين المتغيرين البنية الأسرية و صلة القرابة برب الأسرة نتيجة التشكيلات الجزئية للبنى الأسرية أي مجموع الأفراد الممكن مصادقتهم في المجتمع السكاني الجزائري المكونين لكل

بيئة أسرية، يمكن أن نسلم بصحة و جودة البيانات المضافة و الخاصة بالبنى الأسرية إذا توافقت العلاقة بين البنى الأسرية و صلة القرابة برب الأسرة نظريا و تطبيقيا فيما يلي:

- وجود أفراد حاملين لصفة رب الأسرة في كل البنى الأسرية، و يكون عددهم نفسه عدد الأسر المستهدفة، بحيث يعبر كل رب أسرة عن أسرته.

- على مستوى الأسر ذات فرد واحد، الاقتصار الوجودي للأفراد الحاملين لصفة رب الأسرة مع الانعدام الكلي لكامل الأفراد الحاملين لصفات القرابة الأخرى برب الأسرة، كون هذه الأسر تحوي فردا واحدا و يكون هو نفسه رب الأسرة.

- على مستوى الأسر عديمة التركيبية العائلية، و جب انعدام وجود أفراد حاملين لصفة زوجة، ابن و زوجة الابن أو زوج البنت بالنسبة لرب الأسرة، لأن الأفراد حاملي الصفات القرابية المذكورة وجودهم مربوط بوجود العائلة ضمن الأسرة.

- على مستوى الأسر ذات البنية الأسرية البسيطة و جب وجود أفراد حاملين للصفات القرابية رب الأسرة، زوجة رب الأسرة، ابن أو بنت رب الأسرة مع انعدام باقي الصلات القرابية الأخرى، لان هذه الأسر تشكل في نفس الوقت عائلات و بالتالي و جب انعدام كل القرابات خارج عائلة رب الأسرة.

- إمكانية أن تحوي الأسر ذات البنى الأسرية الموسعة من النموذج الأول، و الأسر الموسعة من النموذج الثاني، المركبة و أخرى كل الصلات القرابية برب الأسرة.

من خلال البيانات الملخصة في الجدول أعلاه رقم 5.2 الخاص بتوزيع الأفراد حسب انتمائهم إلى البنى الأسرية و صلة القرابة برب الأسرة بعد تحضير الملف للدراسة أي بعد إضافة المتغير البنية الأسرية وجدنا أن الأسر ذات فرد واحد لا تحوي أي صفات قرابية باستثناء رب الأسرة، أما الأسر عديمة التركيبية العائلية فلا تحوي نهائيا الأفراد ذوي القرابات زوجة، ابن و زوجة الابن (زوج البنت) بالنسبة لرب الأسرة مع وجود لبعض القرابات الأخرى، أما الأسر ذات البنية الأسرية البسيطة فهي لم تحو ضمنها سوى الأفراد الحاملين للصفات القرابية رب الأسرة، زوجة رب الأسرة، ابن أو بنت رب الأسرة مع الانعدام الكلي لباقي الصلات القرابية برب الأسرة، استنادا لهذه النتائج يمكن القول بأن المداليل الخاصة بالمتغير البنية الأسرية قد تم صبها بدقة متناهية و انعدم فيها الخطأ بشكل مطلق.

بعد التأكد من صحة و دقة البيانات التي تم صبها و الخاصة بالبنى الأسرية، يمكن التأكد كذلك من البيانات الخاصة بالمداليل المتعلقة بالتركيب العائلية و الأفراد المنتمين إليها اعتمادا على نفس المعيار أي صلة القرابة برب الأسرة، و ذلك اعتمادا على العلاقة بين التراكيب العائلية و صلات القرابة برب الأسرة للأفراد المنتمين إليها، بحيث تكمن العلاقة بين المتغيرين نظريا في إمكانية أو عدم إمكانية وجود أفراد ذوي صلات قرابية محددة برب الأسرة ضمن التراكيب العائلية للأسر، بحيث نظريا و حسب تشكيلات الأفراد

المشككين لكل تركيبة عائلية مقترحة في هذه الدراسة و المبينة في الجدول رقم 4.2 و يجب أن تكون العلاقة بين المتغيرين كالتالي:

- انعدام الأفراد ذوي الصلات القرابية ابن، زوجة و زوجة الابن (زوج البنت) بالنسبة لرب الأسرة على مستوى الأسر ذات التركيبة العائلية " عديمة التركيبة العائلية " ، بحكم أن وجود الأفراد الحاملين للصفات المذكورة ضمن هذه الأسر مرهون بوجود العائلة ضمن الأسرة، بينما هذه الأسر لا تحوي ضمنها عائلة.

- انعدام كل الصلات القرابية على مستوى الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة ما عدا الأفراد ذوي الحالات القرابية زوجة رب الأسرة، ابن أو بنت رب الأسرة، لان الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة لا تحوي غير عائلة واحدة و هي نفسها الأسرة.

جدول 7.2: توزيع الأفراد حسب انتمائهم إلى التراكيب العائلية للأسر و صلة القرابة برب الأسرة

التراكيب العائلية للأسر							صلة القرابة برب الأسرة
أخرى	المركبة	العرضية	النتازلية	التصاعدية	البسيطة	العديمة	
875	659	461	2948	1175	22223	667	رب الأسرة
694	590	388	2239	1125	20048	0	زوجة رب الأسرة
1922	1737	1328	10218	4431	82866	0	ابن، بنت
75	141	22	2555	0	0	0	زوج البنت
146	212	45	4817	10	0	94	حفيد
180	627	4	14	1177	0	0	أب أو أم
26	16	5	0	67	0	4	أب الزوجة
254	1148	507	16	55	0	318	أخ
24	101	83	3	0	0	0	زوج الأخ
27	11	0	0	13	0	11	عم أو خال
190	223	168	10	1	0	61	ابن الأخ، ابن الأخت
30	22	2	12	11	0	30	رابطة أخرى
45	4	1	6	0	0	45	متبنى
6	3	2	0	0	0	6	بدون رابطة
1237	5494	3016	22838	8065	125137	1237	المجموع

من خلال البيانات الملخصة في الجدول أعلاه رقم 7.2، وجدنا أن الأسر ذات التركيبة العائلية " عديمة التركيبة العائلية " لا تحوي ضمنها أفرادا يحملون الصلات القرابية زوجة، ابن، زوجة الابن أو زوج البنت بالنسبة لرب الأسرة في حين تحوي كل صلات القرابات الأخرى. أما الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة فقد انعدمت فيها كل الصلات القرابية برب الأسرة باستثناء الأفراد ذوي الحالات القرابية زوجة رب الأسرة، ابن أو بنت رب الأسرة، مما يجعلنا نقول بان البيانات الخاصة بالمدائل المعبرة عن المتغير التركيبة العائلية للأسر قد تم صيغها بدقة متناهية و بدون أي أخطاء على مستوى الأسر و على مستوى الأفراد المتمين إليها.

تم إدراج المتغيرات رب الأسرة، رب العائلة، زوجة رب الأسرة و زوجة رب العائلة في قاعدة ملف المسح قبل استغلالها للدراسة كما سبق الإشارة إلى ذلك، و للتأكد من صحة البيانات أي المدائل التي تم صيغها يدويا من حيث موافقتها للأفراد المعنيين بهذه الحالات القرابية تم توظيف المتغير الحالة الزوجية للأفراد الحاملين للصفات المذكورة، و على هذا الأساس تم استخراج الجدول التالي رقم 8.2 الذي لخصنا فيه توزيع الأفراد المعنيين حسب الحالة الزوجية بعد أن قاطعنا بين المتغيرين المذكورين. وظفنا المتغير الحالة الزوجية، بحيث من غير الممكن نظريا أن تكون كل من زوجة رب الأسرة و زوجة رب العائلة حاملتين لغير الحالة الزوجية متزوجة، كما لا يمكن أن يحمل رب العائلة سواء كان ذكرا أو أنثى الحالة الزوجية أعزب مع إمكانية حمله لباقي الحالات الزوجية الأخرى لأنه إن كان أعزبا فلا يمكنه أن يكون عائلة و بالتالي لا يمكنه أن يكون ربا لعائلة.

جدول 8.2: توزيع أرباب الأسر، أرباب العائلات و زوجاتهم حسب الحالة الزوجية

المجموع	الحالة الزوجية				العلاقة برب الأسرة
	أرمل	مطلق	متزوج	أعزب	
29001	2990	593	25149	269	رب الأسرة
25060	0	0	25060	0	زوجة رب الأسرة
4136	540	488	3108	0	رب العائلة
3103	0	0	3103	0	زوجة رب العائلة
61300	3530	1081	56420	269	المجموع

من خلال النتائج المبينة في الجدول أعلاه، وجدنا أن أرباب الأسر حملوا مختلف الحالات الزوجية بينما زوجاتهم لم يحملوا سوى الحالة الزوجية متزوجة. بالنسبة لأرباب العائلات و زوجاتهم فقد

وجدنا أن أرباب العائلات حملوا مختلف الحالات الزوجية باستثناء الحالة الزوجية أعزب بينما لم تحمل زوجات أرباب العائلات غير الحالة الزوجية متزوجة. من خلال ما تم الوصول إليه عند المقاطعة بين المتغيرين وجدنا أن الحالات الزوجية الممكن حملها نظريا طبقت تماما ما نتج تطبيقيا و على هذا الأساس يمكن القول بان المداليل الخاصة بالمتغيرات رب الأسرة، رب العائلة، زوجة رب الأسرة و زوجة رب العائلة المدرجة في قاعدة البيانات قد تم صيها بدون أن تحمل أي خطأ.

عموما بعد عملية المراجعة لقاعدة البيانات بحكم أن حجم العينة يعتبر جد هام كميًا عند إضافة المتغيرات البنوية الأسرية، التركيبية العائلية للأسر، أرباب الأسر و زوجاتهم، أرباب العائلات و زوجاتهم التي تعد المتغيرات الجوهرية و المحورية للدراسة و التي لم تكن موجودة سابقا في قاعدة البيانات التي وفرها المسح محل الدراسة و المصدر الأساسي للمعطيات، بحيث تم التعبير على كل متغير بمجموعة مداليل تخصه، وجدنا انه قد تم صب هذه المداليل على مستوى الأفراد و على مستوى الأسر بشكل جد متقن و ينعدم فيه الخطأ بشكل نهائي، و على هذا الأساس أي بعد التأكد من انعدام الأخطاء أمكننا استغلال بيانات القاعدة و الوثوق في المؤشرات المتوصل إليها.

خاتمة:

تم في هذا الفصل تتبع للتطور التاريخي الذي عرفه كل من مفهوم الأسرة و العائلة في الجزائر إلى غاية الاصطلاح على مفهومهما على ما هو عليه حالياً، مع عرض كل المحاولات الساعية لبناء النمذجة الأسرية في الجزائر منذ سنة 1966 التاريخ الموافق لانجاز أول تعداد في الجزائر الذي تمخض عليه أول محاولة لبناء النمذجة الأسرية في الجزائر، بحيث تم الوقوف على كل الأعمال التي خاضت في هذا الموضوع من تعدادات، مسوح، دراسات بحيث تم عرض مختلف النماذج في كل عمل و إبراز المعيار الكامن وراء بناء النماذج مع إبراز مجمل نقائصها و عيوبها و إيضاح ايجابياتها بغية تفادي كل العيوب المسجلة فيها مع الاستفادة من مزاياها للوصول إلى المعيار المنشود لبناء النمذجة التي نرى بأنها الأمثل مقارنة مع سابقتها، تم الاستقرار إلى اعتماد صلة القرابة بين الأفراد في الأسرة برب أسرهم كمعيار لبناء النمذجة المعمول بها في دراستنا الذي أنشأنا اعتماداً عليه نمذجة أسرية مزدوجة بنى أسرية لقياس البعد الأسري و التراكيب العائلية للأسر لرصد التوجه العائلي في الأسرة.

هذا المعيار أي صلة القرابة في واقع الأمر ليس حديث الاستغلال بحيث استعمله الباحث التاريخي بيتر لاسلت لإنشاء ستة بنى أسرية تمس المجتمعات السكانية الأوربية، اعتمدها في دراستنا و لكن بتعديل في مجمل البنى الأسرية من حيث الأفراد المكونين لكل بنية حتى تتوافق مع ما هو موجود من تشكيلات للأفراد في الأسر الجزائرية، مع إضافة النماذج الأسرية المعبرة عن التراكيب العائلية للأسر الجزائرية، خلصنا في الأخير إلى تكوين سبعة بنى أسرية و تكوين سبعة تراكيب عائلية للأسر الجزائرية من شأنها ان تغطي كل توقيقات الأفراد في الأسرة الجزائرية، لكن المسح مصدر المعطيات لم يدرج المتغيرات المعبرة عن النمذجة الأسرية بحيث لم تكن من بين اهتماماته بل تم إنجازها لمتطلبات صحية ديموغرافية بالدرجة الأولى، على هذا الأساس وتحضيراً للملف للدراسة أدرجنا المتغيرين البنية الأسرية و التركيب العائلية للأسر المعبرين على النمذجة المقترحة في دراستنا يدويا بعد التمعن في صلة القرابة الجامعة بين الأفراد في كل أسرة، إضافة إلى إدراج الصفتين رب الأسرة و زوجته، رب العائلة و زوجته كمتغير ثالث في قاعدة البيانات اعتماداً على المتغير صلة القرابة برب الأسرة، نظراً لكبر حجم العينة المستهدفة في المسح قمنا بعملية مراجعة بيانات المتغيرات المدرجة في قاعدة بيانات المسح عن طريق الجداول المتقاطعة أين تم التأكد و بشكل مطلق من عدم ورود أي خطأ في عملية صب المداليل الخاصة بالمتغيرات المذكورة و بالتالي التأكد من جاهزية الملف للدراسة.

الفصل الثالث

تطور حجم الأسر الجزائرية

- 1.3- أسباب اتخاذ نتائج تعداد 1966 كقاعدة مرجعية للمقارنة
- 2.3- تطور حجم الأسر الجزائرية خلال المرحلة 1966-2006
- 3.3- العوامل المسببة لتطورات أحجام الأسر من 1966 إلى 2002
- 4.3- القياس الكمي لتأثير العوامل الديموغرافية على متوسط حجم الأسرة

مقدمة: بعد التطرق في الفصل السابق بشكل تفصيلي إلى التطور التاريخي لكل من العائلة والأسرة في الجزائر من الناحية الاصطلاحية و المفاهيمية، و كذا تاريخ كل من النماذج الأسرية و الأنواع العائلية التي تم اقتراحها و اعتمادها على ضوء الأعمال الإحصائية و الديموغرافية المنجزة في الجزائر. و المتمثلة في التعدادات، المسوح و الدراسات المتوفرة التي خاضت الأنواع الأسرية و العائلية في الجزائر كموضوع لها، بشكل إجمالي تدرجا زمنيا بدلالة سنة انجازها، سنحاول في هذا الفصل من الدراسة تسليط الضوء على احد أهم خصائص الأسر الجزائرية و هو متغير حجم الأسرة لما له من أهمية بالغة في هذه الدراسة و انعكاس تغيراته و التطورات الكمية التي مسته طيلة فترة الدراسة الممتدة من 1966 إلى غاية 2006 على التوجه الأسري و التوجه العائلي، هذا الأخير عبرنا عنه في هذا الفصل بالمؤشر متوسط حجم الأسرة، و ذلك بتتبع مسار تطوره زمنيا استنادا إلى المعطيات الخاصة به و التي جمعها من النتائج المستقاة من تعداد 1966 مرورا بكل التعدادات التي تلتته ثم المسح الوطني الخاص بصحة الأسرة المنجز سنة 2002، وصولا إلى سنة 2006 تاريخ انجاز المسح الوطني المتعدد المؤشرات الخاص بمتابعة صحة الأطفال و النساء محل الدراسة.

بعد عملية رصد شتى التغيرات التي طرأت على المؤشر متوسط حجم الأسرة الجزائرية، سنحاول الكشف على أهم العوامل و الأسباب الكامنة وراء تغيراته على امتداد فترة الدراسة سواء كانت ديموغرافية، اقتصادية أو اجتماعية، مركزين بصورة اكبر على المتغيرات الديموغرافية كون المتغير محل التابعة أي متوسط حجم الأسرة متغير ديموغرافي بحت، و ذلك اعتمادا على القراءات الوصفية لما توفر من معطيات خاصة بهذه المتغيرات، ثم الإثبات الإحصائي للعلاقة الجامعة بين متوسط حجم الأسرة و مختلف المتغيرات الديموغرافية المقترحة، وصولا إلى القياس الكمي للعلاقة التأثيرية إحصائيا بين المؤشر متوسط حجم الأسرة و باقي المتغيرات الديموغرافية اعتمادا على الأساليب الإحصائية المناسبة التي تتماشى و نوعية المعطيات المتوصل إلى جمعها.

1-3 أسباب اتخاذ نتائج تعداد 1966 كقاعدة مرجعية للمقارنة:

كما سبق الذكر، تم اتخاذ النتائج المستقاة من أول تعداد منجز في تاريخ الجزائر بعد استقلالها، الذي أجري سنة 1966 كنقطة مرجعية و أساس لإجراء كل عمليات المقارنة بين مختلف نتائج التعدادات التي تلتها و المسحين الوطنيين لسنتي 2002 و 2006 في قيم متوسط حجم الأسرة الجزائرية وكذا لرصد مسار تغيراته، و ذلك لتوفر مجموعة ميزات تجعله نتائجه أهلا لان تكون قاعدة مرجعية تسمح بإجراء المقارنات المطلوبة. هذه الميزات بدورها جعلتنا نبتناها كأسباب موضوعية لاختيار نتائج هذا التعداد كقاعدة مرجعية، يمكن أن نوجز أهمها في النقاط التالية:

- كونه يعتبر أول عمل إحصائي ديموغرافي شامل أنجز في الجزائر، نتج عنه توفر معطيات شاملة عن كل الأسر الجزائرية و عائلاتهما، بحيث تم إحصاء 02 مليون أسرة و 2.6 مليون عائلة على مستوى كامل القطر الجزائري .

- كونه أول عمل إحصائي يُوظف في تكوين نماذج أسرية (إنشاء 12 نموذجا أسريا). لان التعدادات التي أنجزت في الجزائر إبان العهدة الاستعمارية لم تهتم بهذا المتغير، بحيث اكتفت بالعدد الإجمالي للسكان الجزائريين فقط، و ذلك بتفاوت في التغطية الجغرافية من الناحية الشمولية للقطر للجزائري من تعداد لآخر، بحيث جاءت التغطية المساحية لكل تعداد تبعا للغاية المرجوة منه من طرف السلطات الفرنسية.

- كونه أعطى أهمية كبيرة لمتغير الأسرة كوحدة إحصائية و الذي يعتبر المتغير الجوهرى الذي يتمحور حوله موضوع دراستنا، راضحا لمفهوم الأسرة المتبنى و المتعارف عليه عالميا، أي الاصطلاح على الأسرة في الجزائر بنفس مفهوم الأمم المتحدة للأسرة.

- لأنه يمكننا من القيام بعمليات مقارنة واسعة لمجموعة من المتغيرات الديموغرافية مثل حجم الأسر، نسب الأسر حسب المنطقة السكنية (حضرية أو ريفية)، و كل المتغيرات الوسيطة التي من شأنها أن تؤثر في المتغيرين المذكورين.

- النماذج التي تم اعتمادها من خلال نتائج تعداد سنة 1966 (12 نموذجا أسريا) التي سبق ذكرها في الفصل السابق، تم تبنيها كذلك في التعدادات التي جاءت بعده تعداد 1977، تعداد 1987 و تعداد 1998 بإضافات أو تغييرات بسيطة، هذا ما سمح بوجود قاعدة معطيات شاملة تمتاز بمعيار مشترك و موحد، و هذا من شأنه أن يسهل و يتيح فرصة إجراء عمليات تتبع و مقارنة كمية خاصة بكل نموذج أسري على حدا و متابعة لكل التطورات و اتجاهات التغير التي مست الأسر الجزائرية بشكل عام.

- يمكننا كذلك من دراسة و تتبع السلوكات و القناعات الديموغرافية و تغير الثقافة الديموغرافية على مستوى الأفراد و الأسر في الجزائر من عدة جوانب، لكن وفق المتاح من المعطيات و الجداول المستخرجة من نتائج مختلف التعدادات.

- هذه المقارنة تمكنا من رصد و استنتاج بعض مراحل تطور الأسرة الجزائرية و خصائصها الديموغرافية في كل مرحلة، و ربطها بالعوامل التي قد تسببت في ذلك، لأن الأسر تأثرت كثيرا بتغييرات عديدة شهدتها الجزائر في عدة مجالات، ابتداء من الاستقلال إلى غاية مطلع القرن الواحد و العشرين. تركت هذه التغيرات آثارا جد ملحوظة على مستوى الفرد و مستوى الأسرة، ارتبطت أساسا بالتطورات التي مست عملية النمو الاقتصادي في الجزائر.

كما أن ظهور الصناعة بشكل قوي أدى إلى ظهور قناعات على مستوى الأفراد و الأسر و بروز عدة سلوكات ديموغرافية لم تكن موجودة من قبل في الجزائر وان وجدت سابقا فليست بالكم الذي يجعلها ترقى إلى ظاهرة أو مشكلة تستوجب البحث في أسبابها و نتائجها، فمثلا ظاهرة الهجرة الداخلية المتمثلة بشكل أساسي في ظاهرة النزوح الريفي التي عرفتها الجزائر بشكل حاد في سنوات السبعينات و بدايات الثمانينات كان لها أثر ملموس على الأسرة من عدة جوانب كالحجم، التوجه، بروز قناعات و سلوكيات ديموغرافية جديدة تم اكتسابها لدى المهاجرين من المناطق الجاذبة أي المهاجر إليها أو بسبب التمازج و التأثير المتبادل بين سكان المنطقين الجاذبة و الطاردة، الانتقاص و الثورة على بعض القناعات و الأفكار التي سميت بالتقليدية التي كانت مترسخة لدى الأفراد و الأسر التي قطنت التجمعات السكانية ذات الطابع الريفي كالقرى، المداشر و الدواوير.

2-3 تطور حجم الأسر الجزائرية خلال المرحلة 1966 – 2006 :

يعد المتغير حجم الأسرة من بين أهم الخصائص الديموغرافية المميزة لها، لأنه يعكس عاكساً و معطياً لصورة و لو أولية على مدى كبر أو صغر حجم سكان البلد محل الدراسة، و من جهة أخرى يعكس مدى تأثير سكان البلد المدروس بالمتغيرات و المستجدات الأخرى كالظروف الاقتصادية، السياسية و الاجتماعية، إضافة إلى تأثيره البالغ في التوجه الأسري إلى نموذج بعينه على حساب باقي النماذج الأخرى، و لهذا السبب أولينا له أهمية خاصة في هذه الدراسة، و ذلك بتخصيص فصل كامل له لإظهار جل العوامل التي ساهمت في تطورات لاسيما الديموغرافية منها.

يلخص الجدول التالي الحامل لرقم 1.3 تطور متوسط حجم الأسرة الجزائرية في شكلها العام، و حسب المنطقة السكنية (حضرية أو ريفية) من خلال المعطيات التي تم جمعها من نتائج مختلف التعدادات المقامة في الجزائر من سنة 1966 إلى غاية 2008 و نتائج المسحنيين الوطنيين المنجزين سنتي 2002

و2006. و الذي تعكس معطياته تباينا في متوسط الحجم الأسري بين الواسطين السكنيين، و يرجع ذلك إلى خصائص كل وسط سكني، إذ تتباين الميزات السوسيوديموغرافية الخاصة بقاطني كل وسط.

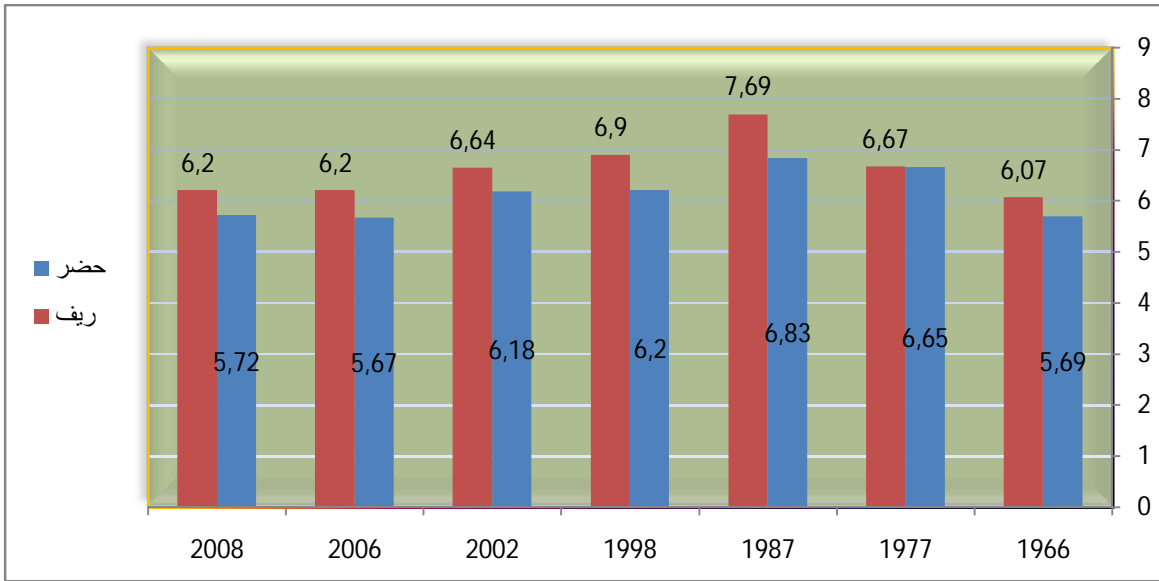
جدول رقم 1.3 : تطور متوسط حجم الأسرة حسب الوسط السكني من 1966 إلى 2008

المجموع	الوسط السكني		التعداد
	ريف	حضر	
5,92	6,07	5,69	1966
6,66	6,67	6,65	1977
7,1	7,69	6,83	1987
6,3	6,9	6,2	1998
6,36	6,64	6,18	مسح 2002
895,	6,2	5,67	مسح 2006
5,86	6,2	25,7	2008

- المصدر: - التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1966.
 - التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1977.
 - التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1987.
 - التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1998 .
 - المسح الوطني لصحة الأسرة (PAPFAM 2002) .
 - المسح العنقودي متعدد المؤشرات (MICS 2006) .
 - التعداد العام للسكان و السكن لسنة 2008 .

كفكرة أولية، نلاحظ من خلال البيانات الموضحة في الجدول أعلاه و جود اختلاف في متوسط حجم الأسر بين الواسطين الريف و الحضر خلال أزمنة الملاحظة التي تقتصر على السنوات التي أنجزت فيها التعدادات و المسحين أي السنوات 1966، 1977، 1987، 1998، 2002، 2006 و 2008 . و هذا ما بينه المخطط التوضيحي 1.3، و المنجز بناء على معطيات الجدول 1.3، حيث وظفنا الأعمدة البيانية للتمثيل البياني للمعطيات بحكم أن المتغيرين المراد تمثيلهما كميان، وتمت ملاحظتهما خلال فترات زمنية منقطعة أي وجود فترة زمنية فاصلة بين كل ملاحظة و أخرى¹.

¹Christophe Lalanne, Sébastien Georges, Christophe Pallier: Statistique Appliqué à l'Expérimentation en Sciences Humaines. P 18



مخطط 1.3: تباين متوسط حجم الأسرة من 1966 إلى 2008 حسب المنطقة السكنية حضر ريف

قبل التطرق لوصف التباين الملاحظ في متوسط حجم الأسر الجزائرية بين الوسطين السكنيين حضر و ريف، و السعي وراء الكشف عن العوامل الأساسية المسببة لهذا الاختلاف، و جب علينا قبل ذلك الإثبات الإحصائي لوجود التباين فعلا أو عدم وجوده بين متوسط حجم الأسر القاطنة بالمناطق الحضرية و متوسط الأسر القاطنة بالمناطق الريفية، خلال كامل فترة الملاحظة الممتدة من سنة 1966 الموافقة لتاريخ التعداد الأول إلى غاية سنة 2008 الموافقة لإنجاز التعداد الأخير.

إذ من الملاحظ حقا وجود تباين عند السنوات المعنية بالمشاهدات و لكن لا يمكن تعميمه على كامل فترة الدراسة إلا بعد إثبات المعنوية و الدلالة الإحصائية للفرق في الحجم بين الوسطين السكنيين حضر و ريف، و إن اثبت غير ذلك أي عدم معنوية الاختلاف و انعدام الدلالة الإحصائية في الفرق الخاص بمتوسط حجم الأسر بين الوسطين فان ما تم ملاحظته من تباين بين الوسطين يبقى صالحا عند تواريخ المشاهدات فقط و لا يمكن تعميمه على سائر سنوات الدراسة. و عليه سنعتبر أن المشاهدات السبعة (07) المستخلصة من نتائج التعدادات و المسحين عينة من أصل فترة الدراسة الكلية المكونة من اثنان و أربعون سنة (42) أي الفرق بالسنوات بين 1966 و 2008.

انطلاقا مما سبق طرحه، و بغية إثبات وجود هذا التباين أو عدمه، سننطلق في دراسته أولا على مستوى العينة المكونة من سنوات الملاحظة الفعلية، ثم نعمم النتائج على فترة الدراسة ككل حسب النتيجة المتوصل إليها، و يكون ذلك اعتمادا على الاختبار الإحصائي المناسب، أي الاختبار الإحصائي الذي يمكننا من البرهنة على وجود فروق معنوية إحصائيا باختلافها عن الصفر (0) و ذات دلالة إحصائية بين متوسط حجم الأسر القاطنة بالمناطق الحضرية و متوسط الأسر القاطنة بالمناطق الريفية، خلال كامل فترة

الملاحظة الممتدة من سنة 1966 إلى غاية سنة 2008، و من المعروف أن الاختبار الإحصائي الذي يجب على مثل هذه التساؤلات الخاصة بمعنوية الفروق هو الاختبار المعلمي اختبار "Student" المعروف اختصارا باختبار "T".

لكن احد أهم شروط استخدام الاختبارات المعلمية و من بينها اختبار ستودنت المعلمي غير مستوفى و هو السحب العشوائي لمفردات العينة، لان العينة حاليا مكونة من سبع مفردات - مشاهدات-تم استقطابها اعتمادا على نتائج التعدادات و المسحين المنجزين في سنوات مقصودة دون غيرها و مخطط لانجازها مسبقا، أي أن السنوات لم تختار من طرف الديوان الوطني للإحصائيات بصورة عشوائية لانجاز هذه الأعمال، بل كانت متعمدة و مقصودة دون غيرها من السنوات، و عليه فإننا بصدد معالجة معطيات ناتجة عن عينة غير عشوائية و بالضبط عينة قصدية، إضافة إلى أن حجمها جد ضئيل (سبعة مشاهدات)، و عليه لإتمام هذا الاختبار نستعين بأحد الاختبارات البديلة.

على ضوء ما توفر من شروط، نوظف في هذه الحالة احد الاختبارات اللامعلمية التي تعد بديلا على الاختبارات المعلمية في حالة عدم توفر شروط تطبيق هذه الأخيرة، أو على الأقل عدم توفر احد شروط تطبيقها، و من بين جملة الاختبارات اللامعلمية سنوظف اختبار ويلكوكسن "Wilcoxon" للمقارنة بين وسيط متوسط حجم الأسر القاطنة بالمناطق الحضرية و وسيط متوسط الأسر القاطنة بالمناطق الريفية لعينتين مرتبطتين، اعتبرت العينتين مرتبطتين لأنهما على شكل ثنائيات، و كل ثنائية -متوسط حجم الأسرة في الحضر، متوسط حجم الأسرة في الريف - عبارة عن مشاهدة خاصة بنفس السنة، الأولى تخص متوسط أحجام الأسر في المناطق الحضرية و الثانية تخص متوسط أحجام الأسر القاطنة بالمناطق الريفية، الاختبار المختار يعد اختبارا بديلا على اختبار "Student". كما يمكن أن نطبق الاختبار اللامعلمي اختبار الإشارة "Teste de signe"، إلا أن اختبار ويلكوكسن يعد أقوى منه في توضيح و تبيان الفروق بين توزيع العينات لأنه يعتمد على ترتيب الفروق بين العينتين¹.

لإتمام هذا الاختبار نوظف الفرضيتين الصفرية و البديلة، بحيث الفرضية الصفرية H_0 تفيد بان وسيط متوسط أحجام الأسر في المناطق الحضرية الذي عبرنا عنه بالرمز m_1 لا يختلف عن وسيط متوسط أحجام الأسر في المناطق الريفية الذي عبرنا عنه بالرمز m_2 أي الوسيطان متساويان و الفرق بينهما معدوم، بتعبير آخر لا يوجد فرق بين الوسيطان. في حين الفرضية البديلة H_1 نقيض الفرضية الصفرية، و مفادها أن وسيط متوسط أحجام الأسر في المناطق الحضرية يختلف عن وسيط متوسط أحجام الأسر في المناطق الريفية، أي الوسيطان غير متساويان، اختصارا نعبر عنهما كالتالي:

¹ عماد نشوان: الدليل العلمي لمقرر الإحصاء التطبيقي، جامعة القدس 2005، ص 113

لتطبيق اختبار ويلكوكسن على معطيات الجدول رقم 1.3 نعتمد على البرنامج الإحصائي المطبق في العلوم الاجتماعية المعروف اختصاراً بـ SPSS ، بحيث نتحصل على النتائج التالية التي تظهر على شكل جدولين.

الجدول الأول: يبين مواصفات الاختبار المبينة أساساً على الرتب و فروقها بين كل ثنائيتين، أي الفرق بين رتبة متوسط حجم أسر الحضر و رتبة متوسط حجم أسر الريف في كل مشاهدة، و كل مشاهدة تخص أحد سنوات الملاحظة كما هو مبين في الجدول رقم 1.3.

الجدول الثاني: يبين قيمة اختبار ويلكوكسن الناتجة عند مستوى معنوية 5% ($\alpha = 0,05$)، و هو مستوى المعنوية المعمول به في كافة العلوم الاجتماعية¹، أو ما يعرف كذلك بمستوى الدلالة الإحصائية، و بما أن الديموغرافيا تعد احد العلوم الاجتماعية فإننا سنتبنى هذا المستوى، و هو جد مقبول و يمكن الثقة في النتائج المتحصل عليها من خلاله الخاصة بالمعنوية في الفروق و النتائج الخاصة باتخاذ القرار عند التعميم على كافة مجتمع البحث بنسبة صحة و ثقة تقدر بـ 95%.

يُفهم من مستوى المعنوية، انه عندما نرفض فرضية العدم (أي الفرضية الصفرية) عند مستوى معنوية 5% و نقبل الفرضية البديلة، فان هذا يعني أن هناك احتمال قدره 95% في أن يكون قرار الرفض صحيحاً، و هناك احتمال قدره 5% في أن يكون قرار الرفض خاطئاً، ومن ثم فان مستوى المعنوية يعبر عن احتمال قرار الخطأ عند اتخاذ قرار الرفض لفرض العدم². و كما اشرنا سابقاً، فان النسبة 95% لقرار قبول الفرضية البديلة جد مقبولة و موثوق فيها عند تعميم النتائج المتوصل إليها على كافة مجتمع البحث. بعد تطبيق الاختبار نتحصل على النتائج التالية:

الجدول الأول: وصف الاختبار

الرتب		عدد الحالات	متوسط الرتب	مجموع الرتب
متوسط حجم أسر الريف – متوسط حجم أسر الحضر	رتب موجبة	0a	,00	,00
	رتب سالبة	7b	4,00	28,00
	تساوي الرتب	0c		
	المجموع	7		
a. حجم أسر الحضر < حجم أسر الريف				
b. حجم أسر الحضر > حجم أسر الريف				
c. حجم أسر الحضر = حجم أسر الريف				

¹Christophe Lalanne, Sébastien Georges, Christophe Pallier (مرجع سابق), P 42

²عبد القادر محمد عبد القادر عطية: الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية و التطبيق، الرياض، دار الريخ ، 2004، ص 192

يبين الجدول الأول الخاص بوصف الرتب الناتجة عن اختبار ويلكوكسن انه لا توجد أي حالة مشاهدة تكون فيها رتب متوسط حجم الأسر القاطنة بالحضر اكبر من رتب متوسط حجم الأسر القاطنة في الريف أي عدد الحالات يساوي صفر (0)، في حين توجد سبعة (7) حالات كانت فيها رتب متوسط حجم الأسر القاطنة في الريف اكبر من رتب متوسط حجم الأسر القاطنة بالحضر من أصل سبعة (7) حالات أي في كل المشاهدات، بلغ مجموعها 28 بمتوسط 4. في حين انعدمت الحالات التي تتساوى فيها رتب المتوسطان الخاصان بحجم الأسر في الحضر و الريف.

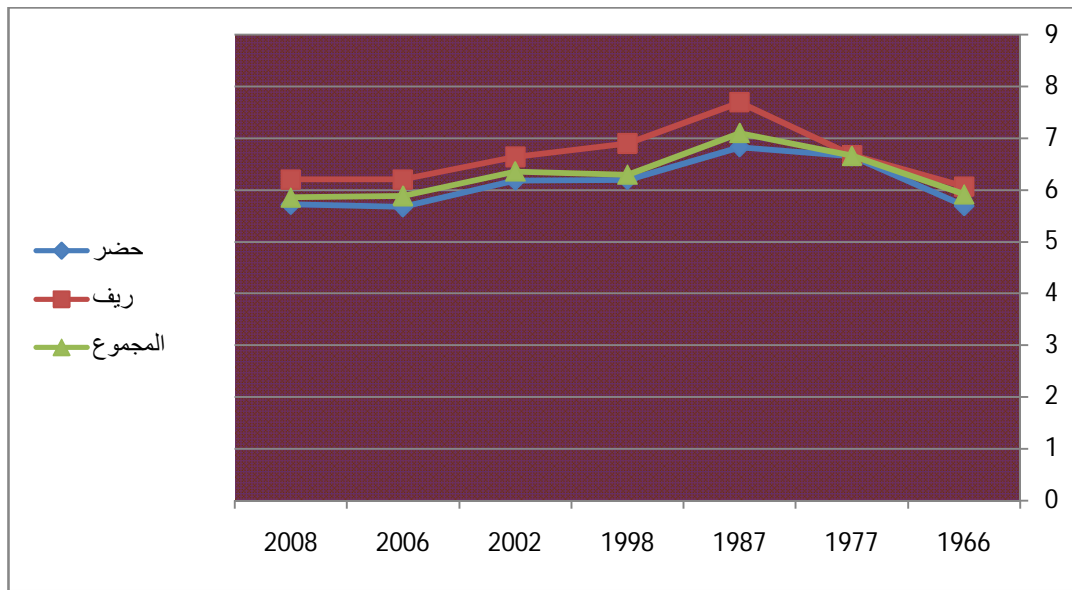
الجدول الثاني: نتائج الاختبار

اختبار ويلكوكسن	
	حجم أسر الحضر - حجم أسر الريف
Z	b -2,371
قيمة مستوى الدلالة	,018
مبني على الرتب السالبة b.	

يظهر الجدول الثاني قيمة الاختبار اللامعلمي ويلكوكسن، و هي المقدار " -2,371 " الذي تم حسابه بناء على الرتب السالبة كما هو مبين في الصف الأخير من الجدول أعلاه، كما يظهر أن قيمة مستوى الدلالة أو ما يعرف كذلك بالقيمة الاحتمالية هي 0,018، و هي اقل إذا ما قورنت بمستوى الدلالة 0,05 أو ما يعرف كذلك بمستوى المعنوية $\alpha=0,05$ المعمول به، وعليه نرفض الفرضية الصفرية التي تنص على تساوي وسيطي أحجام الأسر بالمنطقتين السكنتين الريف والحضر، و نقبل الفرضية البديلة H_1 التي مفادها انه توجد فروق معنوية تختلف عن الصفر (0) و ذات دلالة إحصائية بين وسيط متوسط أحجام الأسر في المناطق الحضرية ووسيط متوسط أحجام الأسر في المناطق الريفية، أي أن وسيطي حجمي الأسر يختلفان حسب وسط الإقامة حضر و ريف على مستوى سنوات الملاحظة الخاصة بالتعدادات و المسحين، على ضوء نتائج اختبار ويلكوكسن نخلص إحصائيا إلى إمكانية تعميم الاختلاف و التباين في متوسط حجم الأسر القاطنة بالمناطق الحضرية و متوسط حجم الأسر القاطنة بالمناطق الريفية في الجزائر على كامل فترة الدراسة أي من سنة 1966 إلى غاية 2008.

بناء على الإثبات السابق، و التأكد من الدلالة الإحصائية و معنوية الاختلاف الخاص بمتوسطي الحجمين الأسريين حسب المنطقة السكنية ريف و حضر، و جب علينا تتبع مسار تطور متوسط حجم الأسرة بشكل عام، و تطوره في كل منطقة سكنية على حدة، و محاولة الكشف على أهم الأسباب و العوامل التي

أدت إلى الاختلاف بين متوسطي الحجمين الأسريين حسب المنطقة السكنية من جهة، و من جهة أخرى التغير في متوسط حجم الأسرة من مرحلة زمنية إلى أخرى ، لأنه من الملاحظ من خلال البيانات الملخصة في الجدول رقم 1.3 الخاص بنتائج التعدادات 1966 ، 1977 ، 1987 ، 1998 ، 2008 و المسحيين الوطنيين 2002 و 2006 أن الحجم المتوسط للأسرة الجزائرية عرف أربعة مراحل خلال تطوره بشكل عام . تمتاز كل مرحلة باتجاه معين، لكن هذه الاتجاهات الأربعة ظلت نفسها مهما كان الوسط السكني للأسر (حضر - ريف). و هذا ما يبينه الشكل التوضيحي رقم 2.3 بصورة أكثر يسرا، والذي انشأناه اعتمادا على معطيات الجدول رقم 1.3 .



مخطط 2.3: تطور متوسط حجم الأسرة من 1966 إلى 2006

قبل محاولة رصد مختلف الأسباب التي أدت إلى اختلاف متوسط حجم الأسرة الجزائرية بين الريف و الحضر، و اختلافه إجمالاً مع مرور الزمن بين مختلف تواريخ التعدادات و المسوح الوطنية، أي خلال المراحل الأربعة التي اشرنا إليها سلفاً، و جب علينا حساب معدلات الزيادة أو النقصان الخاصة بمتوسط حجم الأسرة الجزائرية بشكل إجمالي و في كل منطقة سكنية (حضر - ريف) كل على حدا بين مختلف نتائج التعدادات و المسوح. اعتماداً على نتائج تعداد 1966 كنقطة مرجعية لكافة أنواع المقارنات، إجمالاً أو على مستوى كل وسط سكني بشكل مستقل.

لحساب معدلات التطور (التغير) نقوم بطرح متوسط حجم الأسرة للسنة المرجعية من متوسط حجم الأسرة للسنة المراد حساب التغير لغايتها ثم يقسم حاصل الطرح على متوسط حجم الأسرة للسنة المرجعية، بغية التعبير عن التغير في متوسط حجم الأسرة بالنسبة المئوية يضرب الناتج من عملية القسمة في مئة (100). كمثال توضيحي، لحساب معدل التغير في متوسط حجم الأسرة بين تعدادي سنتي 1966

و 1977 في الوسط الحضري، نقوم بالتالي: $[5.69 / (6.65 - 5.69) \times 100] = 16.87\%$. يعني الناتج المتحصل عليه أن متوسط حجم الأسرة في الوسط الحضري تغير متجها نحو الزيادة بنسبة ارتفاع مقدارها 16.87% بين تعدادي 1966 و 1977، بنفس الطريقة تم حساب باقي معدلات التغير في متوسط حجم الأسرة بين مختلف المراحل بصورة إجمالية و في الوسطين حضر - ريف.

من خلال معطيات الجدول رقم 1.3، يمكننا التوصل إلى المؤشرات الموضحة في الجدول رقم 2.3 التي تترجم معدلات التغير نحو الزيادة في حالة الإشارة الموجبة أو نحو النقصان في حالة الإشارة السالبة الحاصل في متوسط حجم الأسرة الجزائرية خلال فترة الملاحظة الممتدة من سنة 1966 إلى غاية سنة 2008 بشكل إجمالي، و في كل منطقة سكنية حضر و ريف.

جدول رقم 2.3 : معدلات تطور متوسط حجم الأسر حسب الوسط السكني خلال الفترة 1966 - 2008

المجموع	الوسط السكني		التعداد
	ريف	حضر	
12,50	9,88	16,87	1966 - 1977
19,93	26,69	20,04	1966 - 1987
6,42	13,67	8,96	1966 - 1998
7,43	9,39	8,61	1966 - مسح 2002
-0,51	2,14	-0,35	1966 - مسح 2006
-1,01	2,14	0,52	1966 - 2008
6,61	15,29	2,71	1977 - 1987
-5,41	3,45	-6,77	1977 - 1998
-4,50	-0,45	-7,07	1977 - مسح 2002
-11,56	-7,05	-14,74	1977 - مسح 2006
-11,56	-7,05	-13,98	1977 - 2008
-11,27	-10,27	-9,22	1987 - 1998
-10,42	-13,65	-9,52	1987 - مسح 2002
-17,04	-19,38	-16,98	1987 - مسح 2006
-17, 46	-19,38	-16,25	1987 - 2008
0,95	-3,77	-0,32	1998 - مسح 2002
-6,51	-10,14	-8,55	1998 - مسح 2006
-6,98	-10,14	-7,74	1998 - 2008
-7,39	-6,63	-8,25	مسح 2002 - مسح 2006
-7,86	-6,63	-7,74	مسح 2002 - 2008
-0,51	0	0,88	مسح 2006 - 2008

كما سلف أن ذكرنا، نلاحظ من خلال المعطيات الملخصة في الجدول رقم 1.3 و المخطط البياني رقم 2.3، أن الحجم المتوسط للأسرة الجزائرية عموما عرف أربعة مراحل خلال تطوره بين الارتفاع و الانخفاض. تمتاز كل مرحلة باتجاه معين، لكن هذه الاتجاهات ظلت نفسها مهما كان الوسط السكني حضر أو ريف. يمكن تلخيصها في ما يلي:

المرحلة الأولى (1966-1987): بدأت هذه المرحلة من سنة 1966 و تواصلت إلى غاية 1987. و شملت بهذه المدة نتائج معطيات ثلاثة تعدادات متتالية، اتجه في هذه المرحلة متوسط حجم الأسرة نحو التصاعد، بحيث ارتفع من 5,92 فردا في الأسرة خلال تعداد سنة 1966 إلى 6,66 فردا في تعداد سنة 1977 ليواصل الصعود إلى أن بلغ 7,10 أفراد في الأسرة حسب نتائج تعداد 1987، محققا بهذا أكبر مستوى وصلته قيمة متوسط حجم الأسرة الجزائرية على الإطلاق خلال كامل فترة الدراسة، مسجلا بهذا معدل تغير نحو الزيادة قدره 12.5% بين تعدادي 1966 و 1987، كما سجل التغير نحو الزيادة في متوسط حجم الأسرة الخاص بهذه المرحلة أعلى مستوياته مقارنة بباقي معدلات التغير للمراحل الأخرى، و الذي مقداره 19.93 % بين تعدادي 1966 و 1987 حسب ما توضحه معطيات الجدول الرقم 2.3.

يلاحظ من خلال المعطيات الملخصة في الجدول 1.3 أن متوسط حجم الأسر في المناطق الريفية يفوق نظيره المسجل في المناطق الحضرية بصفة عامة في هذه المرحلة. غير أن معدلات التغير في متوسط حجم الأسرة بين التعدادات الثلاثة التي تشملها هذه المرحلة عرفت اختلافا، بحيث شهد الوسطان السكنيان زيادة في متوسط حجم الأسر و لكن بوتيرة متباينة، إذ انتقل في الوسط الحضري من 5.69 فردا خلال تعداد سنة 1966 إلى 6.65 فردا خلال تعداد 1977، ثم واصل زيادته حتى بلغ 6.83 فردا في تعداد سنة 1987 و الذي يعد أكبر مستوى متوسط لحجم الأسرة تم تسجيله في الوسط الحضري على امتداد فترة الملاحظة، مسجلا بهذا معدل زيادة قدره 20.24% بين 1966 و 1987. أما في الوسط الريفي، انتقل متوسط حجم الأسر من 6,07 أفراد في تعداد سنة 1966 إلى 6,67 فردا خلال تعداد 1977، ثم إلى 7,39 فردا خلال تعداد سنة 1987 مسجلا أكبر مستوى على الإطلاق عرفه متوسط حجم الأسرة في كل من الوسطين منذ أول تعداد (1966) إلى غاية تعداد 2008، نتج عن هذا الارتفاع في متوسط حجم الأسر أكبر معدل زيادة بشكل مطلق سواء على مستوى متوسط حجم الأسرة الخاص بالوسطين السكنيين الحضري و الريفي أو على مستوى المتوسط العام للأسرة الجزائرية قدره 26.69% بين تعدادي 1966 و 1987 حسب معطيات الجدول رقم 2.3 .

المرحلة الثانية (1987-1998): غطت هذه المرحلة الفترة 1987 - 1998، وبذلك فهي مرحلة تتعلق بنتائج تعدادين. تميز متوسط حجم الأسر خلالها بالانخفاض على عكس ما شهدته تطوره في المرحلة السابقة، إذ عرف متوسط حجم الأسرة تناقصا من 7,10 أفراد خلال تعداد سنة 1987 إلى 6,3 أفراد حسب نتائج تعداد سنة 1998، مسجلا بذلك معدل تراجع قدره 11,27% بين 1987 و 1998 حسب نتائج الجدول رقم 2.3.

ساير الانخفاض في متوسط حجم الأسرة الجزائرية انخفاض على مستوى الوسطين السكنيين الحضري و الريفي، بحيث عرف تطوره نفس الوتيرة في الوسطين السكنيين، إذ نقص متوسط حجم الأسرة

في الوسط الريفي من 7,39 فردا خلال تعداد سنة 1987 إلى 6,9 أفراد في تعداد سنة 1998، مترجما معدل نحو النقصان قدره 10.27%. أما في الوسط الحضري انخفض متوسط حجم الأسرة من 6,83 فردا حسب نتائج تعداد 1987 إلى 6,2 فرد خلال تعداد سنة 1998، مسجلا بذلك معدل تراجع اقل من نظيره المسجل في الوسط الريفي قدره 9,22%. بشكل إجمالي، في هذه المرحلة كان الانخفاض المسجل في متوسط حجم الأسرة في الوسط الريفي كبيرا إذا ما قورن بالمستوى المسجل في الوسط الحضري خلال هذه المرحلة.

المرحلة الثالثة (1998-2002): تمتد هذه المرحلة من تعداد 1998 إلى مسح سنة 2002، امتازت

هذه المرحلة بارتفاع طفيف جدا لمتوسط حجم الأسر، بحيث يكاد يمتاز المستوى بالثبات، إذ بقي متوسط حجم الأسرة في حدود 6.3 فرد في الأسرة.

لو لاحظنا الظاهرة بشكل منفصل أي كل وسط سكني على حدة، سوف نجد تباينا في متوسط حجم الأسر بينهما. بحيث بقي المتوسط في الوسط الحضري ثابتا بين الفترتين 1998 و 2002 في حدود 6,3 فرد في الأسرة. أما في الوسط الريفي فقد تراجع متوسط حجم الأسر و لكن ليس بالشكل الكبير، بحيث انخفض من 6.9 أفراد خلال تعداد سنة 1998 إلى 6,64 فردا خلال مسح 2002، مسجلا بذلك معدل تراجع ضئيل نسبيا مقداره 3.77%.

إذا قارنا متوسط حجم الأسرة في هذه المرحلة مع نتائج تعداد سنة 1966 سنلاحظ أنه بقي مرتفعا بالرغم من تراجع في هذه المرحلة، بحيث ارتفع بمعدل قدره 7,43% حسب نتائج الجدول 2.3 بين سنتي 1966 و 2002. و مقارنة مع نتائج تعداد 1987، سجل متوسط حجم الأسرة انخفاضا من 7,1 فرد في الأسرة إلى 6,36 فردا في الأسرة، ليحقق معدل نقصان قدره 10.42%، و هذا راجع للانخفاض المسجل في المناطق الريفية المقدر بالمستوى 13.65% حسب نتائج الجدول 2.3.

المرحلة الرابعة (2002 إلى 2008): و هي المرحلة بين المسح الوطني الخاص بصحة الأسرة

المنجز سنة 2002 و تعداد 2008 مرورا بالمسح العنقودي متعدد المؤشرات لسنة 2006، امتازت هذه المرحلة عموما بانخفاض متوسط حجم الأسرة. بحيث تراجع متوسط حجم الأسرة من 6,36 فردا في الأسرة حسب نتائج مسح 2002 إلى 5,86 فردا حسب نتائج تعداد 2008، مسجلا بهذا معدل انخفاض قدره 7,86% على طول فترة المرحلة.

نتج هذا الانخفاض عن تراجع متوسط حجم الأسرة في الوسط الحضري خلال هذه المرحلة من 6,18 فردا في الأسرة إلى 5,72 فردا في الأسرة بمعدل تغير باتجاه النقصان قدره 7,74%، عكس ما شهدته المرحلة السابقة لها التي عرفت انخفاض المتوسط في الوسط الريفي مقارنة بالوسط الحضري. فيما

يخص متوسط حجم الأسر للوسط الريفي لهذه المرحلة فقد عرف هو الآخر انخفاضا و لكن ليس هاما جدا، بحيث تراجع من 6,64 فردا في الأسرة إلى 6,2 فرد في الأسرة، محققا بهذا معدل تغير نحو التراجع مقداره 6,63%.

بشكل إجمالي، إذا أخذنا نتائج تعداد 1966 كقاعدة مرجعية للمقارنة، فإننا نجد أن متوسط حجم الأسرة الجزائرية قد رجع تقريبا إلى مستواه الأول بالرغم من كل هذه المراحل التي شهدت ارتفاعا في أحيان و انخفاضا أحيانا أخرى. و إذا ركزنا الملاحظة على متوسط حجم الأسرة في الوسطين الحضري و الريفي فان الفكرة السابقة الذكر تصدق كذلك، بحيث عاود متوسط حجم الأسرة الجزائرية الاستقرار في حدود 5,9 أفراد في الأسرة بشكل إجمالي. في حين استقر عند القيمتين 5,7 أفراد في الأسرة و 6,2 فرد في الأسرة في الوسطين الحضري و الريفي على الترتيب، وهي تقريبا النتائج نفسها التي سجلت حسب نتائج تعداد سنة 1966.

يرجع تباين متوسط حجم الأسرة في الوسطين الريفي و الحضري بشكل كبير إلى اختلاف توزيع نسب تعداد الأسر القاطنة في الوسطين من مجموع الأسر الجزائرية من جهة، و من جهة أخرى إلى تباين أحجامهما من الناحية الكمية بين الوسطين السكنيين بحيث يوحى لنا الجدول رقم 3.1 كبر حجم الأسر القاطنة بالريف مقارنة بحجم نظيرتها القاطنة بالمناطق الحضرية، و لهذا سنعرض تطور حجم الأسر عبر التعدادات و المسحين الوطنيين حسب منطقة السكن مع بعض التقسيم الحجمي:

- أسر من الحجم 1 إلى 3 أفراد (الأسر ضئيلة الحجم).
- أسر من الحجم 4 إلى 6 أفراد (الأسر متوسطة الحجم).
- أسر من الحجم 7 أفراد و أكثر (الأسر كبيرة الحجم).

اعتمدنا هذا التقسيم بغرض محاولة الوصول لتحاليل أكثر عمقا و وضوحا على ضوء البيانات المتوفرة ابتداء من تعداد 1966 إلى غاية مسح 2006، كما يمنحنا فرصة إجراء عمليات مقارنة لتطور الحجم الأسري بشكل أكثر تفصيلا على المستوى الوطني، و على مستوى المنطقتين السكنتين (حضر – ريف)، كما يمكننا هذا التقسيم كذلك من إجراء بعض الاختبارات الإحصائية التي تتماشى مع نوعية المعطيات المتوفرة، و التي من خلالها نثبت أو ننفي وجود اختلاف بين نسب الأفراد المنتمين إلى كل حجم من الأحجام السابقة الذكر من مجموع سكان الجزائر، على أساس أن كل حجم يمثل عينة جزئية من المعطيات الكلية و بذلك يكون لدينا ثلاث عينات جزئية.

تحمل الاختبارات الإحصائية التي سنقوم بها بعدين، البعد الأول زمني و مفاده محاولة إثبات وجود اختلاف إحصائيا عبر الزمن في نسب الأفراد المنتمين إلى كل حجم جزئي من أصل مجموع سكان

الجزائر من الأحجام الثلاثة المقترحة، أي حسب نتائج التعدادات و المسحين (من 1966 إلى غاية 2006)، و البعد الثاني مكاني، أي الإثبات الإحصائي لوجود الاختلاف مكانيا في نسب أفراد المنتمين إلى كل حجم من الأحجام الثلاثة المقترحة بين المنطقتين السكنتين الحضرية و الريفية، على أساس أن كل منطقة سكنية عينة مستقلة عن الأخرى.

يلخص الجدول التالي نسب الأفراد المنتمين إلى كل حجم من الأحجام الثلاثة بدلالة التقسيمات المذكورة سابقا التي تم اقتراحها، حسب منطقة سكن الأسر (حضر - ريف)، تم جمعها من خلال نتائج التعدادات 1966، 1977، 1987 و 1998 إضافة إلى مسحي 2002 و 2006.

جدول رقم 3.3 : تطور نسبة الأفراد حسب مقاطعة السكن و حجم الأسر خلال الفترة 1966- 2006

التعداد	مقاطعة السكن	نسبة الأفراد		
		أكثر من 7 أفراد	من 4 إلى 6 أفراد	من 1 إلى 3 أفراد
1966	حضر	36,1	36,6	27,3
	ريف	39,2	38,5	22,3
	المجموع	38	37,7	24,3
1977	حضر	48,7	31,3	20
	ريف	47,6	32,5	19,9
	المجموع	48,1	32	19,9
1987	حضر	50,9	32,1	17
	ريف	55,2	31,1	13,7
	المجموع	53	31,6	15,4
1998	حضر	43,2	40,1	16,7
	ريف	52,5	33,4	14
	المجموع	47	37,4	15,6
مسح 2002	حضر	57,65	36,51	5,84
	ريف	66,4	28,61	5
	المجموع	61,22	33,28	5,5
مسح 2006	حضر	48,64	43,45	7,9
	ريف	59,84	33,92	6,23
	المجموع	53,6	39,23	7,16

- المصدر: - التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1966.
 - التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1977.
 - التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1987.
 - التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1998 .
 - المسح الوطني لصحة الأسرة (PAPFAM 2002) .
 - المسح العنقودي متعدد المؤشرات (MICS 2006) .

قبل إجراء عمليات المقارنة زمنيا و مكانيا، ومتابعة التغير سواء نحو الزيادة أو النقصان على مستوى كل حجم من الأحجام المقترحة و مستوى كل منطقة سكنية، وجب علينا أولا الإثبات الإحصائي لوجود الاختلاف أو عدمه بين نسب الأفراد المنتمين لكل حجم استعانة بالاختبارات الإحصائية المناسبة اعتمادا على المعطيات الملخصة في الجدول أعلاه رقم 3.3.

1- البعد الزمني: سنحاول إثبات وجود اختلاف ذو دلالة إحصائية بين نسب الأفراد المنتمين للأحجام الثلاثة (أسر من الحجم 1 إلى 3 أفراد، أسر من الحجم 4 إلى 6 أفراد ، أسر من الحجم 7 أفراد و أكثر) على المستوى الزمني، ابتداء من تعداد 1966 إلى غاية مسح 2006، أي إثبات وجود الاختلاف بين نسب الأفراد بدلالة الزمن بين نتائج التواريخ الستة محل المشاهدة ثم تعميمه على سائر فترة الدراسة، يمس الإثبات الإحصائي التباين و الاختلاف بين نسب الأفراد المنتمين إلى كل حجم بشكل عام أي المجموع بين نتائج التواريخ السبعة محل المشاهدة ، ثم الاختلاف بين نسب الأفراد المنتمين إلى كل حجم في كل منطقة سكنية على حدا.

أ – على مستوى المجموع الكلي:

جدول رقم 4.3 : تطور نسب الأفراد حسب حجم الأسر خلال الفترة 1966- 2006

السنة	الحجم 1 إلى 3 أفراد	الحجم 4 إلى 6 أفراد	الحجم 7 أفراد و أكثر	المجموع
1966	24,3	37,7	38	100
1977	19,9	32	48,1	100
1987	15,4	31,6	53	100
1998	15,6	37,4	47	100
2002	5,5	33,28	61,22	100
2006	7,16	39,23	53,6	100

لإثبات وجود التباين فعلا أو عدم وجوده بين نسب الأفراد المنتمين إلى كل حجم من الأحجام الثلاثة على امتداد خلال كامل فترة الملاحظة الممتدة من سنة 1966 الموافقة لتاريخ التعداد إلى غاية سنة 2006 الموافقة للمسح الوطني، سنعتبر أن المشاهدات الستة (06) الموافقة لتواريخ التعدادات و المسحين المعبر عنها على شكل ثلاثيات أي ثلاث نسب، نسبة لكل حجم، عينة غير عشوائية من أصل فترة الدراسة الكلية المكونة من أربعين سنة (40) أي الفرق بعدد السنوات بين 1966 و 2006.

بغية إثبات وجود هذا الاختلاف في نسب أفراد الأحجام الثلاثة أو عدم وجوده، سندرسه أولاً على مستوى العينة المكونة من سنوات الملاحظة الفعلية، ثم نعمم النتائج على فترة الدراسة ككل، و يكون ذلك اعتماداً على الاختبار الإحصائي المناسب، أي الذي يمكننا من البرهنة على وجود فروق معنوية تختلف عن الصفر (0)، و ذات دلالة إحصائية بين نسب الأحجام الثلاثة خلال كامل فترة الملاحظة الممتدة من 1966 و 2006، و من المتعارف عليه أن الاختبار الذي يجب على مثل هذه التساؤلات هو الاختبار المعلمي تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد.

و بما أننا في صدد معالجة بيانات تخص عينة غير عشوائية أي عينة قصدية، لان العينة حالياً مكونة من نتائج التعدادات و المسحين المنجزة في سنوات مقصودة دون غيرها و مخطط لانجازها مسبقاً، من طرف الديوان الوطني للإحصائيات بصورة غير عشوائية فان احد أهم شروط استخدام الاختبارات المعلمية غير مستوفى و هو السحب العشوائي لمفردات العينة، إضافة إلى أن حجمها جد ضئيل، بحيث تتكون من ستة (06) مشاهدات فقط على شكل ثلاثيات .

نوظف في هذه الحالة الاختبار اللامعلمي اختبار فريدمان "Teste de Friedman" للمقارنة بين وسطاء نسب الأفراد المنتمين للأحجام الثلاثة على مدى فترة الملاحظة. تم اختيار اختبار فريدمان بسبب وجود أكثر من عينتين أي ثلاثة عينات كل عينة ممثلة بأحد الأحجام¹، إضافة إلى أن هذه العينات الثلاثة مرتبطة فيما بينها أي أن كل سنة ملاحظة تحوي ثلاث بيانات، كل بيان خاص بنسبة الأفراد المنتمين لحجم معين و البيانات الثلاثة الخاصة بنسب الأحجام الثلاثة تم ملاحظتها في نفس السنة.

لإتمام هذا الاختبار نوظف الفرضيتين الصفرية و البديلة، بحيث الفرضية الصفرية H_0 ، التي تقوم على عدم تفيد بان الفروق بين وسطاء نسب الأفراد المنتمين للأحجام الثلاثة من عدمة، أي انه لا يوجد اختلاف بينها و تكون مساوية لبعضها البعض، إذا عبرنا على وسطاء نسب الأحجام الثلاثة إحصائياً بالرموز m_1 ، m_2 ، m_3 الموافقة لوسطاء نسب أفراد الأحجام الثلاثة: أسر من الحجم 1 إلى 3 أفراد، أسر من الحجم 4 إلى 6 أفراد، أسر من الحجم 7 أفراد و أكثر على الترتيب، فان $m_3 = m_2 = m_1$ حسب الفرضية الصفرية. في حين الفرضية البديلة H_1 تفيد بوجود فروق بين وسطاء نسب الأفراد المنتمين للأحجام الثلاثة، أي أن هذه الوسطاء غير متساوية، أو على الأقل يختلف وسيطان عن بعضهما البعض، اختصاراً نعبر عنهما كالتالي:

¹ عماد نشوان: الدليل العلمي لمقرر الإحصاء التطبيقي، جامعة القدس 2005، ص 146

نعمد على البرنامج الإحصائي المطبق في العلوم الاجتماعية SPSS لتطبيق اختبار فريدمان على معطيات الجدول رقم 4.3، بحيث نتحصل على نتائج تظهر على شكل جدولين.

الجدول الأول: يبين مواصفات الاختبار المبنية أساسا على الرتب، و الذي يتبين من خلاله أن الرتبة المتوسطة للعيينة الأولى الخاصة بنسب الأسر ذات الحجم 1 إلى 3 أفراد هي 1، أما الرتبة المتوسطة للعيينة الثانية الخاصة بنسب الأسر ذات الحجم 4 إلى 6 أفراد هي 2، في حين الرتبة المتوسطة للعيينة الثالثة الخاصة بنسب الأسر ذات الحجم 7 أفراد فأكثر هي 3.

الرتب	
	متوسط الرتب
الحجم 1 إلى 3 أفراد	1,00
الحجم 4 إلى 6 أفراد	2,00
الحجم 7 أفراد فأكثر	3,00

الجدول الثاني: يبين قيمة اختبار فريدمان الناتجة عند مستوى معنوية 5% ($\alpha = 0,05$)، و هو مستوى المعنوية المعمول به في كافة العلوم الاجتماعية كما اشرنا سابقا، و هو جد مقبول و يمكن من خلاله التعميم و التأكد من صحة القرار المتخذ بنسبة ثقة تقدر بـ 95%.

اختبار فريدمان	
N	6
Khi-deux	12
ddl	2
Signification asymptotique	,002

يظهر الجدول الثاني قيمة الاختبار اللامعلمي فريدمان لمجموعة العينات الثلاثة المرتبطة بسنوات المشاهدة، و هي المقدار "12"، عند درجة حرية $n = 2$ و حجم عينة يساوي 6 أي ستة مشاهدات، كما يظهر أن القيمة الاحتمالية هي 0,002، و هي اقل من مستوى الدلالة 0,05 عند مقارنتنا بها، و عليه نرفض الفرضية الصفرية التي تفيد بان الفروق بين وسطاء نسب الأفراد المنتمين للأسر بأحجامها الثلاثة منعقدة، أي انه لا يوجد اختلاف بينها و تكون مساوية لبعضها البعض، و نقبل الفرضية البديلة $H1$ التي تنص على وجود فروق معنوية تختلف عن الصفر (0) و ذات دلالة إحصائية بين وسطاء نسب الأفراد المنتمين لأسر

الأحجام الثلاثة المقترحة، أي أن نسب الأفراد المنتمين للأسر حسب الأحجام الثلاثة المقترحة تختلف و تتباين فيما بينها إحصائياً بدلالة أحجام الأسر المنتمية إليها عند سنوات الملاحظة، كما يمكن تعميم الاختلاف في هذه النسب على كامل فترة الدراسة أي من سنة 1966 إلى غاية 2006.

ب - على مستوى المنطقة السكنية حضر:

من أجل إثبات الاختلاف إحصائياً بين نسب الأفراد المنتمين إلى كل حجم اسري من الأحجام الثلاثة الخاصة بالأسر القاطنة بالمنطقة الحضرية، نقوم بإتباع نفس الخطوات التي اتبعناها سابقاً عندما أثبتنا وجود الاختلاف و الفروق بين نسب الأفراد حسب الأحجام المقترحة في هذه الدراسة دون الأخذ بعين الاعتبار المنطقة السكنية المنتمية إليها أسرهم.

جدول رقم 5.3 : تطور نسب الأفراد حسب حجم الأسر المقيمة بالمناطق السكنية الحضرية خلال الفترة

2006 - 1966

السنة	الحجم 1 إلى 3 أفراد	الحجم 4 إلى 6 أفراد	الحجم 7 أفراد و أكثر	المجموع
1966	27,3	36,6	36,1	100
1977	20	31,3	48,7	100
1987	17	32,1	50,9	100
1998	16,7	40,1	43,2	100
2002	5,84	36,51	57,65	100
2006	7,9	43,45	48,64	100

بحكم بقاء نفس المبررات قائمة و نفس نوعية المعطيات، سنستعمل كذلك اختبار فريدمان للعينات المرتبطة، استعانة بالبرنامج الإحصائي المطبق في العلوم الاجتماعية SPSS لتطبيق اختبار فريدمان على معطيات الجدول رقم 5.3، تحصلنا على النتائج التالية التي تظهر على شكل جدولين:

الجدول الأول: يبين مواصفات الاختبار المبنية أساساً على الرتب، بحيث الرتبة المتوسطة للعينة الأولى الخاصة بنسب الأفراد المنتمين إلى الأسر ذات الحجم 1 إلى 3 أفراد القاطنة بالمنطقة الحضرية قيمتها 1، أما الرتبة المتوسطة للعينة الثانية الخاصة بنسب الأفراد المنتمين إلى الأسر ذات الحجم 4 إلى 6 أفراد القاطنة بالمنطقة الحضرية قيمتها 2,17، في الرتبة المتوسطة للعينة الثالثة الخاصة بنسب الأفراد المنتمين إلى الأسر ذات الحجم 7 أفراد فأكثر القاطنة بالمنطقة الحضرية قيمتها 2,83.

الرتب	
حضر	متوسط الرتب
الحجم 1 إلى 3 أفراد	1,00
الحجم 4 إلى 6 أفراد	2,17
الحجم 7 أفراد فأكثر	2,83

الجدول الثاني: يبين قيمة اختبار فريدمان عند مستوى معنوية 5% ($\alpha = 0,05$)، و هو مستوى المعنوية المعمول به، كما اشرنا سابقا. و هو جد مقبول والذي يمكن من خلاله تعميم النتائج المتحصل عليها، كما يمكننا من التأكد من صحة القرار المتخذ بنسبة ثقة تقدر بـ 95%.

يتضح من خلاله، أن الاختبار اللامعلمي فريدمان لمجموعة العينات الثلاثة المرتبطة بسنوات المشاهدة الستة قيمته "10,333"، عند درجة حرية $n = 2$ ، كما يظهر أن القيمة الاحتمالية هي 0,006 وهي اقل بالمقارنة مع مستوى الدلالة 0,05، وعليه نرفض الفرضية الصفرية التي تنص على أن الفروق بين وسطاء نسب الأفراد المنتمين إلى الأسر القاطنة بالمنطقة الحضرية حسب الأحجام الثلاثة منعدمة، و نقبل الفرضية البديلة H_1 التي تنص على وجود فروق معنوية تختلف عن الصفر (0) و ذات دلالة إحصائية بين وسطاء نسب الأفراد المنتمين للأسر القاطنة بالمنطقة الحضرية بدلالة الأحجام الثلاثة المقترحة.

اختبار فريدمان	
N	6
Khi-deux	10,333
ddl	2
Signification asymptotique	,006

أي أن نسبة الأفراد المنتمين إلى الأسر القاطنة بالمناطق الحضرية ذات الأحجام من فرد إلى ثلاثة تختلف عن نسبة الأفراد المنتمين إلى أسر حضرية ذات حجم من أربع إلى ست أفراد، و بدورها تختلفان عن نسبة الأفراد المنتمين إلى الأسر الحضرية ذات الحجم سبعة أفراد فما فوق خلال سنوات الملاحظة الستة، كما يمكن تعميم الاختلاف في النسب الثلاثة على كامل فترة الدراسة أي من سنة 1966 إلى غاية سنة 2006.

ج - على مستوى المنطقة السكنية ريف:

جدول رقم 6.3 : تطور نسب الأفراد حسب حجم الأسر المقيمة بالمنطقة السكنية الريفية خلال الفترة 1966-2006

السنة	الحجم 1 إلى 3 أفراد	الحجم 4 إلى 6 أفراد	الحجم 7 أفراد و أكثر	المجموع
1966	22,3	38,5	39,2	100
1977	19,9	32,5	47,6	100
1987	13,7	31,1	55,2	100
1998	14	33,4	52,5	100
2002	5	28,61	66,4	100
2006	6,23	33,92	59,84	100

إتباعا للخطوات التي تم العمل بها لإثبات وجود الاختلاف إحصائيا بين نسب الأفراد المنتمين للأسر ذات الأحجام المقترحة في الدراسة على أساس أنها ثلاث عينات، سواء بشكل عام أو على مستوى المنطقة السكنية الحضرية. نقوم بإثبات وجود هذا الاختلاف أو عدمه إحصائيا بين نسب الأفراد القاطنين بالمنطقة السكنية الريفية المنتمين للأسر ذات الأحجام المقترحة، اعتمادا على اختبار فريدمان للعينات المرتبطة بسبب قيام نفس المبررات السابقة الذكر. اعتمادا على البرنامج الإحصائي المطبق في العلوم الاجتماعية SPSS لتطبيق اختبار فريدمان على معطيات الجدول رقم 6.3، نتحصل على النتائج التالية :

الرتب	
ريف	متوسط الرتب
الحجم 1 إلى 3 أفراد	1,00
الحجم 4 إلى 6 أفراد	2,00
الحجم 7 أفراد فأكثر	3,00

الجدول الأول: يبين مواصفات الاختبار المبنية أساسا على الرتب، إذ يتبين من خلاله أن الرتبة المتوسطة للعينة الأولى الخاصة بنسب الأفراد المنتمين إلى الأسر ذات الحجم 1 إلى 3 أفراد لقاطنة بالمنطقة الريفية قيمتها 1، أما الرتبة المتوسطة للعينة الثانية الخاصة بنسب الأفراد المنتمين إلى الأسر ذات

الحجم 4 إلى 6 أفراد القاطنة بالمنطقة الريفية مقدارها 2، و فيما يتعلق بالرتبة المتوسطة للعينة الثالثة الخاصة بنسب الأفراد المنتمين إلى الأسر ذات الحجم 7 أفراد فأكثر القاطنين بالمنطقة الريفية فقيمتها 3.

الجدول الثاني: يبين نتيجة اختبار فريدمان عند مستوى معنوية 5% ($\alpha = 0,05$)، و يتضح من خلاله ان قيمة الاختبار قدرها "12,00"، عند درجة حرية $n = 2$ ، كما يظهر أن القيمة الاحتمالية هي 0,002، و هي اقل من مستوى الدلالة 0,05 إذا ما قورنت به، و عليه نرفض الفرضية الصفرية القائمة على عدم وجود الفروق بين وسائط نسب الأفراد القاطنين بالمنطقة الريفية المنتمين للأحجام الثلاثة، و نقبل الفرضية البديلة $H1$ التي تنص على وجود فروق معنوية تختلف عن الصفر (0) و ذات دلالة إحصائية بين وسائط نسب الأفراد القاطنين بالمنطقة الريفية بدلالة انتمائهم للأحجام الثلاثة المقترحة، و بذلك نخلص إلى وجود اختلاف بين نسب الأفراد المنتمين إلى الأسر الريفية حسب الأحجام الثلاثة المقترحة، كما يمكننا تعميم الاختلاف في هذه النسب على كامل المنطقة السكنية الريفية على مدى فترة الدراسة أي من سنة 1966 إلى غاية 2006.

اختبار فريدمان	
N	6
Khi-deux	12,000
ddl	2
Signification asymptotique	,002

إجمالاً، مما سبق يمكن القول بوجود فروق ذات دلالة إحصائية، و معنوياً تختلف عن الصفر، بين نسب الأفراد المنتمين إلى أسر من الحجم 1 إلى 3 أفراد، أسر من الحجم 4 إلى 6 أفراد، أسر من الحجم 7 أفراد و أكثر. تم برهنتها اعتماداً على الاختبار الإحصائي فريدمان للعينات المرتبطة انطلاقاً من سنوات الملاحظة الموافقة لتواريخ انجاز التعدادات و المسحيين، كما يمكن تعميم الاختلاف في هذه النسب على كامل السنوات البيئية بحكم معنوية الفروق بين النسب سواء بشكل عام أو بشكل مستقل حسب متغير المنطقة السكنية، و بذلك يكون الاختلاف و التباين بين نسب الأفراد المنتمين للأسر ذات الأحجام المقترحة مثبتاً زمنياً على طول فترة الدراسة الممتدة من سنة 1966 إلى غاية 2006.

2- البعد المكاني: المقصود بالبعد المكاني، أن التقسيم المعتمد من طرفنا يسمح لنا بإجراء المقارنة بين نسب الأفراد المنتمين إلى كل حجم من الأحجام المقترحة حسب المنطقة السكنية حضر و ريف، على مستوى كل ملاحظة. اعتماداً على الاختبار الإحصائي المناسب يتم إثبات الاختلاف أو عدمه بين نسب

الأفراد المنتمين إلى كل حجم حسب المنطقة السكنية حضر و ريف انطلاقا من سنوات الملاحظة الستة (06)، ثم يعمم على كامل فترة الدراسة سنة 1966 إلى غاية 2006.

سنركز في هذه المقارنة بين نسب الأفراد المنتمين إلى أسر حسب المنطقة السكنية حضر و ريف على مستوى الحجمين الذين يمثلان أكبر و أقل نسبة من الأفراد في كلى الوسطين على كامل فترة الدراسة، و يتضح من معطيات الجدول رقم 3.3 أن نسب الأفراد المنتمين إلى الأسر ذات الحجم أقل من ثلاثة (03) أفراد تمثل أقل النسب من المجموع الكلي للأفراد مهما كان الوسط حضر أو ريف عند كل سنوات الملاحظة، كما أن نسب الأفراد المنتمين إلى الأسر ذات الحجم سيع أفراد (07) فما فوق تمثل أكبر النسب من المجموع الكلي للأفراد مهما كان الوسط حضر أو ريف عند كل سنوات الملاحظة.

أ- المقارنة بين نسب أفراد الأسر ذات الحجم أقل من ثلاثة (03) أفراد بين الوسطين:

يمكن أن نستخرج من معطيات الجدول رقم 3.3 جدولا خاصا بنسب الأفراد المنتمين إلى أسر ذات أحجام تقل عن ثلاثة أفراد حسب المنطقة السكنية.

جدول رقم 7.3: تطور نسب أفراد الأسر ذات الحجم أقل من ثلاثة أفراد حسب المنطقة السكنية من 1966 إلى غاية 2006.

سنة الملاحظة	حضر (%)	ريف (%)
1966	27,3	22,3
1977	20	19,9
1987	17	13,7
1998	16,7	14
2002	5,84	5
2006	7,9	6,23

من أجل إثبات أو نفي الاختلاف إحصائيا بين نسب أفراد الأسر ذات الحجم أقل من ثلاثة أفراد حسب المنطقة السكنية حضر و ريف، نستعمل الاختبار اللامعلمي ويلكوكسن "Wilcoxon" لعينتين مرتبطتين للمقارنة بين نسب أفراد الأسر حسب المنطقة السكنية، كاختبار بديل عن الاختبار المعلمي الإحصائي ستيودنت "Student". و ذلك لعدم توفر صفة العشوائية في العينة إضافة إلى صغر حجمها، كما اشرنا سابقا. تطبيقا لهذا الاختبار نستعين بالبرنامج الإحصائي SPSS ، نتحصل على النتائج التالية الملخصة في الجدولين:

الجدول الأول: مجرد وصف لاختبار ويلكوكسن، يظهر من خلاله أن كل حالات نسب أفراد الأسر ذات الحجم أقل من ثلاثة أفراد القاطنة بالمناطق الحضرية أكبر من نظيرتها القاطنة بالريف، كما أن متوسط رتبها 3,5 بمجموع بلغ 21.

الرتب		عدد الحالات	متوسط الرتب	مجموع الرتب
حضر-ريف	رتب موجبة	6a	3,50	21,00
	رتب سالبة	0b	,00	,00
	تساوي الرتب	0c		
	المجموع	6		
حضر < ريف a.				
حضر > ريف b.				
حضر = ريف c.				

الجدول الثاني: يلخص الجدول الثاني نتائج اختبار ويلكوكسن، ومن خلاله يتبين أن قيمة الاختبار مساوية للمقدار $-2,201$ ، و أن قيمة الاحتمالية مساوية للقيمة $0,028$ ، و هي أقل من مستوى الدلالة $0,05$ إذا ما قارناها به.

اختبار ويلكوكسن	
	حضر - ريف
Z	-2,201b
قيمة مستوى الدلالة	,028
b. مبني على الرتب السالبة	

على الأساس المقارنة بين الاحتمالية مساوية و مستوى الدلالة نرفض الفرضية الصفرية القائمة على عدم وجود الفروق في وسيط نسب الأفراد المنتمين لأسر يقل حجمها عن ثلاثة أفراد بين المنطقتين السكنيتين حضر و ريف، و نقبل الفرضية البديلة $H1$ التي تنص على وجود فروق معنوية تختلف عن الصفر (0) و ذات دلالة إحصائية بين وسيط نسب الأفراد المنتمين لأسر يقل حجمها عن ثلاثة أفراد على مستوى المنطقتين السكنيتين حضر و ريف. استنادا على الإثبات الإحصائي، يمكن القول أن نسب الأفراد المنتمين للأسر القاطنة بالمنطقة الحضرية و حجمها عن ثلاثة أفراد تختلف على نسب الأفراد المنتمين

للأسر القاطنة بالمنطقة الحضرية ذات نفس الحجم خلال سنوات المشاهدة، و أن هذه النتيجة قابلة للتعميم فيما يخص الاختلاف في نسب الأفراد على كامل فترة الدراسة أي من سنة 1966 إلى غاية 2006.

ب- المقارنة بين نسب أفراد الأسر ذات الحجم سبعة (07) أفراد فما فوق بين الواسطين:

يمكننا كذلك استخراج جدول جزئي من معطيات الجدول رقم 3.3 يخص نسب الأفراد المنتمين إلى أسر ذات أحجام تفوق سبعة أفراد حسب المنطقة السكنية ريف و حضر.

جدول رقم 8.3: تطور نسب أفراد الأسر ذات الحجم سبعة (07) أفراد فما فوق حسب المنطقة السكنية من 1966 إلى غاية 2006.

سنة الملاحظة	حضر (%)	ريف (%)
1966	36,1	39,2
1977	48,7	47,6
1987	50,9	55,2
1998	43,2	52,5
2002	57,65	66,4
2006	48,64	59,84

قصد الإثبات أو النفي الإحصائي لوجود الاختلاف أو عدمه بين نسب أفراد الأسر ذات الحجم سبعة (07) أفراد فما فوق حسب المنطقة السكنية حضر و ريف، نوظف الاختبار اللامعلمي ويلكوكسن بسبب توفر نفس الشروط و نفس نوعية المعطيات التي رأيناها عند الإثبات الإحصائي للاختلاف بين نسب أفراد الأسر ذات الحجم اقل من ثلاثة أفراد، استعانة بالبرنامج الإحصائي SPSS عند تطبيق اختبار ويلكوكسن، نتحصل على النتائج التالية الملخصة في الجدولين:

الجدول الأول: وصف لاختبار ويلكوكسن، يتبين من خلاله أنعدد الرتب الموجبة هو 1، أي توجد مشاهدة واحدة فقط من بين كل المشاهدات التي تكون فيها نسبة أفراد الأسر ذات الحجم أكثر من سبعة أفراد القاطنة بالمناطق الحضرية اكبر من نظيرتها القاطنة بالمناطق الريفية، بمتوسط رتب قدره 1. أما عدد الرتب السالبة فهو خمسة، أي وجود خمس نسب لأفراد الأسر ذات الحجم أكثر من سبعة أفراد القاطنة بالمناطق الريفية اكبر من نظيرتها القاطنة بالمناطق الحضرية، بمجموع رتب قدره 40 و متوسطها 4.

الرتب		عدد الحالات	متوسط الرتب	مجموع الرتب
حضر - ريف	رتب موجبة	1a	1,00	1,00
	رتب سالبة	5b	4,00	20,00
	تساوي الرتب	0c		
	المجموع	6		
a. حضر < ريف				
b. حضر > ريف				
c. حضر = ريف				

الجدول الثاني: يلخص الجدول الثاني نتائج اختبار ويلكوكسن، و على أساسه يقرر الرفض أو القبول، من خلاله يتبين أن قيمة اختبار ويلكوكسن مساوية للمقدار $-1,992$ ، و أن القيمة الاحتمالية مساوية للمقدار $0,046$ ، و هي اقل من مستوى الدلالة $0,05$ ، وانطلاقا من هذه المقارنة يتم رفض الفرضية الصفرية التي تفيد بعدم وجود الفروق في وسيطي نسب الأفراد المنتمين لأسر يزيد حجمها عن سبعة أفراد بين المنطقتين السكنتين حضر و ريف، و تقبل الفرضية البديلة $H1$ التي مفادها وجود فروق تختلف عن الصفر (0) معنويا، و ذات دلالة إحصائية بين وسيطي نسب الأفراد المنتمين لأسر يزيد حجمها عن سبعة أفراد على مستوى المنطقتين السكنتين حضر و ريف.

اختبار ويلكوكسن	
	حضر - ريف
Z	-1,992b
قيمة مستوى الدلالة	,046
b. مبني على الرتب السالبة	

و عليه فان نسب الأفراد المنتمية للأسر ذات الأحجام الكبيرة تختلف بين الواسطين عند سنوات الملاحظة، استنادا على الإثبات الإحصائي، يمكن تعميم الاختلاف في هذه النسب الخاصة بالأسر التي يزيد حجمها عن سبعة أفراد بين المنطقتين السكنتين حضر و ريف على كامل فترة الدراسة الممتدة من سنة 1966 إلى غاية 2006.

بشكل عام، بعدما تمت البرهنة على وجود فروق ذات دلالة إحصائية، و معنويا تختلف عن الصفر، بين نسب الأفراد المنتمين للأسر من الحجم 1 إلى 3 أفراد، أسر من الحجم 4 إلى 6 أفراد، أسر من الحجم 7 أفراد وأكثر، اعتمادا على الاختبار الإحصائي فريدمان للعينات المرتبطة زمنيا، أي اختلاف نسب الأفراد بدلالة الأحجام بين سنة و أخرى على طول فترة الدراسة من 1966 إلى غاية 2006، وتم إثبات وجود اختلاف معنوي و ذو دلالة إحصائية بين نسب أفراد الأسر ذات الحجم اقل من ثلاثة أفراد و كذا الأسر ذات الحجم اكبر من سبعة أفراد مكانيا، أي بين المنطقتين السكنيتين، يمكننا حاليا تتبع هذه التغيرات و التطورات التي مست حجم الأسرة الجزائرية، تفصيليا حسب متغيرين، الأول زمني حسب التقسيمات التي أوردناها سابقا، و الثاني المنطقة السكنية، و محاولة الكشف عن الأسباب و العوامل التي أدت إلى هذه التغيرات سواء نحو الزيادة أو النقصان حسب الفترات و حسب ما توفر جمعه من معطيات.

قبل محاولة الوقوف على أهم العوامل التي ساهمت في تغير و تطور حجم الأسرة الجزائرية ابتداء من 1966 إلى غاية 2006، و جب أولا التوقف عند وصف هذه التغيرات وصفا كميا من تعداد إلى آخر متابعة تسلسلية زمنية، و متابعة مكانية حسب كل منطقة سكنية على حدا، بحيث نلاحظ من خلال المعطيات الملخصة في الجدول رقم 3.3 الخاص بتطور حجم الأسر خلال الفترة 1966-2006 حسب مقاطعة السكن و نسبة الأفراد وجود تباين كبير في نسب أفراد الأسر المشكلة للمجتمع الجزائري حسب التقسيم المقترح.

بالإضافة إلى ذلك، فان كل تعداد يعطي نتائج مخالفة تماما لنتائج التعدادات الأخرى في النسب بشكلها العام، نفس الفكرة تصدق إذا وظفنا متغير المنطقة السكنية، و هذا يدل على أن لكل حجم تطورات و سلوكياته الخاصة به.

حتى نتضح هذه التغيرات الخاصة بكل حجم على حدا و على مستوى كل منطقة سكنية، يمكننا أن نستعين بالجدول رقم 8.3، الذي يبرز تطور معدلات الزيادة و النقصان لنسب أفراد الأسر بدلالة التقسيمات الحجمية الثلاثة خلال فترة الملاحظة حسب مقاطعة السكن. و ذلك بأخذ نتائج تعداد 1966 كأساس لحساب التغيرات و المقارنة. و تم حساب البيانات الملخصة فيه اعتمادا على معطيات الجدول رقم 3.3 للتوصل إلى معدلات التغير الخاصة بنسب أفراد كل حجم من الأحجام الثلاثة على مستوى المنطقتين السكنيتين حضر و ريف و كذا المجموع الكلي، فيما تم حساب معدلات التغير في الحجم المتوسط اعتمادا على معطيات الجدول رقم 1.3 الخاص بتطور متوسط حجم الأسرة من خلال التعدادات الجزائرية و مسحي سنتي 2002 و 2006.

جدول رقم 9.3 : تطور معدلات الزيادة و النقصان لنسب الأفراد حسب أحجام الأسر ومقاطعة

السكن خلال فترة الملاحظة 1966-2006

الحجم المتوسط	نسب التغير (%)			مقاطعة السكن	الفترة
	أكثر من 6 أفراد	4 - 6 أفراد	1 - 3 أفراد		
17	34,9	-14,48	-26,74	حضر	1966 - 1977
10	21,43	-15,58	-10,76	ريف	
12	26,57	-15,12	-18,11	المجموع	
20	41	-12,30	-37,73	حضر	1966 - 1987
22	40,8	-19,22	-38,57	ريف	
20	39,47	-16,18	-36,63	المجموع	
10,72	19,67	9,56	-38,83	حضر	1966 - 1998
13,67	33,93	-13,25	-37,22	ريف	
5,08	23,68	-0,8	-35,8	المجموع	
-8,61	59,7	-0,25	-78,61	حضر	1966 - 2002
-9,39	69,39	-25,69	-77,58	ريف	
-7,43	61,11	-11,72	-77,37	المجموع	
-0,35	34,74	18,72	-71,06	حضر	1966 - 2006
2,14	52,65	-11,90	-72,06	ريف	
-0,51	41,05	4,06	-70,53	المجموع	
3	4,52	2,56	-15,00	حضر	1977 - 1987
11	15,97	- 4,31	-31,16	ريف	
7	10,19	- 1,25	-22,61	المجموع	
-4,96	-11,29	28,12	-16,5	حضر	1977 - 1998
3,6	10,29	2,77	-29,65	ريف	
-6,91	-2,29	16,88	-21,61	المجموع	
-7,07	18,38	16,65	-70,8	حضر	1977 - 2002
-0,45	39,5	-11,97	-74,87	ريف	
-4,5	27,28	4	-72,36	المجموع	
-14,74	-0,12	38,82	-60,50	حضر	1977 - 2006
-7,05	25,71	4,37	-68,69	ريف	
-11,56	11,43	22,59	-64,02	المجموع	
-7,76	-15,13	24,92	-1,76	حضر	1987 - 1998
-6,63	-4,89	7,4	2,19	ريف	
-12,68	-11,32	18,35	1,3	المجموع	
-9,52	13,26	13,74	-65,65	حضر	1987 - 2002
-10,15	20,29	-8,01	-63,5	ريف	
-10,42	15,51	5,32	-64,29	المجموع	

تابع الجدول رقم 9.3:

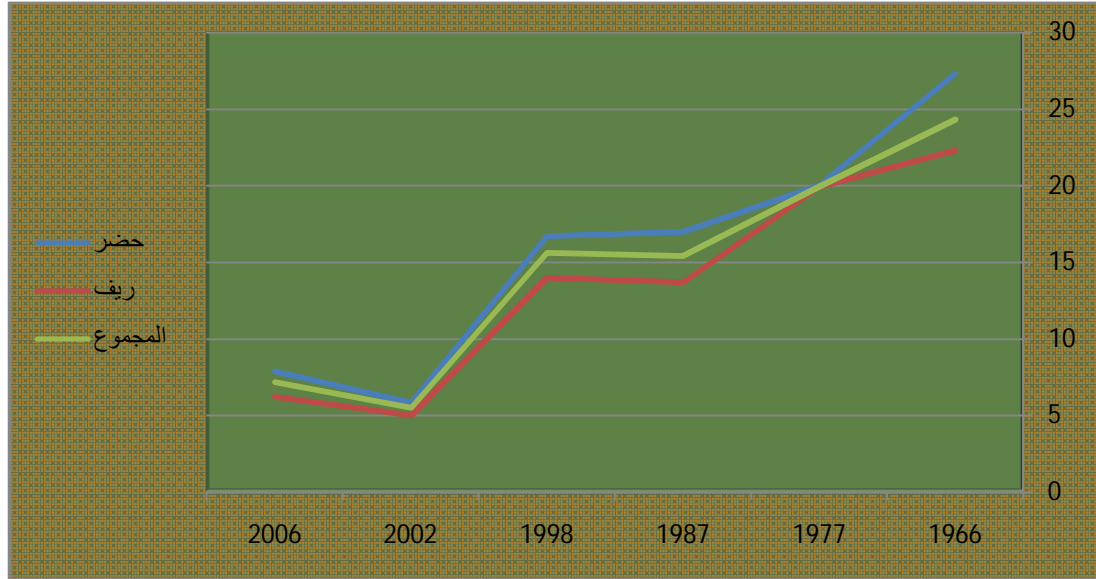
الحجم المتوسط	نسب التغير (%)			مقاطعة السكان	الفترة
	أكثر من 6 أفراد	4 - 6 أفراد	1 - 3 أفراد		
-16,98	-4,44	35,36	-53,53	حضر	2006 - 1987
-19,38	8,41	9,07	-54,53	ريف	
-17,04	1,13	24,15	-53,51	المجموع	
-2,22	33,45	-8,95	-65,03	حضر	2002 - 1998
-3,91	26,48	-14,34	-64,29	ريف	
2,58	30,26	-11,02	-64,74	المجموع	
-8,55	12,59	8,35	-52,69	حضر	2006 - 1998
-10,14	13,98	1,56	-55,50	ريف	
-6,51	14,04	4,89	-54,10	المجموع	
-8,25	-15,63	19,01	35,27	حضر	2006 - 2002
-6,63	-9,88	18,56	24,60	ريف	
-7,39	-12,45	17,88	30,18	المجموع	

تم حساب معدلات التطور (التغير) المبينة في الجدول أعلاه ، بنفس الطريقة التي حسبت بها في الجدول رقم 2.3، أي قمنا بطرح نسبة الأفراد المنتمين لأسر ذات حجم معين - تبعاً للتقسيمات السابقة- للسنة المرجعية من نسبة الأفراد المنتمين لأسر ذات الحجم نفسه للسنة المراد حساب التغير لغايتها ثم يقسم حاصل الطرح على نسبة الأفراد المنتمين لأسر ذات الحجم نفسه للسنة المرجعية، حتى يُعبر عن التغير بالنسبة المئوية يضرب الناتج من عملية القسمة في مئة (100). مثلاً، لحساب معدل التغير في نسبة الأفراد المنتمين لأسر ذات حجم اقل من ثلاثة أفراد بين تعدادي 1966 و 1977 في الوسط الحضري، نقوم بالتالي: $(20 - 27.3) / 100 * 27.3 = -26.74\%$ ، يعني الناتج المتحصل عليه أن نسبة الأفراد المنتمين لأسر ذات حجم اقل من ثلاثة أفراد القاطنة بالوسط الحضري انخفضت بقيمة 26.74% بين تعدادي 1966 و 1977، بنفس الطريقة تم حساب باقي معدلات التغير في نسب الأفراد لمختلف الأحجام بين مختلف المراحل بصورة إجمالية و في الوسطين حضر - ريف.

1- الأسر ذات الأحجام الدنيا (1 - 3 أفراد):

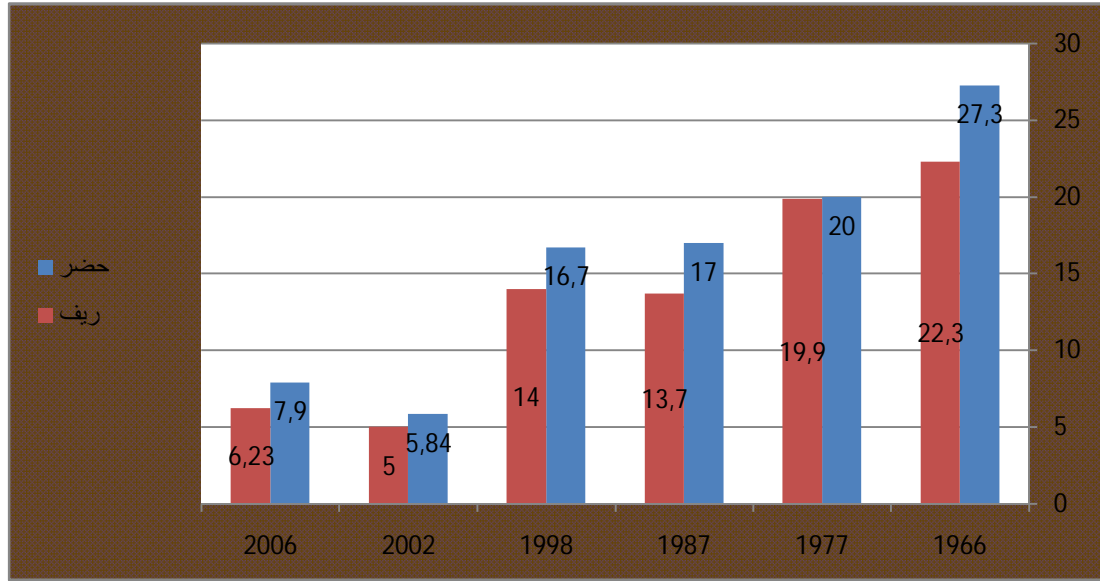
مرت نسبة الأفراد المنتمين للأسر ذات الحجم اقل من ثلاثة أفراد بالنظر إلى مجموع الأسر المكونة للمجتمع الجزائري تذبذباً في اتجاهات تطورها، بحيث شهدت أربع مراحل مختلفة خلال المحطات الستة الموافقة لانجاز التعدادات و المسحين، ابتداء من تعداد سنة 1966. فبشكل عام، تميزت المرحلة الأولى بالانخفاض، لتستقر أو تزيد قليلاً في مرحلتها الثانية، أخذت النسب في الانخفاض مرة أخرى خلال المرحلة الثالثة، لتعاود الارتفاع مرة أخرى في مرحلتها الرابعة. لإيضاح أكثر لهذه التذبذبات، نستعين

بالمخطط رقم 3.3 المبين لمسار هذه التطورات بصورة أوضح، والذي تم إنشاؤه اعتمادا على بيانات الجدول رقم 3.3 .



مخطط 3.3 : تطور نسبة الأسر ذات الأحجام من 1-3 أفراد من 1966 إلى 2006

المرحلة الأولى: بدأت من سنة 1966 وصولا إلى غاية 1987، تميزت بانخفاض نسبة الأفراد المنتمين لهذا النوع الحجمي من الأسر، إذ تراجعت نسبتهم من 24.3% خلال سنة 1966 إلى 19.9% سنة 1977، مترجمة انخفاضا قدره 18.11%، واصلت النسبة في هذه المرحلة انخفاضها إلى أن وصلت إلى 15.4% خلال سنة 1987 مسجلة معدل تراجع قدره 22.61% بين تعدادي 1977 و 1987، و معدل انخفاض إجمالي قدره 36.63% خلال كامل المرحلة حسب معطيات الجدول رقم 3.3. يرجع هذا الانخفاض إلى تراجع نسب أفراد هذه الأسر في الوسطين السكنيين و لكن بنوع من التباين، و هذا ما يبينه المخطط رقم 4.3 الذي يوضح الاختلاف بين نسب أفراد أسر هذا الحجم في الوسطين، و الذي تم إنشاؤه اعتمادا على معطيات الجدول رقم 3.3 .



مخطط 4.3 : تطور نسبة الأسر ذات الأحجام من 1-3 أفراد من 1966 إلى 2006 حسب المنطقة السكنية

يتضح من خلال بيانات الجدول رقم 3.3، وكذا المخطط أعلاه أن نسبة الأفراد المنتمين إلى مثل هذا الحجم من الأسر المقيمة بالوسط الحضري انخفضت من 27.3 % خلال تعداد 1966 إلى 20 % خلال تعداد سنة 1977، واصلت انخفاضها إلى 17 % بحلول تعداد 1987، مترجمة بذلك انخفاض قدره 26.74 % بين تعدادي 1966 و 1977 و حدد التراجع الإجمالي لها بمعدل قدره 37.73 % خلال كامل هذه المرحلة. أما في الوسط الريفي فانخفضت من 22.3 % خلال تعداد 1966 إلى 19.9 % خلال تعداد 1977 ثم واصلت الانخفاض إلى أن وصلت 13.7 % خلال تعداد 1987، مسجلة بهذا انخفاضا قدره 38.57 % خلال كامل هذه المرحلة حسب معطيات الجدول رقم 8.3 .

المرحلة الثانية: استمرت هذه المرحلة طيلة السنوات البينية لتعدادي 1987 و 1998 أي عشر (10) سنوات تقريبا، تميزت بشبه ثبات في نسبة أفراد هذه الأسر، بحيث كانت نسبتها خلال تعداد 1987 تكاد تماثل نظيرتها في تعداد 1998 من ناحية النسبة الإجمالية (15.4 % و 15.6 % على التوالي)، لكنها بقيت منخفضة مقارنة بالنسبة لنظيرتها المسجلة في تعداد 1966.

خلال هذه المرحلة، يكاد ينطبق مسار تطور نسبة أفراد هذا الحجم من الأسر كما هو موضح في المخطط أعلاه، ظلت نسبة هذا النوع في الوسط الحضري أكبر من مثيلتها في الوسط الريفي، بنسبتي 16.7 % مقابل 14 % على الترتيب. و ما يلاحظ خلال هذه الفترة ارتفاع نسبة أفراد هذا الحجم من الأسر في المناطق الريفية بمعدل قدره 2.19 %، و شهدت نفس نسبة أفراد هذا الحجم الأسري في الحضر العكس بحيث انخفضت نسبيا من 17 % سنة 1987 إلى 16.7 % سنة 1998 مسجلة معدل انخفاض قدره 1.76 % حسب معطيات الجدول رقم 8.3 .

المرحلة الثالثة: امتدت زمنيا من تعداد 1998 إلى غاية مسح 2002، شهدت هذه المرحلة بالرغم من قصرها مقارنة مع سابقتها - أربع (4) سنوات فقط - انخفاضا كبيرا في نسب أفراد الأسر المكونة من أقل من ثلاثة أفراد بين مختلف التشكيلات الأسرية المكونة للمجتمع الجزائري. بحيث تراجعت هذه النسبة من 15.6% خلال تعداد 1998 إلى 5.5% عند إجراء مسح 2002، بمعدل انخفاض قدره 64.74% بين التاريخين المحددين لهذه المرحلة حسب معطيات الجدول رقم 8.3 و هو اكبر معدل انخفاض على الإطلاق عرفه هذا الحجم من الأسر في تراجع مستوى نسبة أفرادها مقارنة بباقي المراحل كلها.

جاء هذا الانخفاض بفعل تناقص كبير سجلته نسب أفراد هذا الحجم من الأسر في المنطقتين السكنتين على السواء، بحيث انخفضت نسب أفراد الأسر القاطنة بالحضر من 16.7% سنة 1998 إلى 5.84% سنة 2002 مسجلة معدل انخفاض قدره 65.03%، و تراجعت في الريف من 14% سنة 1998 إلى 5% خلال مسح 2002 مسجلة معدل انخفاض قدره 64.29%.

المرحلة الرابعة: امتدت هذه المرحلة بين المسحين 2002 و 2006، شهدت نسبة أفراد الأسر التي يقل حجمها عن ثلاثة أفراد انتعاشا نسبيا في هذه المرحلة، حيث ارتفعت من 5.5% من مجموع سكان الجزائر سنة 2002 إلى 7.16% استنادا لنتائج مسح 2006، مسجلة بهذا معدل ارتفاع قدره 30.18%. يعود سبب هذا الارتفاع أساسا إلى ارتفاع نسبة أفراد هذا الحجم من الأسر القاطنة بالمناطق السكنية الحضرية، إذ سجلت بهذه المناطق معدل زيادة قدره 35.27%، بينما لم يتعدى معدل ارتفاعها في المناطق الريفية القيمة 24.60%.

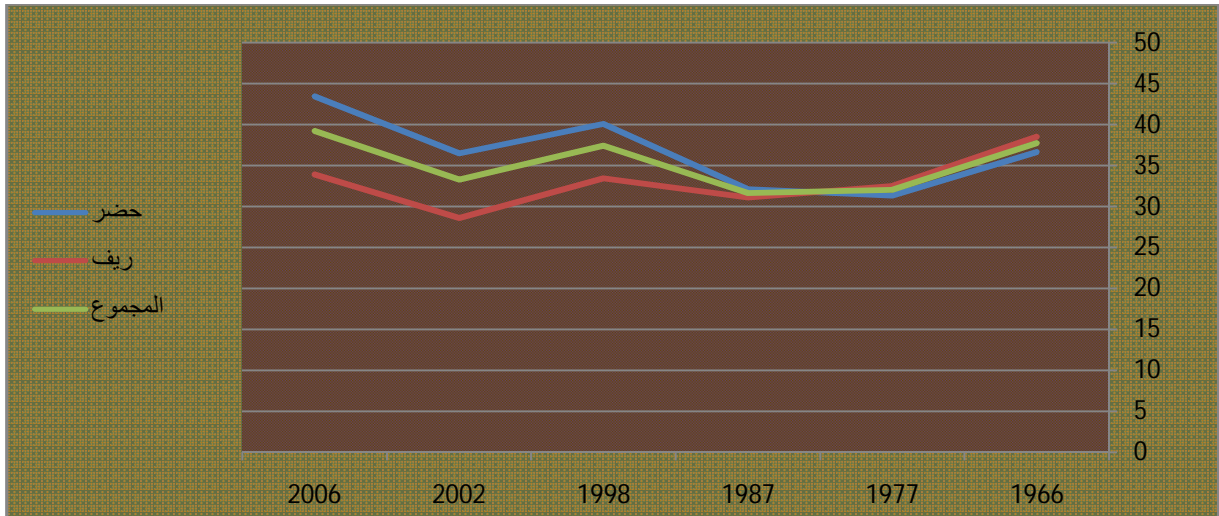
عموما نلاحظ، أن نسب أفراد الأسر ذات الأحجام الضئيلة من مجموع سكان الجزائر يؤول إلى التقارب ثم التماثل بشكل نسبي بين الواسطين السكنيين حضر و ريف مع مرور الزمن، فحسب نتائج مسحي سنتي 2002 و 2006 وجدنا أن نسب أفراد هذه الأسر بقي شبه تقريبا متماثلا بين الواسطين السكنيين، 5.84% مقابل 5% استنادا لنتائج مسح 2006 و 7.9% مقابل 6.23% تبعا لنتائج مسح 2006 في الريف و الحضر على الترتيب، و بصورة اقل تقاربا حسب نتائج تعداد 1998، أين تم تسجيل 16.7% مقابل 14%، على عكس الملاحظ من نتائج تعدادات و 1987، 1977 و 1966.

كما نجد أن نسب الأسر المكونة من فرد إلى ثلاثة أفراد كانت في أغلب مراحل الملاحظة سائرة باتجاه التراجع. بحيث سجلنا أكبر قيمة معدل نحو التراجع بين تعداد 1966 و مسح 2002، و الذي بلغ مقداره 77.37% حسب معطيات الجدول رقم 8.3، إذ انخفضت النسبة من 24.3% حسب تعداد 1966 إلى 5.50% كنتاج عن مسح 2002، خاصة في المناطق الحضرية أين حقق معدل انخفاضا هاما جدا مقدرا بحوالي 78.61%.

2- الأسر ذات الأحجام 4 - 6 أفراد:

عرفت نسبة الأفراد المنتمين إلى الأسر ذات الأحجام من أربع (4) إلى ستة (6) أفراد من مجموع سكان الجزائر في منحنى تطورها و تغيراتها نفس الوجهة التي سارت عليها نسبة أفراد الأسر ذات الأحجام الأقل من ثلاثة أفراد من حيث عدد المرحل، مددها الزمنية، و التواريخ المحددة لمراحلها، من الانخفاض، ثم الزيادة و معاودة الانخفاض وأخيرا معاودة الارتفاع. فتوجهت نسبها عموما في مرحلتها الأولى نحو الانخفاض ثم إلى الزيادة في المرحلة الثانية لتتراجع مرة أخرى نسبيا في المرحلة الثالثة، ثم عاودت الارتفاع مرة أخرى في مرحلتها الرابعة. إذن فقد سايرت نفس التوجه و التطور الذي تعرضنا له سابقا عند وصفنا للتغيرات التي مست الأسر ذات الأحجام الأقل من ثلاثة أفراد.

للتبيان أكثر، نستعين بالمخطط رقم 5.3 الموضح لمسار هذه التذبذبات التي مست نسب أفراد هذا الحجم من الأسر بصورة أكمل، والذي تم إنشاؤه اعتمادا على البيانات الملخصة في الجدول رقم 3.3، و من الملاحظ انه شبه مطابق من الناحية الشكلية لا الكمية للمخطط رقم 3.3 الخاص بالأسر ذات الأحجام الأقل من ثلاثة أفراد.

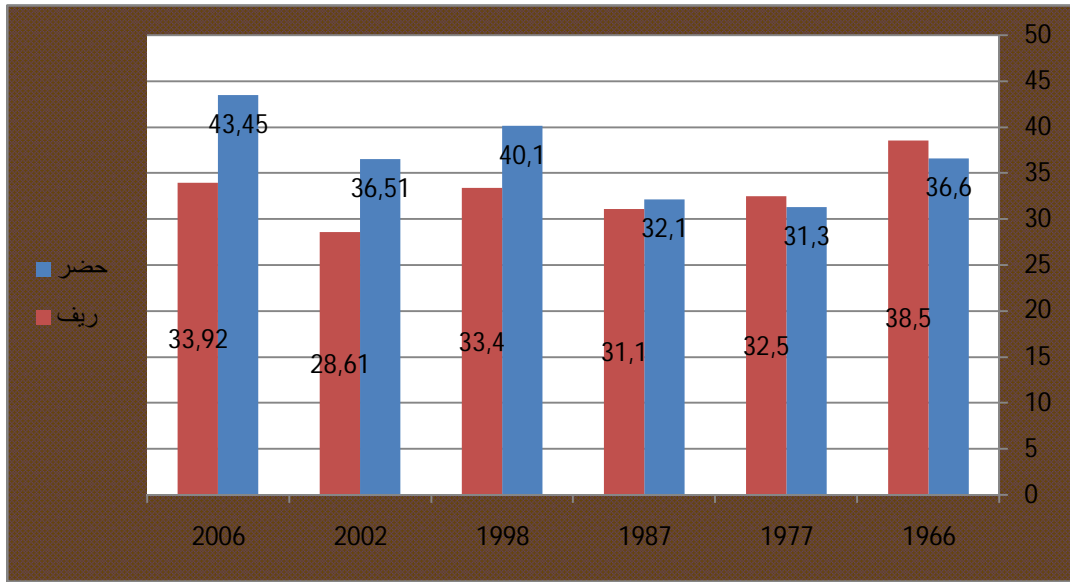


مخطط 5.3 : تطور نسبة أفراد الأسر ذات الحجم 4-6 أفراد من 1966 إلى 2006

المرحلة الأولى: تواصلت هذه المرحلة على امتداد ثلاثة تعدادات، من تعداد 1966، مروراً بتعداد 1977 وصولاً إلى تعداد 1987. تميزت بانخفاض نسب الأفراد المنتمين إلى الأسر ذات الأحجام من أربعة إلى ستة أفراد، بحيث تراجعت من 37.7% حسب نتائج تعداد 1966 إلى 32% تبعاً لنتائج التعداد الموالي، استمر انخفاضها نسبياً إلى أن وصلت 31.6% تبعاً لنتائج تعداد 1987 استناداً لمعطيات الجدول رقم 3.3. و الملاحظ أن معدل الانخفاض بين تعدادي 1966 و 1977 فاق و بكثير نظيره المسجل بين 1977-1987، مسجلاً بذلك معدلي انخفاض قدرهما 15.12% و 1.25% على التوالي. و بصورة عامة

انخفضت النسبة إجمالاً بمعدل قدره 16.18% بين التاريخين المحددين لهذه المرحلة، و هذا ما يلاحظ من البيانات الملخصة في الجدول 8.3.

لم يصاحب هذا الانخفاض تراجع مستمر في كلى الواسطين السكنيين معاً، إذ عرفت نسبة أفراد هذه الأحجام من الأسر في الواسط الريفي انخفاضاً مستمراً على امتداد هذه المرحلة. في المقابل، تميزت نسب أفراد هذا النوع من الأحجام الأسرية في الواسط الحضري بالتذبذب، بحيث انخفضت في بداية المرحلة، لترتفع في نهايتها، و هذا ما يبرزه بشكل أوضح المخطط رقم 6.3 الخاص بتطور نسبة أفراد الأسر ذات الحجم 4-6 أفراد من 1966 إلى 2006 حسب المنطقة السكنية، الذي تم إنشاؤه استناداً إلى معطيات الجدول رقم 3.3



مخطط 6.3: تطور نسبة أفراد الأسر ذات الحجم 4-6 أفراد من 1966 إلى 2006 حسب المنطقة السكنية

يلاحظ من الجدول رقم 3.3 و المخطط البياني أعلاه، أن نسبة أفراد هذه الأحجام من الأسر القاطنة بالواسط الريفي شهدت انخفاضاً مستمراً على طول هذه المرحلة، بحيث تراجعت نسبتها من 38.5% من مجموع سكان الريف الجزائري حسب نتائج تعداد 1966 إلى 31.1% سنة 1987 مروراً بالنسبة 32.5% تبعاً لنتائج تعداد 1977، مسجلة بهذا معدل انخفاض قيمته 19.22% حسب البيانات الملخصة في الجدول 8.3. في حين سجلت نسبة نظيرتها القاطنة بالواسط الحضري تذبذباً، إذ انخفضت من 36.6% خلال تعداد 1966 إلى 31.3% خلال تعداد 1977، ثم عاودت ارتفاعها جزئياً إلى أن بلغت القيمة 32.1% حسب تعداد 1987. مسجلة بذلك معدل انخفاض قدره 14.48% في بداية المرحلة، أي بين تعدادي 1966 و 1977، و معدل زيادة طيف قدره 2.56% في الجزء الثاني من هذه المرحلة، أي بين

1977 و 1987. و بملاحظتنا لمعدل تغير نسب أفراد هذه الأسر القاطنة بالوسط الحضري بشكل إجمالي على طول المرحلة، نجده قد تراجع بنسبة 12.30% حسب ما ورد من بيانات الجدول 8.3.

المرحلة الثانية: دامت هذه المرحلة بين تعدادي 1987 و 1998، شهدت هذه المرحلة ارتفاع نسبة الأفراد المنتمين إلى الأسر ذات الأحجام 4 - 6 أفراد من مجموع سكان الجزائر، إذ انتقلت من 31.6% حسب نتائج تعداد 1987 إلى 37.4% تبعاً لنتائج تعداد 1998، و هذا ما بينه الجدول رقم 3.3، مسجلة بهذا الارتفاع معدل تغير نحو الارتفاع مقداره 18.35% خلال هذه المرحلة، سندا للمعطيات الموضحة في الجدول رقم 8.3.

كما شهدت نسب أفراد هذا النوع من أحجام الأسر ارتفاعاً خلال هذه المرحلة على مستوى الوسطين حضر و ريف، ولكن بتباين كبير نسبياً، إذ يرجع الارتفاع العام لها إلى زيادة نسب أفراد هذا النوع من الأحجام الأسرية في المناطق الحضرية، بحيث ارتفعت نسبتهم من 32.1% خلال تعداد 1987 إلى 40.1% خلال تعداد 1998، مسجلة معدل تغير نحو الزيادة قدره 24.92%. أما على مستوى المناطق الريفية، فهذا النوع من الأسر (4 - 6 أفراد) لم يسجل إلا زيادة طفيفة قدر معدلها 7.4%، بحيث ارتفعت من 31.1% خلال تعداد 1987 إلى 33.4% خلال تعداد سنة 1998،

إذا قارنا نسب الأفراد لهذه المرحلة بالنسبة المسجلة خلال تعداد 1966 فستظل منخفضة طفيف جداً بفرق 0.3 نقطة فقط (37.4% سنة 1998 مقابل 37.7% سنة 1966) حسب الجدول 3.3، و بمعدل نقصان قدره 0.8% حسب الجدول 8.3، يرجع هذا التناقص إلى انخفاض نسب أفراد الأسر القاطنة بالمناطق الريفية من 38.5% خلال تعداد 1966 إلى 33.4% خلال تعداد 1998 مسجلة معدل انخفاض قدره 13.25% حسب الجدول 8.3. لأننا شاهدنا في المناطق الحضرية سيرورة معاكسة لنسبتهم، إذ عرفت نسبتهم معدل زيادة قدره 9.56% حسب الجدول 8.3، و ذلك بارتفاعها من 36.6% حسب نتائج تعداد 1966 إلى 40.1% خلال تعداد 1998.

المرحلة الثالثة: تغطي هذه المرحلة الفترة بين تعداد 1998 و تاريخ انجاز مسح 2002، أي لم تمد سوى أربع سنوات. تميزت هذه المرحلة بانخفاض نسبة أفراد الأسر ذات الحجم 4-6 أفراد، بحيث تراجع من 37.4% خلال تعداد 1998 إلى 33.28% استناداً لنتائج مسح 2002 حسب معطيات الجدول 3.3، مسجلة بهذا معدل تناقص قدره 11.02% حسب الجدول رقم 8.3، يمكن إرجاع هذا الانخفاض إلى تراجع نسب أفراد هذا النوع من الأحجام الأسرية على مستوى الوسطين السكنيين معاً، و لكن حسب وتيرتين مختلفتين، إذ كان انخفاضها في الريف أكبر منه في الحضر، بحيث تم تسجيل معدلي نقصان لهذه

النسبة قدرهما 14.34% و 8.95% على مستوى الريف و الحضر على الترتيب حسب المعطيات الملخصة في الجدول رقم 8.3.

المرحلة الرابعة: دامت هذه المرحلة كذلك أربع سنوات كسابقها، بين المسحين 2002 و 2006، عرفت خلال هذه المرحلة نسبة أفراد الأسر ذوات الأحجام من أربعة إلى ستة أفراد ارتفاعا نسبيا، بحيث انتقلت هذه النسبة من 33,28% من مجموع نسب أفراد الأسر الجزائرية خلال مسح 2002 إلى 39.23% تبعا لنتائج مسح 2006 تبعا لمعطيات الجدول رقم 3.3، مسجلة بهذا معدل تغير نحو الزيادة قدره 17.88% حسب بيانات الجدول 8.3، كما يلاحظ أن هذه النسبة ارتفعت في المناطق الحضرية بمستوى أكبر من ارتفاعها المسجل في المناطق الريفية، محققة نسبتي 43.45% و 33.92% في الحضر و الريف على الترتيب حسب معطيات الجدول رقم 3.3، غير أنها توجهت نحو الزيادة بنفس وتيرة التغير و ذلك في حدود المقدار 19% .

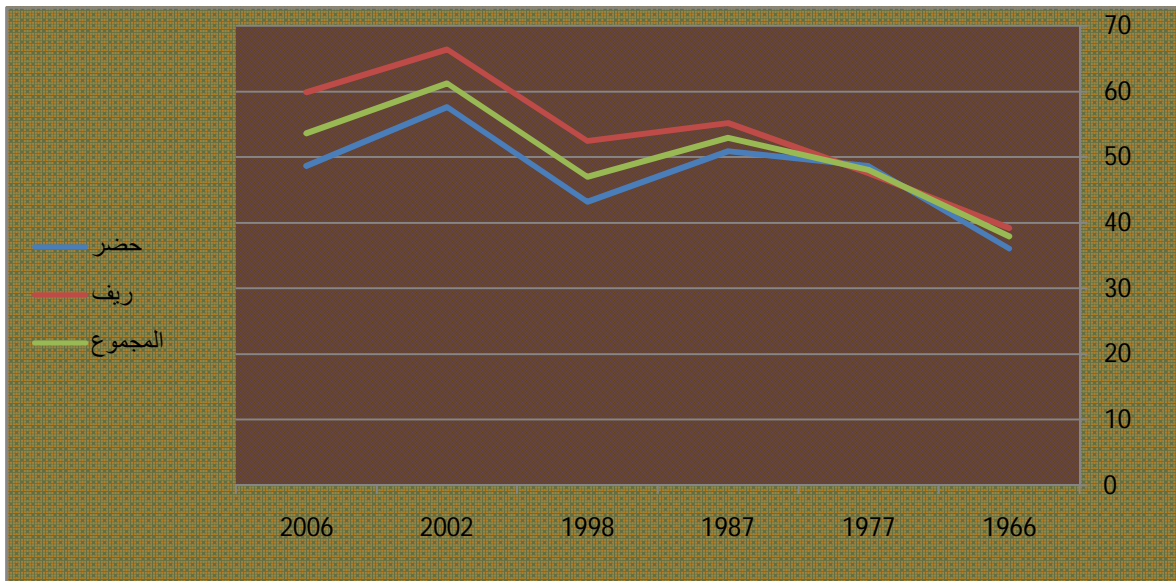
بمقارنة نسب أفراد الأسر ذوات الأحجام من أربعة إلى ستة أفراد لهذه المرحلة مع نتائج تعداد 1966، نجد أن النسبتين من مجموع سكان الجزائر تكادان تتماثلان، و ذلك بتسجيلهما 37.7% سنة 1966 و 39.23% حسب مسح 2006، غير أن مسار هذه النسبة شهد تناقضا بين المنطقتين السكنتين ريف و حضر، بحيث ارتفعت في المنطقة الحضرية من 36.6% إلى 43.45% مسجلة معدل ارتفاع قدره 18.72%، عكس ذلك عرفت انخفاضاً في المنطقة الريفية من 38.5% إلى 33.92%، لتسجل بهذا الانخفاض معدل تغير نحو النقصان قدره 11.9% حسب معطيات الجدول 8.3 .

بمقارنة نسب أفراد الأسر ذات الأحجام من أربعة إلى ستة أفراد مع نسب أفراد الأسر ذات الأحجام الأقل من ثلاثة أفراد، يمكننا القول بأن الأسر ذات الأحجام 4 - 6 أفراد تمثل نسبة كبيرة في المجتمع الجزائري، مهما كانت سنة الملاحظة على امتداد فترة الدراسة من 1966 إلى غاية 2006. إذ كانت نسبتها في حدود 37.4% حسب تعداد 1998 مقابل 15.6% فقط من الأسر ذات الأحجام 1- 3 أفراد، و كانت في حدود 33.28% حسب مسح 2002 مقابل 5.5% فقط من الأسر ذات الأحجام 1- 3 أفراد حسب الجدول 3.3. كما نلاحظ، من جهة أخرى، اختلاف التطور في مستوى النموذجين، بحيث تمثل أكبر معدل زيادة لنسب أفراد أسر ذات الحجم اقل من ثلاثة أفراد في المقدار 35.27% بين المسحين 2002 و 2006 خص نسب أفراد الأسر القاطنة في المناطق الحضرية، أما أكبر معدل نقصان فتمثل في القيمة 78.61% مس نسب أفراد الأسر القاطنة في المناطق الحضرية بين تعداد 1966 و مسح 2002. في حين قدر أكبر معدل تغير نحو الزيادة لنسب أفراد الأسر ذات الحجم من أربعة إلى ستة أفراد بالقيمة 38.82% خص نسب أفراد الأسر القاطنة في المناطق الحضرية بين تعداد 1977 و مسح 2006، أما أكبر معدل تناقص قيمته 25.69% خص المرحلة 1966 - 2002 لأسر المناطق الريفية.

3- الأسر ذات الأحجام 7 أفراد وأكثر:

شهدت نسب أفراد الأسر ذات الأحجام الأكبر من ستة أفراد في منحنى تطورها وتيرة معاكسة تماما و بشكل مطلق لتطور نسب أفراد النماذج السابقة (1-3 أفراد و 4-6 أفراد)، بحيث مرت هي الأخرى بأربع مراحل مختلفة خلال مسار تغيرها، في مرحلتها الأولى تميزت بالصعود ثم الانخفاض في مرحلة ثانية لتعود الصعود مرة أخرى في المرحلة الثالثة، و في مرحلتها الرابعة عادت نسبتها إلى الانخفاض. يلاحظ بصفة عامة أن نسب الأفراد المنتمين إلى هذه الأحجام الأسرية مثلت النسبة الأكثر انتشارا بين مجموع الأسر المكونة للمجتمع الجزائري في كامل التعدادات و خاصة في مسح 2002.

لإيضاح التذبذبات التي شهدتها نسب أفراد هذه الأحجام الأسرية أثناء مسار تطورها خلال مراحلها الأربعة، نستعين بالمخطط رقم 7.3، والذي تم إنشاؤه اعتمادا على بيانات الجدول رقم 3.3، بمجرد ملاحظته يتبين انه في مسار خطي معاكس بشكل كلي للمخططين رقم 3.3 و رقم 5.3 الخاصان بنسب أفراد نموذجي الحجمين السابقين.

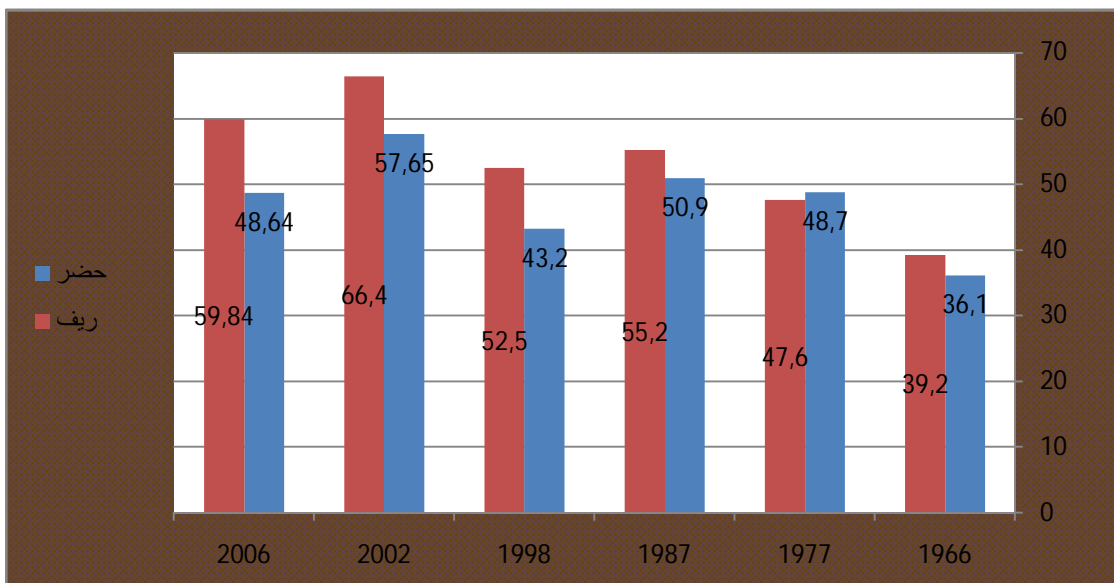


مخطط 7.3 : تطور نسبة الأسر ذات الحجم 7 أفراد فأكثر من 1966 إلى 2006

المرحلة الأولى : بدأت هذه المرحلة من سنة 1966 الموافقة لانجاز التعداد الأول بعد الاستقلال منتهية بتاريخ انجاز تعداد 1987، مستوفية بذلك ثلاثة تعدادات متتالية، تميزت بها نسب أفراد الأسر ذات الأحجام الأكبر من ستة أفراد بالارتفاع، بحيث شهدت زيادة ملحوظة و هامة، و ذلك بانتقال نسبتهم من 38% حسب نتائج تعداد 1966 إلى 48.1 % تبعا لنتائج تعداد 1977، ثم تزايدت نسبتهم إلى 53% بحلول تعداد سنة 1987 استنادا لمعطيات الجدول رقم 3.3، مسجلة بهذا الارتفاع معدل زيادة قدره 26.57% بين

التعدادين 1966 و 1977، و معدل زيادة قدره 10.19% بين تعدادي 1977 و 1987، محققة بهذا معدل زيادة إجمالية معتبرة خص كل الفترة قدره 39.47% تبعا لبيانات الجدول رقم 8.3.

ارتبطت هذه الزيادة بارتفاع نسبي أفراد الأسر ذات الأحجام الأكثر من ستة أفراد في الوسطين السكنيين معا، و لكن بنوع من التفاوت في الارتفاع بين الوسطين. و هذا ما يوضحه بشكل بارز المخطط رقم 8.3 الخاص بتطور نسبة أفراد الأسر ذات الحجم سبعة أفراد فما فوق من 1966 إلى 2006 حسب المنطقة السكنية حضر و ريف، الذي تم إنشاؤه استنادا إلى معطيات الجدول رقم 3.3.



مخطط 8.3 : تطور نسبة الأسر ذات الحجم 7 أفراد فأكثر من 1966 إلى 2006 حسب المنطقة السكنية

ارتفعت نسبة أفراد هذه الأحجام الأسرية في الوسط الحضري من 36.1% خلال تعداد 1966 إلى 48.7% حسب تعداد 1977، و واصلت ارتفاعها حتى بلوغ 50.9% تبعا لتعداد 1987، و هذا ما يوضحه الجدول رقم 3.3 و المخطط أعلاه. محققة معدل زيادة عام معتبرا مس كل هذه المرحلة قدره 41% (الجدول 8.3). أما في الوسط الريفي فحققت النسبة محل المتابعة زيادة أكبر من نظيرتها في الحضر، إذ ارتقت من 39.2% حسب تعداد 1966 إلى 47.6% استنادا لتعداد 1977، ثم واصلت ارتفاعها إلى أن وصلت القيمة 55.2% حسب نتائج تعداد 1987، مسجلة معدل زيادة قدره 21.43% بين التعدادين 1966 و 1977، في حين بلغ معدل الزيادة الخاصة بهذه المرحلة المقدار 15.97% حسب ما لوحظ في الجدول رقم 8.3.

المرحلة الثانية: غطت هذه المرحلة الفترة بين التعدادين 1987 و 1998، امتازت هذه بتراجع نسب أفراد هذه الأحجام من الأسر من مجموع سكان الجزائر، بحيث انخفضت من 53% حسب نتائج تعداد 1987 إلى 47% تبعاً لنتائج تعداد سنة 1998 استناداً إلى ملاحظة الجدول رقم 3.3، مسجلة بهذا الانخفاض معدل تغير نحو النقصان قدره 11.32% حسب ما ورد من نتائج الجدول 8.8، نتج انخفاض هذه النسبة عن تراجع نسبة أفراد هذه الأحجام للأسر القاطنة بالوسط الحضري بشكل كبير مقارنة بانخفاضها لدى الأسر القاطنة بالوسط الريفي، إذ تراجعت نسبتهم في حدود المرحلة من 59.9% إلى 43.4% بالأوساط الحضرية مقابل 55.2% إلى 52.5% بالأوساط الريفية، مسجلة معدلي تغير نحو التناقص 15.13% و 4.89% على مستوى الحضر و الريف على الترتيب حسب الجدول رقم 8.3.

المرحلة الثالثة: غطت هذه المرحلة الفترة بين تعداد 1998 و مسح 2002، تميزت هذه المرحلة بمعاودة ارتفاع نسب أفراد هذا النوع من الأحجام الأسرية، إذ تبعت خلالها النسب سلوك الارتفاع من 47% حسب نتائج تعداد سنة 1998 إلى 61.22% استناداً لمعطيات مسح 2002 و هي أكبر نسبة أفراد من مجموع سكان الجزائر المسجلة على مستوى النماذج الحجمية على الإطلاق (مختلف الأحجام) مهما كان تاريخ الملاحظة دون النظر إلى الوسط السكاني حسب ما ورد من معطيات الجدول رقم 3.3، مسجلة بذلك معدل ارتفاع قدره 30.26% حسب الجدول رقم 3.8.

هذا الارتفاع جاء كنتيجة لزيادة نسب أفراد الأسر ذات الأحجام أكثر من ستة أفراد في كلى الواسطين السكنيين الحضري و الريفي، مع نوع من التباين في نسب الزيادة بينهما، في الوسط الحضري انتقلت نسبتهم من 43.2% حسب تعداد سنة 1998 إلى 57.65% حسب مسح 2002، أما في الوسط الريفي فارتفعت من 52.5% تبعاً لتعداد سنة 1998 إلى 66.40% استناداً لمسح 2002 حسب ما لوحظ في الجدول رقم 3.3، محققة معدلي تغير نحو الزيادة مقدارهما 33.45% و 26.48% على الترتيب في الواسطين حضر و ريف على الترتيب.

المرحلة الرابعة: استمرت هذه المرحلة مدة أربع (04) سنوات، بين المسحين الوطنيين 2002 و 2006، عاودت خلال هذه المرحلة نسبة أفراد الأسر ذوات الأحجام الكبيرة المكونة من سبعة أفراد فما فوق انخفاضها، بحيث تراجعت هذه النسبة من 61,22% من مجموع نسب أفراد الأسر الجزائرية خلال مسح 2002 إلى 53.6% حسب نتائج مسح 2006 استناداً لمعطيات الجدول رقم 3.3، مسجلة بهذا معدل تغير نحو النقصان قدره 12.45% حسب بيانات الجدول 8.3. يعود سبب تراجع هذه النسبة إلى تناقص نسبة الأفراد المنتمين لأسر ذات الحجم محل الملاحظة في المناطق الحضرية بشكل اخص، بحيث تراجعت نسبتهم من 57.65% إلى 48.64% بين الحدود الزمنية لهذه المرحلة، مسجلة بهذا التراجع معدل انخفاض قدره 15.63% الذي يعد اكبر معدل تناقص شهدته نسبة أفراد الأسر ذات الأحجام الأكبر من ستة أفراد

على الإطلاق على امتداد طول فترة الدراسة حسب معطيات الجدول رقم 3.3، بينما انخفضت نسبتهم في المناطق الريفية من 66.4% إلى 59.84%، مسجلة معدل تغير متجه للنقصان بمقدار 9.88%.

عموماً، حسب الجدول رقم 8.8، نلاحظ الاتجاه العام لمسار تطور الأسر ذات الأحجام الكبيرة المحتوية سبعة أفراد فما أكثر في الجزائر كان نحو الزيادة و الارتفاع حين أخذنا نتائج تعداد 1966 كنقطة مرجعية للمقارنة، لكن التغير الكمي لمعدلات الزيادة كان بتباين كبير بين تواريخ الملاحظة و السنة المرجعية 1966، و انحصر في المجال 19.67% كحد أدنى بين تعدادي 1966 و 1998 خص المنطقة السكنية الحضرية، و 69.39% كحد أقصى بين تعداد 1966 و المسح الوطني لسنة 2002 خص المنطقة السكنية الريفية.

3.3 - العوامل المسببة لتطورات أحجام الأسر من 1966 إلى 2002 :

ترجع التطورات والتغيرات التي مست متوسط حجم الأسر الجزائرية على امتداد فترة الملاحظة محل اهتمامنا في هذه الدراسة انطلاقاً من 1966 وصولاً إلى سنة إجراء المسح الوطني المتعدد المؤشرات لسنة 2006، إلى عدة عوامل ديموغرافية، اقتصادية و اجتماعية متداخلة فيما بينها، تربطها ببعضها البعض علاقات معقدة تتأثر و التأثير بعضها في البعض الآخر من جهة، و من جهة أخرى تأثرها على متوسط حجم الأسرة الجزائرية، إلى درجة صعوبة تمييز العامل المؤثر من العامل المؤثر فيه. على هذا الأساس سنحاول رصد و كشف مجموعة العوامل و الأسباب التي ساهمت في تغير متوسط حجم الأسرة الجزائرية نحو الزيادة أو النقصان، أو على الأقل أهم هذه العوامل ذات الطابع الديموغرافي أساساً مروراً بالعوامل ذات الطابع الأخرى ضمناً. و سنركز بصورة أكثر على المتغيرات الديموغرافية دون غيرها، كون المتغير محل المتابعة أي متوسط حجم الأسرة الجزائرية متغير ديموغرافي و يتأثر بصورة اخص بالعوامل (المتغيرات) الديموغرافية، في حين تتداخل مجموعة من العوامل الأخرى كالعوامل الاقتصادية و الاجتماعية لتؤثر في المتغير محل الملاحظة و لكن كمتغيرات وسيطية.

1.3.3 - العوامل الديموغرافية :

كان للعوامل الديموغرافية الأثر الواضح في تغير و تطور متوسط حجم الأسر الجزائرية في كنه العام، و كذا على مستوى متوسط حجم الأسر القاطنة في المناطق الحضرية و المناطق الريفية على حد سواء، و ذلك نتيجة عدة إصلاحات و سياسات سكانية و صحية تبنتها الجزائر منذ الاستقلال، إضافة إلى طول مرحلة الملاحظة زمنية التي انجر عنها تغير في الذهنية، الفناعة و السلوك الديموغرافي الذي تمخض عنه نشوء ثقافة ديموغرافية تختلف عن السابق تميّز بها أرباب الأسر و العائلات الجزائرية، كل هذا ترك

آثارا واضحة على السن الأول للزواج، المواليد، الوفيات و بالأخص وفيات الأطفال الرضع، أمل الحياة عند الولادة و معدل شغل المساكن و الغرف.

أ- **السن المتوسط الأول للزواج:** قبل الشروع في كشف العلاقة بين السن المتوسط الأول للزواج كمتغير، و متوسط حجم الأسرة الجزائرية كمتغير ثان، و يجب أولا تقديم مفهوم ديموغرافي له، إذ تعارف أهل علم الديموغرافيا على أنه متوسط عدد السنوات التي يقضيها الأشخاص العزاب الذين يتزوجون قبل سن الخمسين، و يعتبر مؤشرا رئيسيا يسمح لنا بقياس مدى تقدم أو تأخر سن الزواج¹.

بعد رصدنا لمراحل تطور الحجم المتوسط للأسرة الجزائرية فيما تقدم كمتغير منفصل، سنخرج على مراحل تطور السن المتوسط الأول للزواج في الجزائر كمتغير آخر، ثم محاولة الكشف على جوهر العلاقة الرابطة بينهما. الجدول رقم 9.3، يبين تطور السن الأول للزواج في الجزائر حسب الجنس (ذكور - إناث) ابتداء من سنة 1966 إلى غاية 2008، تم جمع المعطيات الملخصة فيه اعتمادا على التعدادات المنجزة في الجزائر من 1966 إلى غاية 2008 و المسوح الوطنية.

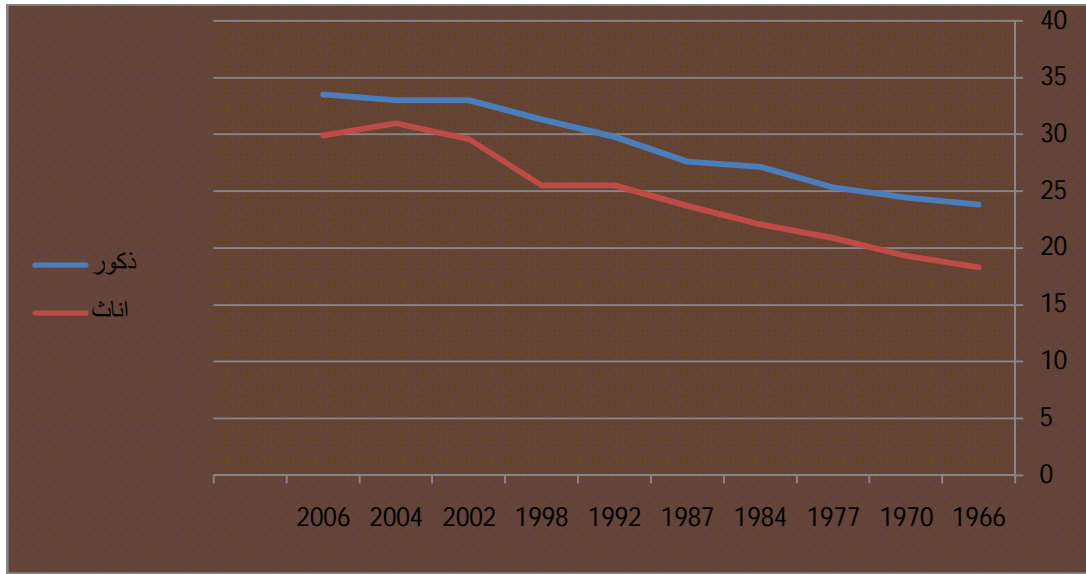
جدول رقم 10.3 : تطور السن المتوسط الأول للزواج من سنة 1966 إلى سنة 2008 حسب الجنس

السنة	الجنس		معدل التغير (%)	
	الذكور	الإناث	الذكور	الإناث
1966	23,8	18,3	سنة مرجعية	
1970	24,4	19,3	2,52	5,46
1977	25,3	20,9	6,30	14,21
1984	27,1	22,1	13,87	20,77
1987	27,6	23,7	15,97	29,51
1992	29,8	25,5	25,21	39,34
1998	31,3	25,5	31,51	39,34
2002	33	29,6	38,66	61,75
2004	33	31	38,66	69,40
2006	33,5	29,9	40,76	63,39

المصدر: - التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1966، 1977، 1987 و 1998
 - المسح الوطني للتخطيط، الخصوبة و صحة السكان 1992
 - Statistique (séries) Démographie n° 17 , O.N.S Alger 1989
 - المسح الوطني لصحة الأسرة (PAFAM 2002) .
 - المسح العنقودي متعدد المؤشرات (MICS 2006)

¹ Nacer-eddine Hammouda, Kahina Cherfi Feroukhi, La nuptialité en Algérie, quelle transition , CREAD division économie social, Alger

من خلال ملاحظتنا للجدول رقم 9.3، بصورة إجمالية نجد أن السن المتوسط الأول للزواج في الجزائر عرف ارتفاعا مستمرا ابتداء من سنة 1966 مس الجنسين معا على حد سواء، بحيث انتقل عند الذكور من 23,8 سنة تبعاً لنتائج تعداد 1966 إلى 33,5 سنة تبعاً لنتائج مسح 2006، مروراً بالسن 29,8 استناداً لنتائج مسح 1992، أي بفارق عشر سنوات تقريباً (9,7 سنوات)، محققاً بذلك معدل تغير نحو الزيادة قدره 40,76% خلال كامل فترة الملاحظة أي تزايد بما يقارب النصف. أما عند الإناث فانتقل السن المتوسط الأول للزواج من 18,3 سنة حسب تعداد 1966 إلى 29,9 سنة وفقاً لنتائج 2006 مسح، بفارق يربو عن إحدى عشر سنة (11,6)، مسجلاً معدل زيادة قدره 63,39%، وهو أكبر من معدل التغير الذي سجله السن المتوسط للزواج الأول عند الذكور، كما يلاحظ أن السن المتوسط للزواج الأول عند الذكور أكبر منه عند الإناث مهما كانت سنة الملاحظة خلال كامل فترة الدراسة، وهذا ما يبينه بشكل أوضح المخطط البياني رقم 9.3، الذي تم إنشاؤه اعتماداً على بيانات الجدول رقم 9.3.



مخطط 9.3 : تطور المتوسط الأول للزواج من 1966 إلى 2006 حسب الجنس

عند ملاحظتنا للجدول رقم 9.3 بشكل أكثر تفصيلاً، أي مروراً بالسنوات البيئية للملاحظة، لمتابعة التغير في السن المتوسط الأول للزواج، و ليكن بين كل عشر سنوات أي التواريخ الموافقة لانجاز التعدادات في الجزائر، لوجدناه يسير دائماً نحو الارتفاع أي نحو التأخر في الزواج، و لكن بتفاوت بين سنوات الملاحظة عند كلى الجنسين، و هذا ما يبرزه الجدول رقم 10.3 المستخلص من بيانات الجدول رقم 9.3، الذي نلخص فيه معدلات التغير السن المتوسط الأول للزواج بين كل تعداد و التعداد الموالي له مباشرة.

جدول رقم 11.3 : تطور السن المتوسط الأول للزواج خلال التعدادات حسب الجنس

التعداد	الجنس		معدل التغير	
	ذكور	إناث	ذكور	إناث
1966	23,8	18,3	سنة مرجعية بالنسبة لسنة 1977	
1977	25,3	20,9	6,30	14,20
1987	27,6	23,7	9,09	13,39
1998	31,3	25,5	13,40	7,58
2008	33	29,9	5,43	17,25

من خلال معطيات الجدول رقم 10.3، نلاحظ أن التغير في معدل السن المتوسط الأول للزواج اتجه نحو الارتفاع بين تعدادي 1966 و 1977 لدى الجنسين معا، محققا معدل تغير مقداره 6.3% و 14.2% على الترتيب، يمكن إرجاع ذلك إلى انخفاض معدلات الطلاق من جهة، وجهة أخرى إلى تراجع معدل العزوبية النهائية من 3.6% سنة 1954 إلى 2.1% سنة 1966 ثم إلى 2.9% سنة 1969¹ و ذلك على المستوى الوطني، لان انخفاض عدد حالات الطلاق يترتب عليها قطعا قلة حالات إعادة الزواج التي غالبا ما يكون الطرف الثاني فيها متقدما في السن سواء كان ذكر أو أنثى، كما أن انخفاض معدلات العزوبية النهائية يترتب عنها زواج بعض الأفراد ذكورا كانوا أو إناث و لكن في أعمار متأخرة، كون العزوبية النهائية تبدأ ديموغرافيا ابتداء من السن خمسين (50) سنة سنندا لمفهوم السن الأول للزواج الذي سبق تقديمه. إضافة إلى ذلك صدور القانون 63-224 بتاريخ 29 جوان 1963 الذي تم فيه تحديد السن الأدنى القانوني للزواج بستة عشر (16) سنة لدى الإناث و ثمانية عشر (18) سنة لدى الذكور². الذي ساهم في رفع السن المتوسط الأول للزواج في السنوات التي تلتها، لكن رغم انخفاض هذه الأعمار، غالبا ما لا تحترم خاصة في المناطق الريفية.

فيما يخص السنوات العشر التالية، أي بين تعدادي 1977 و 1987، تم تسجيل ارتفاع في السن المتوسط الأول للزواج لدى الجنسين بحيث بلغ 27,6 لدى الذكور سنة 1987 في حين وصل إلى 23,7 سنة عند الإناث، مسجلا بهذا معدل تغير اتجه الزيادة اكبر من التغير الذي شهدته السنوات العشر السابقة. كما يلاحظ أن معدل التغير عند الإناث في هذه الفترة اكبر من نظيره لدى الذكور، بحيث وصل مقدار التغير نحو الارتفاع القيمتين 13.39% و 9.09% عند الإناث و الذكور على الترتيب، يمكن إرجاع كبر معدل

¹ السعيد مربيبي، التغيرات السكانية في الجزائر، المؤسسة الوطنية للكتاب، 1970، ص 130

² Ali Kouaouci, gènes et évolution de la politique de population en Algérie(1962-1994), p36

التغير لدى المتوسط الخاص بالنساء مقارنة بنظيره عند الذكور إلى تبلور نوع من الثقافة الصحية ذات البعد الديموغرافي خاصة فيما يتعلق بالحمل والإنجاب، إذ أشار عبد القادر القصير إلى نشوء مثل هذه الثقافات في المجتمعات العربية و من بينها الجزائر، بحيث يرى أن التشريعات الخاصة بتحديد السن في المجتمعات العربية قد نشأت نتيجة شيوع معتقدات جديدة حول الصحة و الخصوبة و أهمية الحياة الأسرية و لتلاقي الأضرار الصحية و الاجتماعية التي تنشأ من الزواج بين صغار السن، و عادة ما يعتبر الولد مؤهلاً للزواج عندما يبلغ 20 سنة من العمر و تعتبر الفتاة مؤهلة للزواج عندما تبلغ 18 سنة من العمر¹. إضافة إلى بروز بعض العوامل ذات البعد الاجتماعي و لكن بتأثير ديموغرافي بين أوساط الأسر الجزائرية و الأفراد، مست الإناث يشكل أخص، فحسب الدراسة التي قام بها Jacques Vallin التي أجراها في الجزائر سنة 1970 بهدف الكشف عن المحددات السوسيو اقتصادية المؤثرة على سن الزواج عند النساء، تبين أن التعليم عند الإناث من بين أكثر العوامل تأثيراً على تأخير سن الزواج لديهن، بحيث خلص الباحث في نهاية دراسته إلى التحقق من وجود بعدين لتأثير هذا العامل. البعد الأول ديموغرافي مباشر، و هو طول فترة تدرس الإناث قد يؤخر زواجهن لسنوات عديدة، أما البعد الثاني فاجتماعي غير مباشر، و هو أن المرأة كلما زاد مستواها التعليمي كلما قل تأثير العادات و القيم الاجتماعية المحيطة بها و المرتبطة بالزواج المبكر و اتسعت دائرة الحرية في اختيار الشريك المناسب لها في الوقت الذي تراه هي مناسباً و بالتالي تزيد مدة عزوبتها و يتأخر سن زواجها الأول. تدعيماً لنتائج هذه الدراسة، جاءت نتائج المسح الوطني لسنة 1970 مؤكدة لذلك، بحيث بلغ السن المتوسط الأول للزواج عند النسوة اللواتي لم تتلق أي تعليم (عديمات المستوى التعليمي) 18.5 سنة، في المقابل بلغ عند النساء ذوات المستوى التعليمي الثانوي و المستوى العالي حدود 24 سنة.

أما بين تعدادي 1987 و 1998، فنلاحظ أن التغير في المؤشر محل الوصف قد نحا نحواً مخالفاً تماماً للسنوات العشر السابقة عند إدماج متغير الجنس كمتغير مراقبة، بحيث بلغ السن المتوسط الأول للزواج عند الذكور 31,3 سنة في حين وصل إلى 25,5 سنة لدى الإناث، مسجلاً بهذا الارتفاع معدل تغير نحو الزيادة عند الذكور يفوق نظيره لدى الإناث بشكل كبير جداً فهو تقريباً ضعفه، إذ بلغ معدل التغير عند الذكور 13.4% أما عند الإناث فكان 7.58%، يمكن إرجاع هذا التفاوت إلى صدور قانون الأسرة سنة 1884، الذي نص على أن الرجل لا يمكنه الزواج حتى بلوغ السن 21 سنة كاملة، أما المرأة فلا بد أن تتم 18 سنة كاملة، وهذا حسب المادة رقم 7 من قانون الأسرة، تكتمل أهلية الرجل في الزواج بتمام 21 سنة، و المرأة 18 سنة، و للقاضي أن يرخص بالزواج قبل ذلك لمصلحة أو ضرورة²، إضافة إلى ظهور بعض العوامل الاقتصادية التي من شأنها أن ساهمت في ارتفاع السن المتوسط الأول للزواج، بالأخص لدى

¹ عبد القادر القصير، الأسرة المتغيرة في مجتمع المدينة العربية، الطبعة الأولى، بيروت، دار النهضة العربية، 1999، ص 146
² دار العلوم، الزواج و الطلاق في الشريعة و القانون، عنابة، 2011، ص 67

الذكور، كونهم من يتحملون المسؤولية الاقتصادية كاملة عند الزواج، سنتعرض لها بنوع من التفصيل في الفقرات القادمة.

بملاحظة التغير في المؤشر محل المتابعة للمرحلة الأخيرة، أي بين تعدادي 1998 و 2008، نجد أن التغير الحاصل في هذا المؤشر فيما يخص المقارنة في تغيره بين الذكور و الإناث مشابه تماما للفترة الثانية، أي بين تعدادي 1977 و 1987، بحيث نجد أن التغير الحاصل في السن المتوسط الأول للزواج لدى الإناث اكبر بكثير من نظيره لدى الذكور، إذ يعادل أكثر من ثلاث أضعافه، ف سجل معدل ارتفاع عند الإناث مقداره 17.25%، أي ارتفع من 25,5 سنة إلى 29,9 سنة محققا فرق أكثر من خمس سنوات كاملة، في المقابل لم يبلغ معدل التغير عند الذكور سوى القيمة 5.43% و ذلك بارتفاعه إلى 33 سنة. يمكن إرجاع هذا الارتفاع في السن المتوسط الأول للزواج لدى الإناث إلى زيادة نسبة الإناث ذوات المستويات التعليمية العليا، بحيث بلغ هذا المؤشر 33,2 سنة حسب نتائج المسح الوطني لسنة 2002 عند ذوات المستوى الثانوي فما فوق في المقابل بلغ عند النساء الأميات 28,3 سنة أي بفرق خمس سنوات تقريبا بين المستويين التعليميين. و استنادا لنتائج المسح الوطني لسنة 2006 ، فقد بلغ هذا المؤشر 33,1 سنة لدى ذوات المستوى التعليم العالي، في حين وصل إلى 28,7 سنة عند النساء اللواتي لم يتلقين أي تعليم بفرق يقارب الخمس سنوات لدى الإناث في المستويين.

مما سبق من قراءة وصفية لتطور السن المتوسط الأول للزواج في الجزائر من سنة 1966 إلى غاية سنة 2008، و معدلات التغير التي طرأت عليه خلال نفس المدة. و القراءة الوصفية لتطور متوسط حجم الأسرة الجزائرية ومعدلات التغير التي مستها خلال نفس المدة انطلاقا من سنة 1966 كسنة مرجعية للمقارنة. وكذا ملاحظة الجدولين رقمي 1.3 و 9.3، الأول يخص تطور متوسط حجم الأسر الجزائرية أما الثاني فيخص تطور متوسط السن الأول للزواج في الجزائر، يتراء لنا أن لهما مسارين متباينين إلى درجة التناقض، بحيث المؤشر الأول يؤول إلى التناقص أما المؤشر الثاني فيؤول إلى التزايد، فهذا المساران التطوريان للمتغيرين محل المناقشة يوحيان لنا بوجود علاقة عكسية تماما بينهما، أي كلما ارتفع السن المتوسط الأول للزواج أدى ذلك إلى انخفاض متوسط الأسر الجزائرية.

غير أن القراءة الوصفية و الملاحظة و حدهما، غير كافيين لإثبات الطرح السابق المفيد بعكسية العلاقة بين المؤشرين السابقين. للتأكد من صحة وجهة النظر هذه، وجب علينا إثباتها إحصائيا، أي دراسة قوة العلاقة التأثيرية بين المتغيرين محل الملاحظة من الناحية الكمية التي تعكس قوة العلاقة بينهما، و من الناحية الاتجاهية المبينة لمسار التأثير بينهما.

لوصول إلى العلاقة الارتباطية كما و تبيان اتجاهها إحصائيا، نوظف معامل الارتباط الخطي بيرسون بين المتغيرين متوسط حجم الأسرة الجزائرية و متوسط السن الأول للزواج كون كلي المتغيرين

كيمييين. اعتمادا على البيانات المسجلة خلال سنوات الملاحظة، أي نتائج التعدادات الخمسة بدءا 1966 وصولا إلى 2008، و مسحي 2002 و 2006، بمجموع سبعة (07) ملاحظات. هذا المعامل يحسب وفق العلاقة الإحصائية التالية¹:

$$r = \frac{n \sum X_i y_i - \sum X_i \sum y_i}{\sqrt{[n \sum X_i^2 - (\sum X_i)^2]} \sqrt{[n \sum y_i^2 - (\sum y_i)^2]}}$$

بحيث: X يمثل متوسط حجم الأسرة الجزائرية
Y يمثل متوسط السن الأول للزواج
n يمثل عدد سنوات الملاحظة

لتسهيل و تبيان العمليات الحسابية، نلخص خطوات حساب معامل الارتباط الخطي بيرسون بين المتغيرين متوسط حجم الأسرة و متوسط السن الأول للزواج في الجدول التالي:

السنة	سن الزواج (X)	حجم الأسرة (Y)	XxY	X ²	Y ²
1966	23,8	5,92	140,89	566,44	35,04
1977	25,3	6,66	168,49	640,09	44,35
1987	27,6	7,1	195,96	761,76	50,41
1998	31,3	6,3	197,19	979,69	39,69
2002	33	6,36	209,88	1089	40,44
2006	33,5	5,89	197,31	1122,25	34,69
2008	33	5,86	193,38	1089	34,33
المجموع	207,5	44,09	1303,11	6248,23	278,98

بعد استغلال المجاميع المبينة في الجدول أعلاه، و تطبيق العلاقة الإحصائية السابقة لحساب معامل الارتباط بيرسون، نتحصل على قيمة المعامل كنتيجة للعملية الحسابية: $r = -0,344$ ، و بما أن نتيجة معامل الارتباط سالبة، فهذا يثبت و يدل على وجود علاقة عكسية بين المتغيرين متوسط السن الأول للزواج في الجزائر و متوسط حجم الأسرة الجزائرية، أي كلما اتجه المتغير الأول نحو الزيادة انخفضت قيمة المتغير الثاني و العكس صحيح، هذا فيما يخص اتجاه العلاقة بينهما. أما قوة العلاقة الارتباطية كميًا بينهما فهي ضعيفة توّول إلى التوسط (0,344)، لأنه كلما اقترب معامل الارتباط إلى القيمة واحد (1) دل ذلك على قوة العلاقة، و كلما اقترب قيمته إلى الصفر (0) دل على انعدامها.

¹ M. Nukulin, C. Huber, V. Bagdonavičius, V. Nikoulina, COURS de STATISTIQUE MATHÉMATIQUE Modèles, Méthodes, Applications, UNIVERSITE VICTOR SEGALEN BORDEAUX 2, BORDEAUX, 2004/2005

ب - المواليد: تعد الولادات من بين أهم احد الظواهر التي يعنى علم الديموغرافيا بدراساتها، كونها تعتبر أهم أسباب الحفاظ على النوع البشري و استمراريته، فظاهرة الولادة ناتجة عن مجموعة أحداث الولادات الحية أي التي تظهر عليها علامات الحياة عند الوضع مباشرة و يُستثنى منها الأطفال المولودون أمواتا أساسا، بحيث تعرف المنظمة العالمية للصحة الولادة الحية بأنها الاستخراج التام و الكامل للمولود من جسم أمه بعد عملية الانفصال بعد قطع الحبل السري، و يعطي هذا المولود إشارات توحى بالحياة كنبضات القلب أو تحرك احد العضلات¹، إلا انه حسب مصالح الحالة المدنية، فان الأطفال الذين يولدون أحياء ثم يتوفون بعد الولادة مباشرة قبل عملية الإبلاغ و التسجيل على مستوى الحالة المدنية فإنهم يعتبرون كمواليد أموات².

إضافة إلى ذلك، فان معدل المواليد يعد احد محددات و ضوابط مؤشر النمو السكاني، عند التعامل مع هذه الظاهرة على أساس المعدل الخام، لان الأعداد المطلقة للمواليد لا تعطي مؤشرا قويا في حالة المقارنة بين مجتمعين، عن أي هذين المجتمعين أكثر قوة على التجديد و النمو السريع و أيهما اقل سرعة في نموه، و ذلك إذا كانت أعداد المجتمع الأول تختلف عن أعداد المجتمع الثاني بصورة واضحة³. يوصف هذا المعدل بالخام لأنه ينسب ظاهرة الولادة إلى مجموع السكان ككل دون الأخذ بعين الاعتبار التمايز بين الأفراد من ناحية التركيبة العمرية أي (الأعمار) أو التركيبة النوعية (الجنس) أو أي صفة أخرى يمكن للسكان حملها، و يحسب هذا المعدل بقسمة جملة المواليد الأحياء خلال السنة مضروبا في ألف (1000) على عدد السكان في منتصف السنة لنفس البلد محل الدراسة، و بهذا فهو يعبر على عدد المواليد خلال السنة لكل ألف ساكن مترجما بذلك شدة انتشار ظاهرة المواليد بين سكان البلد.

دون أدنى شك فان لعدد المواليد في الجزائر و التغيير الذي مس مستويات معدله خلال الفترة الممتدة من سنة 1966 إلى غاية سنة 2002 تأثير مباشر على التغيير في اتجاهات متوسط حجم الأسرة، قبل محاولة تسليط الضوء على العلاقة بين المتغيرين معدل المواليد و متوسط حجم الأسرة في الجزائر، و جب علينا أولا تتبع مراحل تطور معدل المواليد كخطوة أولى، ثم كخطوة ثانية مقارنة التطور الحاصل في مسار المتغيرين أي متوسط حجم الأسرة و معدل المواليد . و الجدول رقم 11.3، يلخص المعطيات الخاصة بمعدل المواليد على مستوى الجزائر ابتداء من 1966 إلى غاية 2006 التي تم جمعها من منشورات الديوان الوطني للإحصائيات و اللجنة الوطنية للسكان بوزارة الصحة السكان و إصلاح المستشفيات.

¹ Gendreau F, La population d'Afrique, Kartala ed, CEPED, 1993, p 268.

² Louis Henry, Démographie analyse et modèle , INED, Paris, 1984, P 54.

³ احمد علي إسماعيل، أسس علم السكان و تطبيقاته الجغرافية، دار الثقافة للنشر و التوزيع، القاهرة، ط 8، 1997، ص 38.

عند تتبعنا لمعدلات المواليد الخام المسجلة في الجزائر، نجد أن الجزائر في سنواتها الأولى التي عقيت استقلالها مباشرة عرفت معدلات مواليد خام اقل ما يمكن وصفها به أنها كانت جد مرتفعة، بحيث تميز المجتمع الجزائري خلال العشر سنوات الأولى للاستقلال بانتهاجه السلوك الانجاني المرتفع إذ بلغ معدل المواليد مستويات فاقت 50% في السنوات 1963، 1964، 1966 و 1967 التي بلغ فيها القيم 52,1% ، 50,1% ، 50,5% و 50,1% على الترتيب¹ ، كما تم تسجيل معدلات مرتفعة متعاقبة عبر السنوات إلى غاية سنة 1970 التي تعد بمثابة نقطة انعطاف و تحوّل في هذا المؤشر نحو الانخفاض على امتداد فترة الدراسة حسب معطيات الجدول رقم 11.3، كما يلاحظ من خلال نفس الجدول انخفاض بوتيرة سريعة نسبيا في المعدل الخام للمواليد، بحيث انخفض بفرق عشر (10) نقاط تقريبا بين كل عشرية و أخرى. فقيمه عموما و ليس إطلاقا، فاقت الخمسين في سنوات الستينات، لتتراجع إلى الأربعين في سنوات السبعينات، ثم انخفضت إلى الثلاثين في سنوات الثمانينات، وصولا إلى العشرين في التسعينات. و هذا ما يبينه المخطط رقم 10.3 الذي تم إنشاؤه اعتمادا على معطيات الجدول رقم 11.3.

¹ وزارة الصحة و السكان و إصلاح المستشفيات، تقرير اللجنة الوطنية للسكان، 2000، ص 63

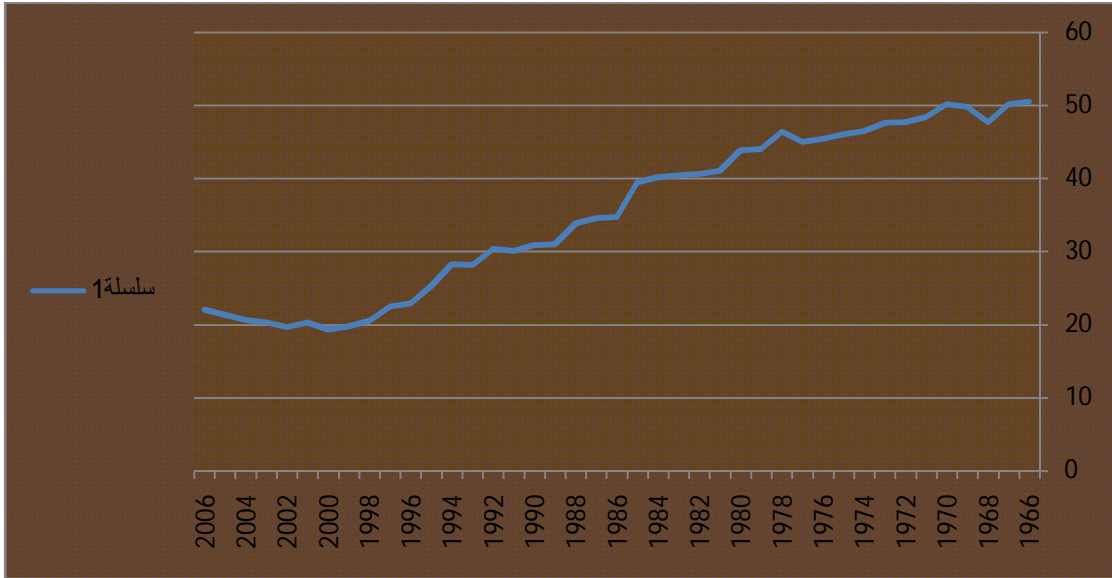
جدول رقم 12.3 : تطور معدل المواليد في الجزائر من سنة 1966 إلى سنة 2006

السنة	معدل المواليد ‰	السنة	معدل المواليد ‰
1966	50,5	1987	34,6
1967	50,12	1988	33,91
1968	47,7	1989	31
1969	49,81	1990	30,94
1970	50,16	1991	30,14
1971	48,44	1992	30,41
1972	47,73	1993	28,22
1973	47,62	1994	28,24
1974	46,5	1995	25,33
1975	46,05	1996	22,91
1976	45,44	1997	22,51
1977	45,02	1998	20,58
1978	46,36	1999	19,82
1979	44,02	2000	19,36
1980	43,86	2001	20,3
1981	41,04	2002	19,68
1982	40,6	2003	20,36
1983	40,4	2004	20,67
1984	40,18	2005	21,36
1985	39,5	2006	22,07
1986	34,73		

المصدر: - الديوان الوطني للإحصائيات، الحوصلة الإحصائية 1962-2011، ص 3
- وزارة الصحة و السكان و إصلاح المستشفيات، تقرير اللجنة الوطنية للسكان، 2000، ص 63

إجمالاً ، بعد التمعن في بيانات الجدول أعلاه و المخطط رقم 10.3، يمكن تقسيم مراحل تطور المعدل الخام للمواليد في الجزائر إلى مراحل ثلاث. المرحتان الاولتان، و هما الأطول زمنياً تتوافقان في

سير خط الاتجاه العام لمعدل المواليد نحو الانخفاض، لكنهما تختلفان في ذلك كما، أما المرحلة الثالثة فتخالف سابقتها في اتجاه سيرورة المؤشر محل الملاحظة لكنها تتوافق معهما في بقاء قيمته منخفضة كما.



مخطط 10.3 : تطور معدل المواليد الخام في الجزائر من 1966 إلى 2006

المرحلة الأولى: بدأت هذه من 1966 منتهية عند 1985، لم يتم اختيار سنة انتهاء هذه المرحلة عشوائيا، أي سنة 1985، بل لأنها السنة التي توافقت تسجيل أكبر عدد مواليد على الإطلاق في الجزائر على امتداد فترة الدراسة، بحيث بلغ عدد المواليد الأحياء المسجلين خلالها 864000 مولود حي (ولادات حية بعد التصحيح) حسب الديوان الوطني للإحصائيات، و 845381 مولود حي حسب المعطيات المستقاة من تقرير اللجنة الوطنية للسكان بوزارة الصحة و السكان و إصلاح المستشفيات لسنة 2000، و حسب نفس المصدر فقد تم تسجيل أكثر من 800000 مولود حي سنويا خلال السنوات الثلاثة السابقة لها، امتازت هذه المرحلة عموما بتسجيل معدلات مواليد خامة سنوية مرتفعة بالرغم من تراجعها سنويا من سنة إلى لاحقتها، بحيث انخفض المعدل من 50,5% سنة 1966 إلى 39,5% سنة 1985، بتراجع قدره 11 نقطة في المعدل إجمالا، مسجلة بذلك معدل تغير نحو الانخفاض مقداره 21,78% مقارنة مع ما تم تسجيله سنة 1966 حسب معطيات الجدول رقم 12.3 الذي تم فيه تلخيص معدلات التغير التي تم حسابها اعتمادا على معطيات الجدول رقم 11.3، و هو الأكبر خلال هذه المرحلة مما يؤكد ديمومة التراجع.

حسب نفس الجدول أكبر نسبة تغير نحو التراجع السنوي أي بين سنة و السنة السابق لها مباشرة سجلت بين سنتي 1980 و 1981 بقيمة 6,42%، أما أكبر نسبة تغير نحو الزيادة فسجلت بين سنتي 1969 و 1968 بقيمة 4,42%، بشكل عام أغلب نسب التغير السنوية في معدل المواليد الخاصة بهذه المرحلة سالبة بقيم مطلقة تقترب من الواحد أو تفوقه مما يدل على الانخفاض السنوي المعتبر في قيمة هذا المؤشر.

يمكن إرجاع أسباب بقاء معدلات المواليد مرتفعة خلال هذه المرحلة بالرغم من تراجعها الملموس من سنة إلى أخرى إلى كون الجزائر كانت دولة حديثة الاستقلال ما يقارب عشرين سنة (20) بعد استقلالها، مما يجعل الدولة غير مهتمة بدرجة كبيرة بالمشاكل الديموغرافية أو بتعبير آخر ليس المشكل الديموغرافي المتمثل في التزايد السكاني السريع نسبيا الناتج عن ارتفاع عدد المواليد السنوي، و ما ينجر عنه احد أهم أولوياتها في حين كانت منشغلة بترميم ما تركته سنوات التحرير في العهدة الاستعمارية على شتى القطاعات، و منشغلة ببناء اقتصاد وطني من شأنه النهوض بالبلاد في شتى المجالات و بالأخص الصناعة و الزراعة، إضافة إلى ذلك الثقافة الديموغرافية المنتشرة و المترسخة بين أوساط الأسر الجزائرية المبنية على إنجاب أكبر عدد ممكن من الأولاد في كلى الواسطين على حد سواء.

كما تداخلت مجموعة أسباب أخرى كما أورد مربيعي السعيد منها انتهاء الحرب التحريرية واستقرار الأمن والنظام، ارتفاع معدلات الزواج مما أدى إلى ارتفاع نسبة الخصوبة، ارتفاع مستوى المعيشة وانتشار الرعاية الطبية عبر الفترات السابقة¹، كما أن الدولة الجزائرية أو بتعبير أدق السياسة السكانية في الجزائر لم تكن معارضة بشكل قاطع للنمو السكاني أو الزيادة العددية للسكان بحيث كانت تعتقد و تؤمن بايجابيتها، و الدليل على ذلك أن الجزائر من بين الدول التي عارضت برامج تنظيم الأسرة إذ كانت تعتبرها مؤامرة امبريالية تهدف إلى تحديد سكان الدول النامية خلال انعقاد مؤتمر بوخارست الدولي للسكان عام 1974م الذي برزت فيه صراعات فكرية حول السكان والتنمية ونتاج عنه شعار يؤكد على أن التنمية هي أفضل وسائل "تنظيم الأسرة" ، هذا من جهة ومن جهة أخرى أن كل المتغيرات الديموغرافية لم تدخل في الحسبان عند انجاز المخططات التنموية ذات الطابع الاقتصادي الخاصة بهذه الفترة، و كأن الجزائر كانت مطمئنة تجاه أعداد المواليد المسجلة سنويا بالرغم من كبر حجمها مقارنة بما سجل على مستوى الدول الأخرى.

المرحلة الثانية: امتدت هذه المرحلة منسنة 1985 إلى غاية مطلع الألفية الثالثة (2000)، امتازت هذه المرحلة كسابقتها، إذ تشتركان في نفس خط سير الاتجاه العام لمعدل المواليد أي تتجهان كلاهما نحو الانخفاض، إلا أن المعدلات السنوية الخاصة بهذه المرحلة اقل كميًا مقارنة بنظيرتها المسجلة في المرحلة السابقة، بحيث بلغ معدل المواليد الخام لسنة 1986 القيمة 34,37% في حين كان عند بداية المرحلة السابقة 50,5% مسجلا معدل تغير باتجاه التناقص بين بداية المرحلتين مقداره 31,22% (بين سنتي 1966 و 1986)، ليتراجع في نهاية هذه المرحلة إلى 19,36% في حين كان عند نهاية المرحلة السابقة 39,5% بفرق أكثر من 20 نقطة حسب معطيات الجدول رقم 11.3، و ما يلاحظ من خلال الجدول رقم 12.3 أن معدل المواليد عرف معدل تراجع بين سنتي 1986 و 1966 قيمته 61,66% و هي أكبر نسبة انخفاض على الإطلاق بين سنوات الملاحظة و السنة المرجعية 1966.

¹مربيعي السعيد، التغيرات السكانية في الجزائر، المؤسسة الوطنية للكتاب، الجزائر، 1984، ص118

جدول رقم 13.3 : تطور نسب التغير في معدل المواليد الخام في الجزائر من سنة 1966 إلى سنة 2006

السنة	بالنسبة للسنة القبلية	بالنسبة لـ 1966	السنة	بالنسبة للسنة القبلية	بالنسبة لـ 1966
1966	سنة مرجعية				
1967	-0,75	-0,75	1987	-0,37	-31,48
1968	-4,82	-5,54	1988	-1,99	-32,85
1969	4,42	-1,36	1989	-8,58	-38,61
1970	0,707	-0,67	1990	-0,19	-38,73
1971	-3,42	-4,07	1991	-2,58	-40,31
1972	-1,46	-5,48	1992	0,89	-39,78
1973	-0,23	-5,70	1993	-7,20	-44,11
1974	-2,35	-7,92	1994	0,07	-44,07
1975	-0,96	-8,81	1995	-10,30	-49,84
1976	-1,32	-10,01	1996	-9,55	-54,63
1977	-0,92	-10,85	1997	-1,74	-55,42
1978	2,97	-8,19	1998	-8,57	-59,24
1979	-5,04	-12,83	1999	-3,69	-60,75
1980	-0,36	-13,14	2000	-2,32	-61,66
1981	-6,42	-18,73	2001	4,85	-59,80
1982	-1,07	-19,60	2002	-3,05	-61,02
1983	-0,49	-20	2003	3,45	-59,68
1984	-0,54	-20,43	2004	1,52	-59,06
1985	-1,69	-21,78	2005	3,33	-57,703
1986	-12,07	-31,22	2006	3,32	-56,29

التراجع الكبير نسبيا في المعدلات الخام السنوية للمواليد في الجزائر خلال هذه المرحلة، في حقيقة الأمر لا يمكن نسبه و إرجاعه إلى سبب واحد بعينه، و لكنه أتى كنتيجة حتمية لمجموعة من الأسباب منها

الديموغرافي و منه غير ذلك، منها ما كان على مستوى القناعات الفردية، ومنها ما كان كإرادة سياسية من طرف الدولة. ففي سنة 1988 كان الأفراد الذين تقل أعمارهم عن 30 سنة يمثلون نسبة 75% من مجموع سكان الجزائر¹، و بحلول سنة 1997 أصبحت نسبة الأفراد الذين تقل أعمارهم عن 39 سنة يمثلون نسبة 69.3% من مجموع السكان²، هذه النسب من شأنها رفع معدلات الإعالة التي غالبا ما تكون على عاتق مسؤوليات أرباب الأسر، و كذا الرفع من مستويات الإنفاق الحكومي خاصة قطاعي التعليم و الصحة من طرف الدولة.

في النصف الثاني من سنوات الثمانيات بدأت الجزائر تشعر بضرورة مسالة تنظيم الأسرة بعد تزايد سكانها وانتشار البطالة، والانهيار الحاد لأسعار البترول سنة 1986 من 42 دولار للبرميل إلى حدود 12 دولار، في حين كانت عائدات العملة الصعبة في الجزائر من قطاع المحروقات تمثل ما يقارب 98% من مجموع عائداتها و ما صعّد من حدة الأزمة التبعية الاقتصادية للخارج بحيث أكثر من نسبة 70% من المواد الغذائية كان مصدرها الاستيراد من دول الخارج. وفشل بعض السياسات الاقتصادية، إضافة إلى موجة الجفاف التي ضربت البلاد لعدة سنوات متتالية التي ولّدت ظاهرة الهجرة الداخلية من الأرياف نحو المدن و التي عرفت بظاهرة النزوح الريفي لاحقا، يُترجم ذلك بالإصلاحات والسياسات الصحية التي اعتمدها الجزائر مثل برنامج مجانية العلاج ابتداء من سنة 1974، البرنامج الوطني لتباعد الولادات و كذا المكاتب الخاصة بمتابعة حماية الطفولة و الأمومة التي انطلقت بمكتب وحيد ثم تزايد العدد ليصل إلى 260 مركز سنة 1980 لتصبح شبكة مكاتب خاصة بحماية الطفولة والأمومة (PMI) موزعة على سائر القطر الوطني³. هذه الإصلاحات آتت أكلها و بدأت تظهر النتائج المرجوة منها في السنوات الأخيرة لثمانينات القرن العشرين، إذ تطلبت وقتا حتى يقتنع الأفراد بها و بمحاولة ترشيد سلوكياتهم الديموغرافية و المتمثلة بالأخص في الحد و لو جزئيا من السلوك الانجاني المرتفع الذي تميزت به الأسرة الجزائرية في السنوات السابقة لهذه الإصلاحات.

لم تكتف السلطات الجزائرية بهذا الحد من الإصلاحات ذات الطابع الديموغرافي الصحي، بسبب تنامي الشعور بأهمية المسالة السكانية و محاولة كبح الزيادة العددية السنوية للمواليد، فدفع بهذه الأخيرة إلى إعلان سياسة ضبط المواليد بحيث أطلقت بتاريخ 20 جانفي 1985 حملة وطنية تحسيسية بغاية الحد من الولادات مستغلة فيها التلفاز والإشهار، وفي عام 1986 أنشأت الحكومة الجزائرية "اللجنة الوطنية للسكان" و التي أوكلت لها مهمة المتابعة و البحث في تحقيق التوازن بين نمو السكان في الجزائر وحاجات التنمية الاقتصادية والاجتماعية، أي محاولة السعي وراء المحافظة على التوازن بين حجم السكان وبين وسائل

¹ المؤسسة العمومية الاقتصادية، الدليل الاقتصادي والاجتماعي، الجزائر، 1989، ص288.

² إسماعيل قيرة، وآخرون، المستقبل الديموغرافي في الجزائر، مركز الدراسات الوحدة العربية، بيروت، لبنان، ط1، 2002، ص 247.

³ Ali Kouaouci, gense et évolution de la politique de population en Algérie (1962-1994), p 38

العيش المتاحة، وبحلول منتصف الثمانينات كان التخطيط الأسرى قد شرع فيه وزاد الإقبال على مراكز حماية الطفولة والأمومة فأتسع الإقبال على المعروض من وسائل منع الحمل، وهذا ما يفسر ظهور بعض المتغيرات الديموغرافية في المخططات التنموية الاقتصادية التي سطرته الجزائر في هذه المرحلة، ومع حلول سنوات التسعينات عرفت الجزائر تحولا في المجال الديموغرافي حيث ساعد على هذا عدة عوامل منها خروج المرأة للعمل، ارتفاع المستوى التعليمي للزوجة، لان تعليم المرأة ساهم في تغيير الشروط الحياتية لها، ويعتبر تعليم الفتاة المؤشر الرئيسي في الجزائر عند الأخذ بالحسبان أن تأخر سن الزواج والتقليل من عدد الأطفال والنشاط المهني للمرأة يتعلق مباشرة بدرجة العلمة¹.

مما تقدم ذكره يُفهم أن عدة عوامل بطواع مختلفة، أجبرت معدلات المواليد على السيرة نحو الانخفاض خلال هذه المرحلة، بحيث أشار بلمير بلحسن إلى أن الانخفاض في المؤشر محل المتابعة في سنوات هذه المرحلة يمكن إرجاعه ببساطة إلى الظروف الاقتصادية والاجتماعية الصعبة الناجمة أساسا من مشكلتي البطالة و السكن اللذان ضربا الجزائر طيلة هذه السنوات².

المرحلة الثالثة: امتدت هذه المرحلة من 2001 إلى غاية 2006، تميزت هذه المرحلة بمعاودة الارتفاع الجزئي في المعدلات الخام السنوية للمواليد، بحيث انتقلت قيمته من 20,3% سنة 2001 إلى القيمة 22,07% سنة 2006 حسب معطيات الجدول رقم 11.3. إلا أن قيمته بقيت ضئيلة بشكل كبير مقارنة مع ما تم تسجيله سنة 1966، بحيث بلغت نسبة التغير نحو الانخفاض عند بداية و نهاية هذه المرحلة المقدارين 59,8% و 56,29% على الترتيب حسب بيانات الجدول رقم 12.3، يمكن إرجاع أسباب هذا الانتعاش الطفيف في المعدل محل المتابعة إلى تحسن بعض الظروف الأمنية، الاقتصادية التي أثرت إيجابا على معدل المواليد السنوي في الجزائر.

بعد متابعتنا وصفيا لخط الاتجاه العام لمعدل المواليد الخام خلال فترة الملاحظة 1966-2006، وجدنا انه مخالف تماما لسيرة تطور متوسط السن الأول للزواج في الجزائر، في حين يطابق اتجاه تطور متوسط حجم الأسرة، لذلك وجب علينا إثبات وجود العلاقة بين المتغيرين المعدل الخام السنوي للمواليد و متوسط حجم الأسرة في الجزائر و الكشف عن اتجاه العلاقة بينهما إحصائيا، لبلوغ هذا الهدف نوظف معامل الارتباط الخطي بيرسون بين المتغيرين، الجدول التالي يبين الخطوات التفصيلية المعتمدة لحساب معامل الارتباط بينهما. بحيث تمثل المداليل:

¹ :SadiNoureddime,La femme et la loi en Algérie, édition le femec, Paris, 1991 p106

² بلمير بلحسن ، دراسة وقائع الخصوبة في الجزائر ، مجلة علوم الاقتصاد و التسيير و التجارة. كلية العلوم الاقتصادية و علوم التسيير. العدد 08-2003

- X يمثل معدل المواليد
 - Y يمثل متوسط حجم الأسرة الجزائرية
 - n يمثل عدد سنوات الملاحظة

خطوات حساب معامل الارتباط بين متوسط حجم الأسرة ومعدل المواليد:

السنة	معدل المواليد (X)	متوسط حجم الأسرة (Y)	XxY	X ²	Y ²
1966	50,5	5,92	298,96	2550,25	35,04
1977	45,02	6,66	299,83	2026,8	44,35
1987	34,6	7,1	245,66	1197,16	50,41
1998	20,58	6,3	129,65	423,53	39,69
2002	19,68	6,36	125,16	387,30	40,44
2006	22,07	5,89	129,99	487,08	34,69
2008	23,2	5,86	135,95	538,24	34,33
	215,65	44,09	1365,21	7610,37	278,98

بتوظيف المجاميع المبينة في السطر الأخير من الجدول أعلاه لتطبيق العلاقة الإحصائية التي اشرنا إليها سابقا الخاصة بحساب معامل الارتباط الخطي بيرسون، نجد أن قيمة معامل الارتباط نتجت بالمقدار 0,2، على ضوء هذه النتائج يمكن القول بوجود علاقة طردية بين المتغيرين محل الدراسة بحكم أن النتيجة المتوصل إليها بالإشارة الموجبة، أي كلما ارتفع معدل المواليد الخام السنوي ارتفع معه متوسط حجم الأسرة، و العكس صحيح. أما من الناحية الكمية لقيمة المعامل (r=0,2)، يُفهم منها وجود علاقة ضعيفة بين المتغيرين المدروسين و لكن هذا لا يعني عدم وجودها أساسا بالرغم من ضعفها. نستنتج مما سبق أن هناك تأثيرا و علاقة طردية بين المتغيرين المعدل الخام السنوي للمواليد و متوسط حجم الأسرة بالرغم من ضعفها بينهما.

عند تعرضنا لكيفية تأثير العامل الديموغرافي معدل المواليد السنوي في الجزائر على متوسط حجم الأسرة الجزائرية، مع التبيان الإحصائي لوجهة العلاقة الجامعة بينهما، و عند البحث في أسباب انخفاض مستويات معدلات المواليد تم إرجاعها إجمالا لمجموعة من العوامل الاقتصادية مثل البطالة، التعليم و بالأخص لدى العنصر النسوي، أثبتنا ضمنا علاقة هذه العوامل بمتوسط حجم الأسرة الجزائرية، إذ بتأثيرها على معدل المواليد فهي تعد متغيرات وسيطية للتأثير على متوسط حجم الأسرة، أي أنها ذات

تأثير عرضي غير مباشر، بحيث يؤثر عامل التعليم بارتفاعه لدى الإناث على الخفض من حجم الأسرة، وكذا تردي الوضع الاقتصادي من شأنه أن يؤدي إلى خفض مستوى حجم الأسرة.

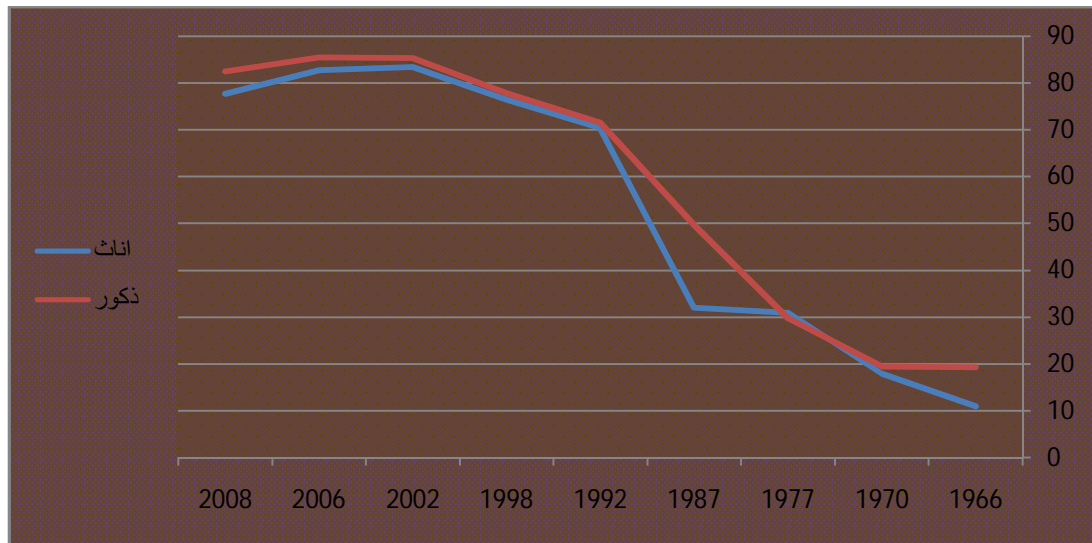
ج - العزوبة: من بين العوامل الديموغرافية الهامة ذات الأثر البالغ في متوسط حجم الأسرة ظاهرتي العزوبة و العنوسة، كما أن ظاهرة العزوبة تتأثر هي الأخرى بمجموعة من الظروف الاقتصادية والاجتماعية و حتى الثقافية، إذ باستفحال ظاهرة العزوبة يقل متوسط حجم الأسر، و لذا سنحاول تتبع هذه الظاهرة خلال مدة الدراسة في الجزائر على مستوى الجنسين ذكور و إناث، مع محاولة إبراز مدى تأثيره هذه الظاهرة على التغير في مستويات متوسط حجم الأسرة في الجزائر، بالتركيز على نسب العزاب في الفئتين العمريتين الخماسيتين 25-29 و 30-34 من مجموع الأفراد الذين تزيد أعمارهم عن 15 سنة لدى الذكور في الفئتين، لان السن المتوسط للزواج الأول عند الذكور يقع داخل مجال الفئتين عند كل المشاهدات باستثناء سنة 1966 حسب معطيات الجدول رقم 10.3، أما عند الإناث فسنركز على نسبي العازبات الخاصتين بالفئتين العمريتين الخماسيتين 20-24 و 30-34 فقط، لنفس التبرير كون السن المتوسط للزواج الأول لدى الإناث يقع داخل مجال الفئتين المذكورتين عند كل المشاهدات باستثناء سنة 1966. كان من الممكن الاعتماد على فئة عشرية لدى الجنسين لوضع هذه الدراسة تحت الملاحظة، لكن تجنبنا ذلك لغياب المعطيات وفق التبويب العشري في تقارير بعض التعدادات، وكذا لإعطاء تفصيل أكثر بسبب أثرها الواضح في التقليل من حجم الأسر الجزائرية، و الجدول التالي الحامل لرقم 13.3 يلخص البيانات الخاصة بتطور نسب العزوبة في الجزائر الخاصة بالفئة 25-29 لدى الذكور، و الفئة 20-24 التي تم جمعها و حسابها اعتمادا على نتائج التعدادات و المسوح.

و الذي يلاحظ من خلاله الارتفاع الرهيب و المستمر في نسب العزوبة عند الجنسين ذكور و إناث على حد سواء في الفئتين محل الملاحظة، بحيث كانت النساء العازبات لا تمثلن سوى نسبة 11% من مجموع إناث الفئة [20-24] في سنة 1966، لترتفع النسبة لنفس الفئة إلى 32% سنة 1977، ثم قفزت هذه النسبة إلى أن بلغت 76,46% في التعداد الموالي، و حسب نتائج مسح 2006 حققت أعلى مستوياتها على الإطلاق بنسبة قدرها 82,77% من مجموع إناث الفئة.

جدول رقم 14.3: تطور نسب العزاب في الجزائر حسب الجنس من سنة 1966 إلى سنة 2008

نسب العزاب (%)		السنة
عزاب [25 – 29]	عازبات [20-24]	
19,3	11	1966
19,5	18	1970
29,7	31	1977
49,6	32	1987
71,5	70,4	1992
77,73	76,46	1998
85,3	83,4	2002
85,43	82,77	2006
82,4	77,7	2008

عند الذكور، كانت نسب العزاب تنحو نفس منحى نسب الإناث في تطورها، بحيث تراجعت من 19,3% سنة 1966 إلى 85,43%، غير أن الملاحظ من معطيات الجدول أعلاه أن نسب الذكور العزاب من مجموع ذكور الفئة العمرية [25 – 29] أكبر من نسب الإناث العازبات في الفئة [20-24] في كل تواريخ فترة الملاحظة الممتدة من 1966 إلى غاية 2008، ماعدا سنة 1977 أين سجلت نسبة الذكور نسبة أقل مقارنة بنظيرتها لدى الإناث 29,7% و 31% على الترتيب، وهذا ما يوضحه المخطط رقم 11.3 بشكل أيسر، الذي تم إنشاؤه استنادا إلى معطيات الجدول رقم 13.3.



مخطط 11.3 : تطور نسب العزاب في الجزائر حسب الجنس من 1966 إلى 2008

بعد تتبعنا لمسار تطور نسب العزاب في الفئة 25-29 لدى الذكور و في الفئة 20-24 لدى الإناث، وجدنا أن النسب لدى الجنسين معا ذكور و إناث تسير خلال تغيراتها في اتجاه مناقض تماما لتطور متوسط حجم الأسر الجزائرية و كذا معدل المواليد، إلا أنها تسير في اتجاه موافق لتغيرات متوسط السن الأول للزواج، وهذا استنادا للملاحظة بالعين المجردة و القراء الوصفية كما تقدم، إضافة إلى ما لوحظ من علاقة بين المتغيرين متوسط حجم الأسرة و المتغير نسب العزاب، سنحاول إثباتها إحصائيا لدى كل من الذكور و الإناث كل جنس على حدا. و الجدول الموالي نحاول فيه تلخيص مختلف الخطوات الحسابية لمعامل الارتباط الخطي بيرسون بين متوسط حجم الأسرة و نسب العزاب للذكور للفئة [29 – 25]، و بين متوسط حجم الأسرة و نسب الإناث العازبات للفئة العمرية [20 – 24] تمهيدا لتطبيق العلاقة الحسابية الخاصة به.

خطوات حساب معامل الارتباط بيرسون بين متوسط حجم الأسرة ونسب العزاب و العازبات:

الذكور					
السنة	نسب عزاب [29 – 25] (x)	متوسط حجم الأسرة (y)	x x y	x ²	Y ²
1966	19,3	5,92	114,26	372,49	35,05
1977	29,7	6,66	197,80	882,09	44,36
1987	49,6	7,1	352,16	2460,16	50,41
1998	77,73	6,3	489,70	6041,95	39,69
2002	85,3	6,36	542,51	7276,09	40,45
2006	85,43	5,89	503,18	7298,29	34,69
2008	82,4	5,86	482,86	6789,76	34,34
المجموع	429,46	44,09	2682,47	31120,83	278,98
الإناث					
السنة	نسب عازبات [24 – 20] (x)	متوسط حجم الأسرة (y)	x x y	x ²	Y ²
1966	11	5,92	65,12	121	35,05
1977	31	6,66	206,46	961	44,36
1987	32	7,1	227,20	1024	50,41
1998	76,46	6,3	481,70	5846,132	39,69
2002	83,4	6,36	530,42	6955,56	40,45
2006	82,77	5,89	487,52	6850,873	34,69
2008	77,7	5,86	455,32	6037,29	34,34
المجموع	394,33	44,09	2453,74	27795,85	278,98

بعد استغلال المجاميع العمودية الظاهرة في السطر الأخير من كل جدول جزئي عند كل جنس، وجدنا أن معامل الارتباط الخطي بيرسون بين المتغير متوسط حجم الأسرة و المتغير نسب الذكور العزاب في الفئة العمرية الخماسية [29 – 25] مقداره **0,3-**، باستقراء هذه النتيجة يمكننا القول أن هناك علاقة عكسية بين المتغيرين كون النتيجة تحمل الإشارة السالبة، أي كلما اتجهت نسب العزاب الذكور نحو الزيادة في هذه الفئة فإن متوسط حجم الأسرة يسير نحو التراجع، و العكس صحيح، و استنادا إلى القيمة الكمية **0,3**، فإن العلاقة بين المتغيرين ضعيفة تميل إلى التوسط .

فيما يخص معامل الارتباط بيرسون بين المتغير متوسط حجم الأسرة و المتغير نسب الإناث العازبات في الفئة العمرية الخماسية [20 – 24]، فإن قيمته بعد الحساب وجدناها **0,355-** ، تفيد هذه النتيجة من حيث الاتجاه بوجود علاقة عكسية بين المتغيرين محل الدراسة بحكم الإشارة السالبة للنتيجة، يُفهم من خلالها انه كلما ارتفعت نسبة الإناث العازبات في الفئة العمرية [20 – 24] فإنه يسايرها انخفاض في متوسط حجم الأسر الجزائرية.و من حيث قوة العلاقة كميًا فإنها تدل على وجود علاقة تقترب إلى التوسط بين المتغيرين.

ما يمكن استنتاجه سابقا و مما تقدم من نتائج، وجود علاقة عكسية بين نسب العزاب سواء ذكور أو إناث على حد سواء في الفئات الشابة و المؤشر متوسط حجم الأسر في الجزائر، و أن نسب العزاب الخاصة بالفئات الشابة للجنسين معا في الجزائر تؤثر سلبا على متوسط حجم الأسر بسبب توجيهها الدائم نحو الارتفاع على امتداد فترة الدراسة.

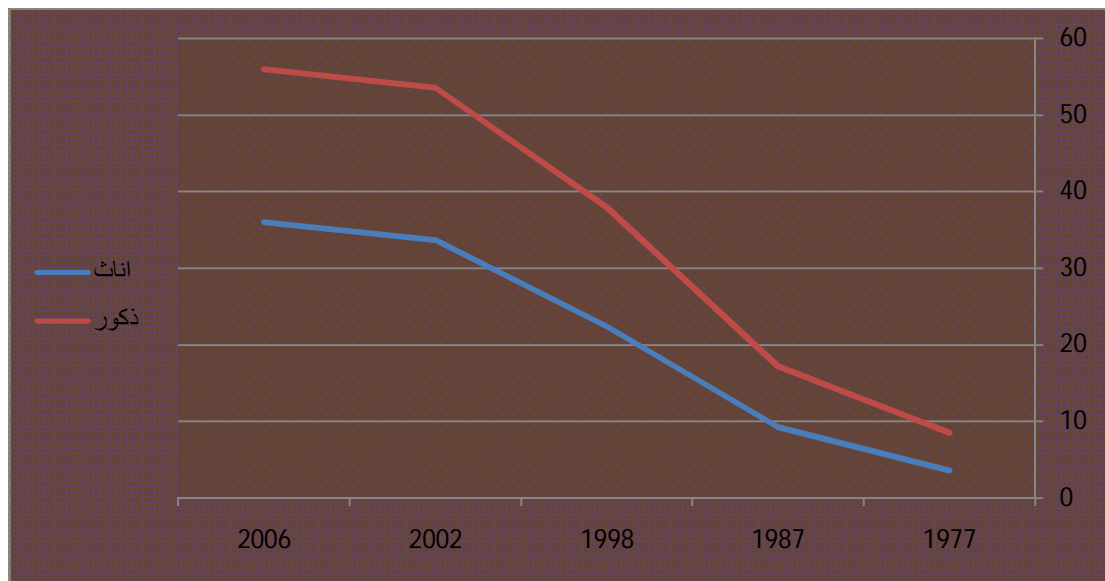
بعد متابعة تطور نسب العزاب لدى الذكور و الإناث خلال فترة الدراسة عند الفئات الفتية نسبيا، و التي وافقت السن المتوسط للزواج الأول عند اغلب تواريخ الملاحظة، سنحاول تتبع تغيرها نسبها حاليا لدى الجنسين من مجموع الأفراد البالغة أعمارهم أكثر من 15 سنة عند كل جنس على حدا في الفئة العمرية [30-34]. و التي تعد متأخرة نسبيا لدى الذكور كون السن المتوسط للزواج الأول الذكور بدا بموافقتها ابتداء من تاريخ 1998 تقريبا، في حين تعد متأخرة فعلا بالنسبة للإناث بحكم أن السن المتوسط للزواج الأول لدى الإناث لم يندرج في هذه الفئة على طول سنوات الملاحظة باستثناء سنة 2004 حسب معطيات الجدول رقم 10.3، تم تلخيص كل ما أمكن جمعه و حسابه من المعطيات الخاصة بنسب كل من الذكور و الإناث العزاب من مجموع افراد الفئة 30-34 في الجدول رقم 14.3، و الذي من خلاله يظهر الارتفاع الدائم لنسبة العزاب مهما كان الجنس ذكور أو إناث على حد سواء في هذه الفئة من مجموع أفرادها على امتداد طول الفترة، بحيث ارتفعت عند الإناث بشكل مقلق من 3,6% حسب نتائج تعداد 1966 إلى 36% تبعا لنتائج المسح الوطني لسنة 2006 مسجلة بها معدل تغير نحو الارتفاع قدره 900%، أي تضاعف

مستواها بتسعة مرات، أما عند الذكور فانتقلت من 8,5% إلى 56% محققة بهذا الارتفاع الهام جدا معدل تغير نحو الارتفاع قدره 588,82%، أي تضاعف مستواها تقريبا ست مرات خلال نفس المرحلة.

جدول رقم 15.3: تطور نسب العزاب في الجزائر في الفئة العمرية 30-34 حسب الجنس من سنة 1977 إلى سنة 2006

السنة	نسب عازبات [30 – 34] (%)	نسب عزاب [30 – 34] (%)
1977	3,6	8,5
1987	9,3	17,2
1998	22,4	37,9
2002	33,7	53,6
2006	36	56

من خلال الجدول أعلاه، عند مقارنتنا لنسب العزوبة بين الجنسين نلمس وجود تفاوت ملحوظ في نسب العزوبة بين الجنسين خص هذه الفئة، خاصة خلال المسحين الأخيرين، بحيث نجد أن نسب الذكور العزاب تفوق نسب الإناث العازبات بشكل مطلق مهما كانت سنة الملاحظة، و هذا ما يبينه بشكل أوضح المخطط رقم 12.3 الذي انجزناه اعتمادا على معطيات الجدول أعلاه، بحيث بلغت نسبة الذكور العزاب في هذه الفئة القيمتين 53,6% و 56% حسب نتائج المسحين 2002 و 2006 على الترتيب، في المقابل كانت نظيرتها لدى الإناث 33,7% و 36% على الترتيب حسب نفس المسحين.



مخطط 12.3: تطور نسب العزاب في الجزائر في الفئة العمرية 30-34 حسب الجنس من سنة 1977 إلى سنة 2006

وجدنا من خلال الملاحظة و القراءة الوصفية البحتة أن وجهة التغير في نسب العزاب و العازيات من مجموع أفراد الفئة العمرية 30-34 في الجزائر امتازت بالارتفاع و التزايد و لكن ليس بنفس الوتيرة بين الجنسين على امتداد فترة الدراسة، و بذلك فهي ذات سلوك مناقض و بشكل قاطع لمتوسط حجم الأسرة الجزائرية خلال نفس الفترة، لكن الملاحظة المجردة غير كافية لإطلاق هذا الحكم إلا إذا دُعِّمَت بإثبات إحصائي، و على هذا الأساس كما رأينا سلفا نستعين بمعامل الارتباط الخطي بيرسون بين المتغير متوسط حجم الأسرة و المتغير نسبة العزاب في هذه الفئة لدى الجنسين. و الجدول التالي لخصنا فيه مختلف الخطوات الحسابية الخاصة بمعامل الارتباط الخطي بيرسون بين متوسط حجم الأسرة الجزائرية و نسب العزاب الذكور للفئة [30 – 34]، و في نفس الوقت بينه وبين نسب الإناث العازيات للفئة العمرية الخماسية [30 – 34] تمهيدا لتطبيق العلاقة الحسابية الخاصة به.

جدول جامع لخطوات حساب معامل الارتباط الخطي لبيرسون بين متوسط حجم الأسرة الجزائرية و نسب العزاب و العازيات للفئة [30 – 34] من مجموع أفراد هذه الفئة

الذكور					
السنة	نسب عزاب [30 – 34] (x)	متوسط حجم الأسرة (y)	x × y	x ²	Y ²
1977	8,5	6,66	56,61	72,25	44,36
1987	17,2	7,1	122,12	295,84	50,41
1998	37,9	6,3	238,77	1436,41	39,69
2002	53,6	6,36	340,9	2872,96	40,45
2006	56	5,89	329,84	3136	34,69
المجموع	173,2	32,31	1088,24	7813,46	209,6
الإناث					
السنة	نسب عازيات [30 – 34] (x)	متوسط حجم الأسرة (y)	x × y	x ²	Y ²
1977	3,6	6,66	23,976	12,96	44,36
1987	9,3	7,1	66,03	86,49	50,41
1998	22,4	6,3	141,12	501,76	39,69
2002	33,7	6,36	214,33	1135,69	40,45
2006	36	5,89	212,04	1296	34,69
المجموع	105	32,31	657,5	3032,9	209,6

بعد التطبيق العددي في العلاقة الحسائية لمعامل الارتباط الخطي بيرسون، اعتمادا على المجاميع المبينة في أسفل الجدولين الجزئيين أعلاه نتحصل على قيمة معامل الارتباط بيرسون بين متوسط حجم الأسرة و نسب العزوبة لدى كل جنس في هذه الفئة، بحيث نجد قيمة معامل الارتباط بين نسب العزاب الذكور للفئة 30-34 و متوسط حجم الأسرة **0,808-**، على ضوء هذه النتيجة نستدل على وجود علاقة عكسية بين المتغيرين محل المتابعة لان النتيجة متحصل عليها بالإشارة السالبة، و هذا إثبات إحصائي على وجودها، بحيث إذا اتجهت نسب العزاب الذكور لهذه الفئة نحو الزيادة فان متوسط حجم الأسرة الجزائرية سيأخذ اتجاهها معاكسا أي سيسير نحو التراجع، و العكس صحيح، و فيما يخص القوة الارتباطية للعلاقة الجامعة بينهما فهي جد قوية بسبب اقتراب قيمتها المطلقة إلى الواحد .

فيما يتعلق بنسبة الإناث العازبات في هذه الفئة من مجموع إناثها، فانه تم كذلك الإثبات إحصائيا عل عكسية العلاقة التي تجمعها بمتوسط حجم الأسرة، بحكم سلبية قيمة معامل الارتباط بيرسون **0,811-** ، أي أن لزيادة نسبة العازبات في هذه الفئة اثر سلبي و عكسي على اتجاه التغير في متوسط حجم الأسر، أما بالنسبة للقوة الارتباطية لها بمتوسط حجم الأسرة فهي كذلك جد قوية، و أكثر قوة من نظيرتها لدى الذكور. إذن نخلص إلى أن للمتغير الديموغرافي نسبة العزاب لدى الجنسين في الفئة العمرية 30-34 من بين مجموع أفراد هذه الفئة تأثير سلبي على حجم الأسرة الجزائرية خلال فترة الملاحظة الممتدة من 1966 إلى غاية 2006.

د - أمل الحياة عند الولادة: يعتبر أمل الحياة عند الولادة من بين أهم المواضيع و المؤشرات التي يُعنى علم الديموغرافيا بدراستها، و يصطلح البعض على تسميته العمر المتوقع عند الولادة، و هو تعبير عن المؤشر العمر المتوسط للوفاة¹، استعمل المصطلح أمل الحياة لأول مرة من طرف عالم الرياضيات الفرنسي Antoine Deparcieu الذي زامن الفترة 1703-1768، عند نشره كتابه تحت عنوان محاولة في احتمالات مدة حياة الإنسان سنة 1746. و يشير رولاند بريسا رياضيا على أن أمل الحياة عند الولادة أو الحياة المتوسطة هو المؤشر المركب الأكثر استعمالا بغية تلخيص محتوى جدول الوفاة²، يفهم من هذا التعريف أن أمل الحياة يحسب وفقا لكل جيل على حدا، إلا انه مؤشر يعتمد على الملاحظة الاستيعادية و يحسب اعتمادا من المعطيات الآتية. إذن فهو المدة المتوسطة بالسنوات التي يعيشها أفراد الجيل الواحد قبل الوفاة.

بعد تقديم فكرة موجزة حول مفهوم أمل الحياة عند الولادة، فانه من المنطقي جدا أن يؤثر هذا المؤشر على متوسط حجم الأسرة بالزيادة أو النقصان تبعا لقيمه، بحيث كلما ارتفعت قيمته دل ذلك على

¹G. Calot, J.P. Sardon, Méthodologie relative au calcul des indicateurs démographique d'Eurostat, Thème 3, Population et condition sociale, commission européenne, 2004, p 34.

²Roland Pressat, Elément de la démographie mathématique, AIEDLF, imprimerie Louis-jean, Paris, p 18.

فرصة لحياة أطول للفرد وسط أسرته، و بالتالي يرتفع حجمها و الذي ينعكس على زيادة متوسط حجم الأسر على المستوى الوطني، و العكس صحيح. لذا سنحاول تتبع التغير الذي مس أمل الحياة عند الولادة لدى الجنسين الذكور و الإناث كل على حدا، ثم على المستوى الكلي له في الجزائر ابتداء من 1966 إلى غاية سنة 2006، استنادا على المعطيات التي تم استسقاؤها من طرف البنك الدولي لمؤشرات التنمية في الجزائر. و الجدول رقم 15.3 يلخص التغير في المؤشر محل المتابعة حسب الجنس على امتداد فترة الملاحظة.

نلاحظ من خلال الجدول رقم 15.3، أنأمل الحياة عند الولادة شهد ارتفاعا مستمرا و دائما على امتداد كامل سنوات الملاحظة دون استثناء في قيمته الكلية. نظرا لطول فترة الملاحظة زمنيا (أربعون سنة) يمكن إن نقسمها إلى أربع عشرينات قصد الوصف المفصل لارتفاع أمل الحياة عند الولادة، الذي ارتفع من 48,79 سنة تبعا لسنة 1966 إلى 53,63 سنة تبعا لسنة 1976، محققا ربحا يقارب خمس (05) سنوات خلال العشرية الأولى من فترة الملاحظة، ليرتفع إلى 66,39 سنة خلال 1986 مسجلا ربحا يقارب ثلاثة عشر سنة (13) خلال العشرية الثانية من سنوات الملاحظة و هو اكبر ربح سجله المؤشر محل الاهتمام مقارنة بالعشرينات الثلاثة الأخرى، ثم بلغ 68,08 سنة سندا لسنة 1996 ليحقق بارتفاعه ما يقارب ثلاث سنوات في هذه العشرية، واصل ارتفاعه إلى غاية بلوغه 70,01 سنة خلال سنة 2006، محققا خلال العشرية الأخيرة من سنوات الملاحظة ربحا في حدود سنتين (2). خلال فترة الدراسة كاملة، سجل أمل الحياة عند الولادة في قيمته الكلية ربحا قياسيا قدره تقريبا 22 سنة كمتوسط زيادة في حياة الأفراد .

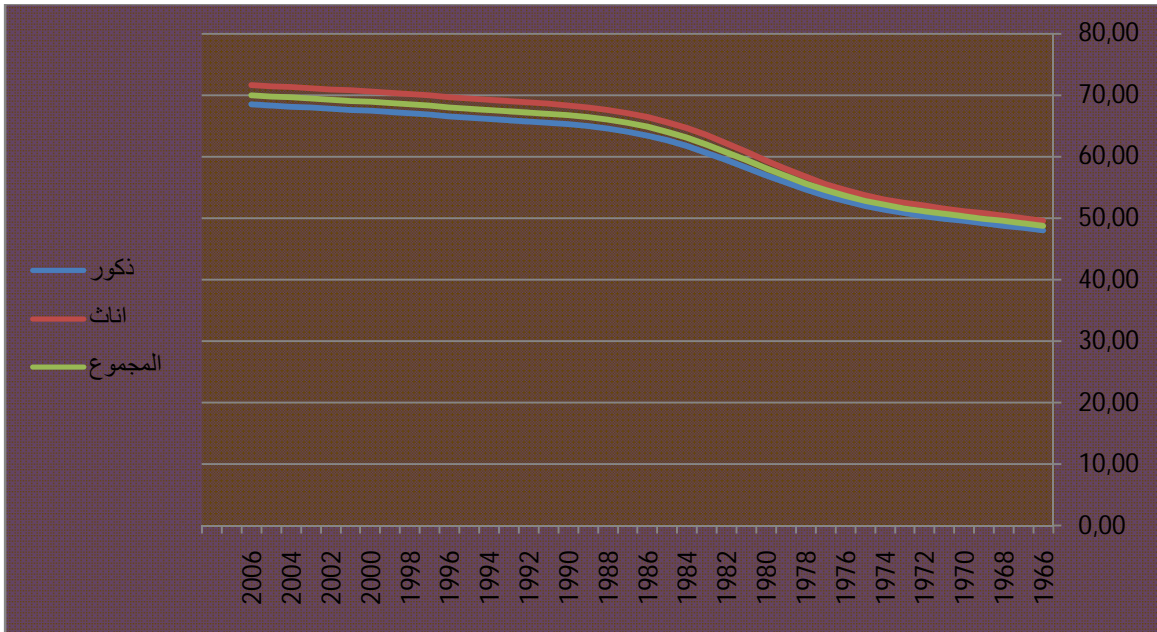
الجدول رقم 16.3: تطور أمل الحياة عند الولادة حسب الجنس من 1966 إلى غاية 2006

السنة	ذكور	إناث	المجموع	السنة	ذكور	إناث	المجموع
1966	48,02	49,60	48,79	1987	64,06	67,04	65,51
1967	48,41	50,01	49,19	1988	64,57	67,56	66,03
1968	48,78	50,40	49,57	1989	64,96	67,98	66,43
1969	49,15	50,80	49,96	1990	65,26	68,32	66,75
1970	49,53	51,20	50,34	1991	65,49	68,59	67,00
1971	49,92	51,61	50,74	1992	65,69	68,83	67,22
1972	50,34	52,04	51,17	1993	65,88	69,04	67,42
1973	50,81	52,52	51,65	1994	66,09	69,25	67,63
1974	51,35	53,07	52,19	1995	66,32	69,46	67,85
1975	51,99	53,73	52,84	1996	66,56	69,68	68,08
1976	52,75	54,55	53,63	1997	66,79	69,90	68,31
1977	53,65	55,55	54,58	1998	67,01	70,12	68,53
1978	54,67	56,72	55,67	1999	67,21	70,33	68,73
1979	55,79	58,01	56,87	2000	67,40	70,54	68,93
1980	56,99	59,40	58,16	2001	67,58	70,74	69,12
1981	58,22	60,82	59,49	2002	67,76	70,93	69,31
1982	59,44	62,20	60,79	2003	67,94	71,11	69,49
1983	60,61	63,48	62,01	2004	68,12	71,29	69,66
1984	61,68	64,62	63,12	2005	68,30	71,45	69,84
1985	62,63	65,60	64,08	2006	68,48	71,61	70,01
1986	63,42	66,39	64,87				

المصدر: البنك الدولي لمؤشرات التنمية

كما نلاحظ من خلال نفس الجدول، ارتفاع مستمر و دائم في قيمة أمل الحياة عند الولادة عند الجنسين الذكور و الإناث على حد سواء، و لكن بنوع من التباين، بحيث نجده لدى الإناث اكبر منه عند الذكور على امتداد سنوات الملاحظة، و هذا ما يبرزه بصورة أكثر وضوحاً المخطط رقم 13.3 الذي انشأناه اعتماداً على معطيات الجدول رقم 15.3 أعلاه.

بحيث انتقل أمل الحياة عند الذكور حسب العشرية ترتيبا من 48,02 سنة، 52,75 سنة، 63,42 سنة، 66,56 سنة إلى 68,48 سنة، محققا أرباحا خلال هذه العشرية الأربعة قدرت على الترتيب في حدود 4,73 سنة، 10,67 سنة، 3,14 سنة و 1,92 سنة. ليسجل بهذه الارتفاعات المتتالية ربحا إجماليا قيمته **20,46** سنة. أما عند الإناث فقد ارتفع خلال نفس العشرية من 49,60 سنة، 54,55 سنة، 66,39 سنة، 69,68 سنة ثم إلى 71,61 سنة، محققا خلالها أرباحا بالسنوات قدرها على الترتيب 4,95 سنة، 11,84 سنة، 3,29 سنة و 1,93 سنة، مسجلا بارتفاعه خلال كامل المرحلة ربحا مقداره **22,01** سنة. وبذلك تكون ارتفاعات أمل الحياة عند الإناث في كل العشرية و في المرحلة الكلية أكبر مما حققه نظيره عند الذكور في نفس المراحل.



مخطط 13.3: تطور أمل الحياة عند الولادة في الجزائر حسب الجنس من سنة 1966 إلى سنة 2006

بعد تتبعنا لمسار تغير أمل الحياة عند الولادة في قيمته الإجمالية وجدنا قد ارتفع خلال المرحلة الممتدة من سنة 1966 إلى غاية سنة 2006 بزيادة قدرت بأكثر من واحد وعشرين سنة (21,22 سنة)، أما عند الذكور فحقق ربحا قدره **20,46** سنة، في حين وصل الربح بالسنوات في هذا المؤشر لدى الإناث إلى **22,01** سنة، هذا الارتفاع القياسي الذي خص أمل الحياة عند الولادة في الجزائر دون أدنى شك، و دون داع إلى البرهنة الإحصائية كان له اثر بالغ في ارتفاع متوسط حجم الأسر الجزائرية، بحيث كلما ارتفعت قيمة هذا المؤشر دل ذلك على زيادة حظوظ الأفراد في العيش و التعمير لسنوات أطول إلى غاية أعمار متقدمة أوساط أسرهم مما ينجم عنه ارتفاع على مستوى الأسر منفصلة و الذي بدوره يرفع متوسط حجم الأسر على المستوى الوطني.

هذا الارتفاع القياسي لأمل الحياة عند الولادة في الجزائر من الممكن إرجاع أسبابه بالدرجة الأولى إلى انخفاض في المعدلات الخام للوفيات سنويا في الجزائر، و كل المعدلات النوعية للوفاة مهما كان المتغير الوسيط المراد حساب انتشار الوفاة حسب، بحكم أن هذا المؤشر يرتبط ارتباطا وثيقا بالوفيات كما اشرنا سابقا عند تقديم مفهومه، و نخص بالذكر انخفاض وفيات الأطفال الأقل من سنة واحدة، كون هذه الشريحة من السكان هي المسؤولة الأولى على ارتفاع المعدلات الخام للوفيات أو انخفاضها، فعلى سبيل المثال لا الحصر بلغت نسبة الأطفال المتوفين ذوي العمر أقل من سنة واحدة 16% من مجموع المتوفين في الجزائر حسب نتائج تعداد سنة 1998، و الجدول التالي 16.3 يبين التراجع الملحوظ في وفيات الأطفال الأقل من سنة واحدة على مستوى الجزائر لدى الجنسين معا منذ سنة 1970 إلى غاية سنة 2004.

يظهر من خلاله الانخفاض الهام في مستوى معدلات وفيات الأطفال، إذ تراجع هذا المؤشر من 141.5% سنة 1970 إلى 84.72% خلال سنة 1980 محققا بذلك معدل تراجع قدره 40,12% خلال عشر سنوات، يعود هذا التراجع في معدل وفيات الرضع العام إلى انخفاض قيمته لدى الجنسين بحيث انخفض خلال نفس المدة من 142% إلى 84.4% في المقابل انخفض عند الإناث من 141% إلى 85.06%، محققا نسبي تغير نحو التراجع عند الجنسين ذكور و إناث قدرهما 40,56% و 39,67% على الترتيب. أما الانخفاض المسجل في قيمة هذا المؤشر خلال المرحلة كاملة من سنة 1970 إلى غاية سنة 2004 فقد بلغ النسبة 78,51% أي تراجع بأكثر من ثلاثة أرباع، و ذلك بانخفاضه من 141.5% إلى 30.4% خلال المرحلة المذكورة. أما لدى الجنسين فقد حقق نسبي تغير إجمالي نحو التناقص قيمتهما 77,32% و 79,78% لدى الذكور و الإناث على الترتيب.

الجدول رقم 17.3: تطور وفيات الأطفال الأقل من سنة حسب الجنس من 1970 إلى غاية 2004

السنة	ذكور (%)	إناث (%)	المجموع (%)
1970	142.0	141	141.5
1980	84.40	85.06	84.72
1985	80	76.57	78.3
1990	60	55.5	57.8
1991	59.4	54.2	56.9
1992	57.7	53	55.4
1993	57.61	53.29	55.49
1994	56.8	51.51	54.21
1995	57.94	51.68	54.87
1996	56.88	52.21	54.59
1997	59.5	53.66	56.64
1998	38.7	36	37.4
1999	40.2	38.6	39.4
2000	38.4	35.3	36.9
2001	38.9	35.9	37.5
2002	36.1	33.3	34.7
2003	34.6	30.3	32.5
2004	32.2	28.5	30.4

المصدر:

- Salhi M, évolution récente de la mortalité en Algérie (1965-1981) in statistiques (séries) n° 15 O.N.S Alger 1985.

- Kouaouci A, Familles, Femmes Contraception. (C.E.N.E.A.P) ENAG, réghaia 1992.

- منشورات الديوان الوطني للإحصائيات

كما أن الانخفاض الملحوظ في معدل وفيات الرضع الذي تقدم التطرق إليه، مس الوسطيين السكنيين الريفي و الحضري معا، فبعدما كان هذا الأخير 122.4% في الحضرة مقابل 150% في الريف حسب نتائج الدراسة الإحصائية للسكان المنجزة سنة 1970، انخفض إلى 30.5% في الحضرة مقابل 51.8% في الريف حسب نتائج المسح الوطني لصحة الأم و الطفل المنجز سنة 1992 .

بعد رصدنا لانخفاض الوفاة عند الشريحة الأكثر عرضة لهذه الظاهرة في الجزائر، و ذلك بالتطرق إلى تراجع معدلات الوفاة للأطفال الأقل من واحد سنة، فان الجزائر شهدت كذلك تراجعا في معدلات الوفاة لدى الشريحة الأكثر احتمالا للتعرض لخطر الوفاة بالدرجة الثانية بعد الأطفال الرضع،

و هي شريحة كبار السن "الأفراد المسنون"، و يمكن الكشف على مدى صحة هذا الطرح بتتبع نسب الترميل في الجزائر، كون الأكثر عرضة للاتصاف بالترمل كحالة زواجية هم الأزواج الأكثر تقدما في السن، إذ وجدنا أن نسب الترميل عند الجنسين من مجموع الأفراد البالغة أعمارهم أكثر من 15 سنة على المستوى الوطني انخفضت عند الذكور من 1.6 % حسب نتائج تعداد 1966 إلى 0.4 % حسب نتائج تعداد 1998، مسجلة بهذا نسبة تغير نحو التراجع قدرها 75%، أما لدى الإناث فقد تراجعت نسبة ترميلهن من 14.6 % إلى 5.1 %، لتحقق بتراجعها تغيرا نحو الانخفاض قدره 65.06% حسب نتائج نفس التعدادين.

يعود السبب الرئيسي وراء الانخفاضات التي مست معدلات الوفيات الخام، و معدلات الوفاة النوعية بجميع أنواعها ومهما كان متغير المراقبة الموظف، و التي أدت بدورها إلى ارتفاع أمل الحياة أساسا إلى مجموعة الإصلاحات التي سطرته و تبنتها الجزائر في المجال الصحي¹، بحيث نلاحظ من خلال الجدول أدناه رقم 17.3، أن عدد مستخدمي الصحة من أطباء (جزائريين و أجانب)، أطباء أسنان و صيادلة عرف ارتفاعا هاما جدا، بحيث ارتفع عدد الأطباء الجزائريين من 611 طبيب سنة 1970 إلى 35368 طبيب سنة 2005، و بذلك انخفض معدل التغطية الصحية من 7562 نسمة مقابل طبيب واحد سنة 1970 إلى 1027 نسمة مقابل طبيب واحد سنة 2005، في حين نلاحظ أن عدد الأطباء الأجانب العاملين على مستوى المستشفيات الجزائرية انعدم ابتداء من سنة 1995 بعدما كانت أعدادهم معتبرة قبل هذا التاريخ، بسبب تعويضهم بنظرائهم الجزائريين. فيما يخص الصيادلة ارتفع عددهم من 236 صيدلي سنة 1970 إلى 6333 صيدلي سنة 2005، ساير ارتفاعهم تراجع معدل التغطية الخاصة بهم من 56394 نسمة مقابل صيدلي واحد إلى 5000 نسمة مقابل صيدلي واحد، نفس التطور مس أطباء الأسنان من حيث عددهم و كذا معدل التغطية الخاص بهم.

كل هذه التطورات العددية جاءت نتيجة جهود الدولة الجزائرية و دفعها عجلة قطاع الصحة نحو الأمام بعد اعتزامها تعميم مجانية الخدمات الصحية على سائر التراب الوطني، بحيث كان يوسع المراكز الجامعية الخاصة بالعلوم الطبية و 13 مركز استشفائي جامعي على المستوى الوطني تكوين ما يقارب 3000 طبيب سنويا، و ما يربو عن 300 طبيب مختص في العديد من التخصصات الأكثر طلبا في الصحة العمومية².

¹Christophe Lefranc, La société algérienne entre population et développement, CEPED, Paris 1998, p 91

²Brahim Brahmia, Economie de la sante évolution et tendance des système de sante ,Bahaeddine édition, 2010, P370.

الجدول رقم 18.3: تطور عدد مستخدمي الصحة و التغطية الصحية لكل ألف نسمة من 1970 إلى غاية 2004

عدد السكان بالألف	التغطية الصحية لكل ألف نسمة			مستخدمو الصحة				السنة
	لصيدي	لطبيب أسنان	لطبيب	صيدي	طبيب أسنان	أطباء أجانب	أطباء جزائريون	
13309	56394	77830	7.562	236	171	1.149	611	1970
15768	18572	29473	4.909	849	335	1.392	1.820	1975
18666	18035	11836	2.193	1035	1577	2.310	6.202	1980
21863	16500	8269	1.654	1325	2644	2.051	11.170	1985
25022	11731	3481	1.063	2133	7189	834	22.716	1990
28060	7602	3483	1027	3691	8056		27317	1995
30386	6312	3694	936	4814	8225		32469	2000
33500	5000	3330	909	6333	9553		35368	2005

المصدر: - الديوان الوطني للإحصائيات، الحوصلة الإحصائية 1962-1987، رقم 24، 1989
 - الديوان الوطني للإحصائيات، الحوصلة الإحصائية 1962-1996، 1999
 - الديوان الوطني للإحصائيات، الحوصلة الإحصائية 1970-2002، ص 37، 2004
 - إحصائيات الصحة العالمية، 2008، "Geneva"

إضافة إلى التكوين و محاولة توفير العنصر البشري في قطاع الصحة من أطباء و صيادلة بغية تقديم خدمات صحية عمومية على مساحة التراب الوطني، و الوصول إلى معدلات تغطية طبية مقبولة، تم تخصيص اقتطاعات مالية معتبرة من طرف الدولة لصالح القطاع تصب كلها في الاستثمار البشري، الذي يعنى بتنشئة أفراد متعلمين عن طريق التعليم المجاني الإجباري، و الخدمات الصحية المجانية للمواطن، و كنتاج لهذا الاستثمار في المحصلة فرد سليم و متعلم، و يتضح من الجدول الموالي نصيب الإنفاق الحكومي في مجال الصحة من الميزانية العامة للدولة، و الذي يظهر من خلاله اهتمام الدولة بهذا القطاع بحيث مثلت نسب الإنفاق الخاصة به من مجموع ميزانية الدولة قيما معتبرة خلال السنوات 1991 إلى 2004 كنموذج على طول فترة الدراسة، استغلت ميزانية القطاع في الإنفاق على الوقاية، مكافحة الأمراض المتقلة، العلاج و الاستشفاء، الأمراض المزمنة، عمليات البناء، التوسعة و الترميم للمنشآت الصحية إضافة للتكوين و البحث العلمي.

الجدول رقم 19.9: تطور نصيب الإنفاق الصحي من مجموع ميزانية الدولة من 1991 إلى غاية 2004

السنة	نصيب القطاع (%)
1991	7,2
1993	5,8
1995	5,8
1997	5,1
1998	4,11
1999	4,37
2000	3,64
2001	4,82
2002	9,6
2003	10
2004	8,4

يظهر جليا مما تقدم التوجه للسياسة الصحية في الجزائر، و التي أثرت إيجابيا في تحسين الظروف الصحية للسكان، و الذي انعكس على معدلات الوفيات الخام المسجلة سنويا سلبا (التخفيض من حدتها)، و بالتالي الانخفاض في معدلات الوفاة النوعية (الأطفال اقل من سنة، الأطفال اقل من 5 سنوات، وفيات الأفراد السنين)، توجه معدلات الوفاة في الجزائر ساهم بشكل كبير في تغير أمل الحياة عند الولادة نحو الزيادة أين حقق ربعا قياسيا يقارب اثنان و عشرين سنة على المستوى الوطني (22 سنة)، حسب معطيات الجدول رقم 15.3 خلال فترة زمنية قدرها أربعون سنة فقط، هذا الأخير من شأنه أي يؤثر على متوسط حجم الأسرة الجزائرية إيجابيا.

الوقوف على التأثير الإيجابي لأمل الحياة عند الولادة كمتغير ديموغرافي على متوسط حجم الأسرة الجزائرية و هو المتغير محل المتابعة في هذا الفصل، أدى بنا إلى الإثبات ضمنا و إظهار تأثير متغير ديموغرافي آخر على متوسط حجم الأسرة الجزائرية و هو المتغير الديموغرافي معدل الوفاة في الجزائر، إذ لاحظنا كيف اثر هذا الأخير وسيطيا في رفع أمل الحياة عند الولادة أين سارا خلال تطورهما مسارا مخالفا لبعضهما البعض أي الأثر السلبي، في حين وجدنا انعكاسا ايجابيا للمتغير أمل الحياة عند الولادة على المتغير متوسط حجم الأسرة، و عليه تعديا نستنتج وجود علاقة عكسية بين المتغيرين معدل الوفاة و متوسط حجم الأسرة في الجزائر دون مناقشة هذا المتغير، إي كلما اتجهت معدلات الوفيات إلى الانخفاض سايرها ارتفاع في متوسط حجم الأسر، أخيرا نخلص لوجود اثر للعامل الديموغرافي معدل الوفيات على المتغير حجم الأسرة.

مناقشة كيفية تأثير أمل الحياة عند الولادة على متوسط حجم الأسرة و تتبع مراحل تطوره، مع محاولة رصد الأسباب الكامنة وراء تطوراتها، أدى بنا إلى الإثبات بطريقة غير مباشرة لتأثير بعض العوامل غير الديموغرافية على المتغير متوسط حجم الأسرة، مثل العاملين الصحة و التعليم، عاملان اجتماعيان يحملان أبعادا ديموغرافية، عملا على التأثير في المتغير محل الدراسة في الفصل بطريقة وسيطية، أي كان لهما تأثير غير مباشر في تغير حجم الأسرة.

3-4 القياس الكمي لتأثير العوامل الديموغرافية على متوسط حجم الأسرة:

بعد تتبع كيفية تأثير العوامل الديموغرافية و الإثبات الإحصائي لوجود العلاقة بين كل عامل ديموغرافي و المتغير متوسط حجم الأسرة بشكل منفصل أي بين كل عامل و المتغير محل المتابعة بمعزل عن باقي العوامل في الفقرات السابقة من هذا الفصل. سنعمل حاليا على إيجاد قيمة التأثير الكمي لكل متغير (عامل ديموغرافي) على التغير في متوسط حجم الأسرة الجزائرية على امتداد فترة الدراسة بشكل إجمالي، أي بإدراج كل المتغيرات الديموغرافية دفعة واحدة، و ذلك استعانة بالأسلوب الإحصائي الانحدار الخطي المتعدد الذي يعمل على دراسة العلاقة الدالية بين متغير تابع واحد و مجموعة من المتغيرات المستقلة التي تعمل على التفسير الكمي التأثيري للمتغيرات المستقلة على المتغير التابع، كوننا سنقوم بقياس تأثير مجموع المتغيرات الديموغرافية السن المتوسط الأول للزواج لدى الذكور، السن المتوسط الأول للزواج لدى الإناث، المعدل الخام السنوي للمواليد، نسب العزاب الذكور في الفئة العمرية [25-29] و أمل الحياة الإجمالي دون مراعاة الجنس. نعتمد في ذلك على المعطيات الملخصة في الجدول التالي الذي جمعت فيه البيانات الخاصة بالمتغيرات المذكورة حسب نتائج التعدادات و المسحين الوطنيين 2002 و 2006.

الجدول رقم 20.3: تطور العوامل الديموغرافية المؤثرة في متوسط حجم الأسرة من 1966 إلى 2008

السنة	متوسط حجم الأسرة	السن المتوسط للزواج للذكور	السن المتوسط للزواج للإناث	معدل المواليد	العزاب في الفئة [25-29]	أمل الحياة
1966	5,92	23,8	18,3	50,50	19,3	48,79
1977	6,66	25,3	20,9	45,02	29,7	54,58
1987	7,1	27,6	23,7	34,60	49,6	65,51
1998	6,3	31,3	25,5	20,58	77,73	68,53
2002	6,36	33	29,6	19,68	85,3	69,31
2006	5,89	33,5	31	22,07	85,43	70,01
2008	5,86	33	29,9	23,20	82,4	70,32

تم الاقتصار على المتغير نسب العزاب الذكور في الفئة العمرية [25-29] من مجموع الأفراد الذكور المنتمية أعمارهم إلى هذه الفئة للتعبير على متغير الزوجة، كما تم الاقتصار على المتغير أمل الحياة الإجمالي دون الأخذ بعين الاعتبار للجنس أي دون إدراج متغير أمل الحياة للذكور و المتغير أمل الحياة للإناث بشكل مستقل بين الجنسين تعبيراً على أمل الحياة، مراعاة لأحد الفرضيات البنوية الخاصة بتطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية "MCO" التي مفادها وجوب أن يكون عدد الملاحظات اكبر من عدد المتغيرات المفسرة ($n > k+1$)¹، بحيث وفق الجدول أعلاه فان عدد المتغيرات المفسرة لتغير متوسط حجم الأسرة هو خمسة ($K=5$) ، في حين أن عدد المشاهدات أي حجم العينة هو سبعة ($n=7$).

بغية إيجاد قيمة التأثير كميًا لكل متغير من المتغيرات المذكورة على التغير في متوسط حجم الأسرة، نعتمد على أسلوب الانحدار الخطي المتعدد بتوظيف طريقة المربعات الصغرى العادية المعروفة اختصاراً بـ MCO، التي من خلالها نصل إلى النموذج الخطي الذي يبين علاقة المتغير التابع متوسط حجم الأسرة بالمتغيرات المستقلة المبينة في الجدول رقم 19.3، استعانة بالبرنامج الإحصائي SPSS نتحصل على النتائج التالية المبينة على شكل ثلاثة جداول.

المعلومات

النموذج	المعلومات		المعلومات المعيارية	اختبار T	المعنوية	مجال الثقة 95,0%	
	B	الخطأ المعياري				الحد الأدنى	الحد الأعلى
الثابت	22,417	,312		71,772	,009	18,448	26,385
متوسط سن الزواج للذكور	,079	,012	,693	6,460	,098	-,077	,236
متوسط سن الزواج للإناث	,402	,007	4,242	12,620	,011	,314	,489
معدل المواليد	-,426	,007	-11,720	-15,651	,010	-,512	-,341
نسب العزاب	-,280	,005	-17,096	-17,961	,011	-,340	-,220
أمل الحياة	,025	,002	,458	2,794	,057	-,003	,052

من خلال الجدول الأول أعلاه الخاص بالمعلومات بعد عملية التقدير، يمكن كتابة نموذج الانحدار الخطي المتعدد الخاص بالمتغير التابع متوسط حجم الأسرة و المتغيرات المستقلة وفق الشكل التالي:

$$Y = 22,41 + 0,079 X_1 + 0,402 X_2 + 0,402 X_3 - 0,426 X_3 - 0,208 X_4 + 0,025 X_5$$

¹Régis Bourbonnais, Econométrie, DUNOD, Paris 2006, 6 édition , p 53

بحيث: y : متوسط حجم الأسرة

X_1 : متوسط سن الزواج الأول للذكور

X_2 : متوسط سن الزواج الأول للإناث

X_3 : معدل المواليد الخام

X_4 :نسب العزاب الذكور في الفئة العمرية [25-29]

X_5 : أمل الحياة

يُفهم من قيم معاملات النموذج عند اهتمامنا بتأثير كل متغير مستقل على المتغير التابع متوسط حجم الأسرة بشكل منعزل عن باقي المتغيرات المستقلة، انه عند ارتفاع متوسط سن الزواج الأول للذكور بسنة واحدة فان متوسط حجم الأسرة يرتفع بمقدار 0,079 فرد في الأسرة بافتراض ثبات المتغيرات الأخرى، أما ارتفاع متوسط سن الزواج الأول للإناث بسنة واحدة يترتب عليه ارتفاع في متوسط حجم الأسرة بمقدار 0,402 فرد في الأسرة بافتراض ثبات المتغيرات الأخرى و بهذا فان التأخر في سن الزواج لدى الإناث له تأثير اكبر على متوسط حجم الأسرة مقارنة بنظيره عند الذكور. كما أن معلمة المتغير المعدل الخام السنوي للمواليد تشير إلى أن ارتفاع هذا الأخير بنسبة 1% يترتب عنه انخفاض متوسط حجم الأسرة بمقدار 0,426 فرد في الأسرة بافتراض ثبات المتغيرات الأخرى، أما معلمة المتغير نسب العزاب الذكور في الفئة العمرية [25-29] من مجموع أفراد ذكورها فتفيد إلى أن ارتفاع هذا الأخير بنسبة 1% يترتب عنه انخفاض متوسط حجم الأسرة بمقدار 0,208 فرد في الأسرة و ذلك بفرض ثبات المتغيرات الأخرى، في حين يُفهم من معلمة المتغير أمل الحياة عند الولادة أن ارتفاع هذا المتغير بسنة واحدة ينجر عنه ارتفاع في متوسط حجم الأسرة بقيمة 0,025 فرد في الأسرة. كما وجدنا أن معلمة الحد الثابت أو ما تعرف بالمعلمة التقاطعية بقيمة 22,41 تشير إلى قيمة المتغير التابع متوسط حجم الأسرة في نموذج الانحدار في المتوسط عند عزل اثر المتغيرات المستقلة المدرجة في نموذج الانحدار كما تمثل اثر باقي العوامل الأخرى التي لم تدرج في نموذج الانحدار ذات التأثير على متوسط حجم الأسرة كونه المتغير المفسر.

الأثر التفسيري للمتغيرات المستقلة المذكورة سابقا مجتمعة على المتغير التابع متوسط حجم الأسرة يعد كبيرا جدا، و هذا ما يوضحه الجدول الثاني الظاهر في النتائج و الخاص بالنموذج إذ وجدنا أن قيمة معامل التحديد $R^2 = 0,973$ و هي قيمة تقترب كثيرا من الواحد، وهذا يعني أن المتغيرات الديموغرافية المدمجة في نموذج الانحدار أعلاه تفسر نسبة 97,3% من التغير في متوسط حجم الأسرة، كما أن معامل التحديد المصحح الخاص بالانحدار له قيمة عالية جدا إذ تفسر المتغيرات المستقلة مجتمعة نسبة 91,8% من التغير في متوسط حجم الأسرة.

النموذج

النموذج	R	R-deux	R-deuxajusté	الخطأ المعياري للتقدير
1	,986	,973	,918	,13235

في حين وجدت قيمة الخطأ المعياري للتقدير الذي يقيس تشتت القيم المشاهدة عن خط الانحدار 0,132 و الحصول على قيمة ضئيلة لهذا المؤشر يعني صغر الأخطاء العشوائية و بالتالي جودة تمثيل خط الانحدار لنقاط شكل الانتشار. نخلص من خلال قيمة معامل الانحدار، معامل الانحدار المصحح والخطأ المعياري للتقدير أن النموذج المتوصل إليه يمتاز بجودة توفيق عالية.

من خلال الجدول الثالث الظاهر في النتائج و الخاص بتحليل التباين الناجم عن نموذج الانحدار، نجد أن مجموع مربعات الانحدار مساو 1,276 للقيمة بمتوسط 0,319، أما مجموع مربعات البواقي 0,003 بمتوسط 0,002 ، ما نتج عنه قيمة لإحصائية فيشر المحسوبة بمقدار 204,863.

تحليل التباين					
النموذج	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط المربعات	F	المعنوية
الانحدار	1,276	4	,319	204,863	,005
البواقي	,003	2	,002		
الكلي	1,279	6			

نستعمل الاختبار الإحصائي فيشر لاختبار الفرضية الصفرية H_0 التي مفادها أن المعلمات الخاصة بالمتغيرات تنعدم مع بعض في آن واحد، ضد الفرضية البديلة H_1 التي تفيد بعدم انعدام كل المعلمات في نفس الوقت، يمكن كتابتهما اختصارا وفق الشكل:

و بما أن القيمة الاحتمالية المبينة في الجدول أعلاه مقدارها 0,005 و هي اقل من مستوى المعنوية 0,05 ($\alpha = 0,05$)، إذن نرفض الفرضية الصفرية و نقبل الفرضية البديلة التي تنص على عدم انعدام معلمات المتغيرات في آن واحد، و عليه فان الانحدار المتوصل إليه معنوي و أن المتغيرات المستقلة لها تأثير معنوي على الانحدار و أن بعضها على الأقل معنويا يختلف عن الصفر و ذو دلالة إحصائية.

بالرجوع إلى الجدول الأول نجد أن معلمة الحد الثابت معنويا تختلف عن الصفر و ذات دلالة إحصائية في نموذج الانحدار بحكم أن القيمة الاحتمالية الموافقة لها 0,009 اقل من مستوى المعنوية 0,05،

كما نجد أن المعلمة الخاصة بمتغير متوسط سن الزواج الأول للإناث معنوية باختلافها عن الصفر و ذات دلالة إحصائية لان القيمة الاحتمالية الموافقة لها 0,011 أقل من مستوى المعنوية 0,05 و يؤكد ذلك مجال الثقة الخاص بها [0,489-0,314] لعدم انتماء الصفر لهذا المجال، كما أن قيمة إحصائية ستيودنت المحسوبة المرافقة لها قيمتها 12,620. نفس النتيجة بالنسبة للمعلمتين الخاصتين بالمتغيرين المعدل الخام للمواليد و نسب العزاب الذكور في الفئة العمرية [25-29]، بحيث المعلمتين الخاصتين بهما معنويا تختلفان عن الصفر و دالتين إحصائيا إذ القيمتان الاحتماليتان الموافقتان لهما أقل من مستوى المعنوية 0,05، كما أن مجالي الثقة الموافقان لهما لا يحويان الصفر، و بذلك نستبقي المتغيرات متوسط سن الزواج الأول للإناث، المعدل الخام للمواليد و نسب العزاب الذكور في الفئة [25-29]، في نموذج الانحدار.

اعتمادا على اختبار ستيودنت في الجدول الأول وجدنا أن المعلمتين الخاصتين بالمتغيرين متوسط سن الزواج الأول للذكور و أمل الحياة عند الولادة، بحيث القيمتين الاحتماليتين لهما 0,98 و 0,57 على الترتيب، لأنهما أكبر من مستوى المعنوية 0,05، على هذا الأساس تتجلى إمكانية استبعادهما من النموذج السابق، و لكن قبل اتخاذ قرار استبعادهما من النموذج يجب التأكد أولا من عدم التأثير الفعلي لتغيرهما على متوسط حجم الأسرة، لأنه أحيانا نكون بصدد متغيرات جد هامه و لها تأثير قوي على المتغير المفسر إلا أنها تظهر مبدئيا غير معنوية، و تكون عملية التأكد من تتبع وجود مشكلة الارتباط المتعدد الذي قد يكون بين المتغيرات المستقلة بسبب صغر حجم العينة، لان أسلوب الانحدار الخطي المتعدد يقوم على معاملات الارتباط الجزئية بين المتغيرات المستقلة و المتغير التابع، بحيث المتغير المستقل الذي يكون له أكبر معامل ارتباط جزئي مع المتغير المستقل يكون له حتما أكبر قيمة لإحصائية T المحسوبة، لان الارتباط بين المتغيرات المستقلة من شأنه أن يعمل على زيادة قيمة تباين معالم المتغيرات المستقلة لنموذج الانحدار و بالتالي ينتج عنه انخفاض في قيمة إحصائية T المحسوبة التي قد تُظهر أن المعلمة غير معنوية بالرغم من أهمية المتغير في نموذج الانحدار.

بغية تشخيص وجود الارتباط المتعدد بين المتغيرات المستقلة أو عدمه نوظف مؤشر مقياس معامل تضخم التباين " *facteur d'inflation de la variance*"¹، و الذي يحسب اعتمادا على معامل "Tolérance"، هذا الأخير يتم حسابه استنادا إلى معاملات التحديد بين المتغير المستقل و باقي المتغيرات المستقلة الأخرى، فإذا كانت قيمة المقياس معامل تضخم التباين أكبر من 10 دل ذلك على أن تقدير معلمة المتغير المستقل قد تأثر بمشكلة الارتباط المتعدد أي التعدد الخطي، و بالتالي فان عدم معنوية المعلمة الموافقة لهذا المتغير ترجع لمشكلة التعدد الخطي لا لعدم تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع، لحساب

¹تومي صالح، مدخل لنظرية القياس الاقتصادي، الجزء الأول، ديوان المطبوعات الجامعية، ط 2، ص 189.

معامل تضخم التباين لمختلف معلمات المتغيرات المستقلة و معاملات الارتباط الخطي بمختلف أنواعها نستعين بالبرنامج الإحصائي SPSS، و الذي يمدنا بالنتائج المبينة في الجدول التالي:

يتضح من خلال جدول النتائج أن المقاييس المراد حسابها غير متوفرة عند معلمة الحد الثابت لأنها غير معنية بمشكلة الارتباط كونها لا توافق أي متغير مستقل، تفسر النتائج المبينة في الجدول أدناه كالتالي، مثلا عند المتغير متوسط السن الأول للزواج للذكور المعبر عنه بـ X1، -0,345- تمثل الارتباط البسيط الخطي ليبرسون بين المتغير متوسط السن الأول للزواج للذكور و المتغير متوسط حجم الأسرة، 0,888 تمثل الارتباط الجزئي بين المتغير متوسط السن الأول للزواج للذكور و المتغير متوسط حجم الأسرة بفرض ثبات المتغيرات الأخرى، 0,049 تمثل الارتباط الجزء بين المتغير المستقل متوسط السن الأول للزواج للذكور و المتغير التابع متوسط حجم الأسرة مع استبعاد اثر المتغيرات المستقلة الأخرى عن المتغير المستقل متوسط السن الأول للزواج للذكور فقط. و بنفس الطريقة يتم تفسير باقي النتائج .

النموذج	المعلمة	t	المعنوية	الارتباط			إحصائية التعدد الخطي	
				العادي	الجزئي	الجزء	Tolerance	VIF
الثابت	22,417	71,772	,009					
X1	,079	6,460	,098	-,345	,888	,049	,005	201,837
X2	,402	12,620	,011	-,319	,994	,440	,011	88,636
X3	-,426	-15,651	,010	,197	-,996	-,546	,002	408,976
X4	-,280	-17,961	,011	-,288	-,997	-,627	,002	627,654
X5	,025	2,794	,057	-,056	,892	,097	,036	27,893

تبعاً لجدول النتائج أعلاه الكاشفة على وجود التعدد الخطي بين المتغيرات المستقلة، نجد أن مقياس معامل تضخم التباين بالنسبة لكل معلمات المتغيرات المستقلة يفوق القيمة عشرة (10)، و ما يهمنا بالضبط هو معامل تضخم التباين بالنسبة لمعلمتي المتغيرين المستقلين متوسط السن الأول للزواج للذكور "X1" و أمل الحياة عند الولادة "X5" كون المعلمتين الخاصتين بهما غير معنويتين و غير داليتين إحصائياً كما سبق وروده، إلا أن معاملي تضخم التباين لمعلمتيهما مرتفعة أكبر من القيمة عشرة، أي أن سبب قلة قيمة إحصائية ستيودت المحسوبة لهما راجع إلى الارتباط المتعدد للمتغيرات المستقلة و ليس لعدم أهميتهما في النموذج التفسيري لتغير متوسط حجم الأسرة خلال فترة الدراسة، و عليه فإن جميع المتغيرات المدرجة في نموذج الانحدار الخطي المتعدد الخاص بتفسير التطور الخاص بالمتغير التابع متوسط حجم الأسرة ذات تأثير و أهمية في تفسير التغيرات التي طرأت عليه خلال فترة الدراسة و لا يمكن استبعاد أي منها.

عند قياسنا كميا لتأثير المتغيرات الديموغرافية على متوسط حجم الأسرة الجزائرية خلال فترة الدراسة، تم ضمنا إثبات طرحنا السابق الذي يفيد بوجود علاقات تأثيرية معقدة متداخلة للعوامل الديموغرافية فيما بينها عند تأثيرها في التغير في متوسط حجم الأسرة الجزائرية، و الذي يُرجم بإثبات وجود الارتباط المتعدد بين المتغيرات الديموغرافية المستقلة لنموذج الانحدار الخطي المتعدد المفسر لتغير متوسط الأسرة الجزائرية المتوصل إليه.

خاتمة:

تم في هذا الفصل التركيز على متوسط حجم الأسرة الجزائرية كمتغير جوهري للدراسة، كونه من بين أهم الخصائص المميزة للأسر إضافة إلى علاقته الوطيدة بالتوجه الأسري و كذا العائلي، احتوى عموما الإثبات الإحصائي لوجود اختلاف في متوسط حجم الأسرة الجزائرية اعتمادا على الاختبارات الإحصائية التي تتماشى مع نوعية المعطيات و شروط جمعها بين الوسطين السكنيين الحضر و الريف على الامتداد الزمني لفترة الدراسة من 1966 إلى غاية 2002، كما تم الإثبات إحصائيا لوجود الاختلاف في هذا المؤشر زمنيا أي من تاريخ انجاز تعداد إلى تاريخ انجاز التعداد الموالي له إلى غاية تاريخ انجاز المسح العنقودي المتعدد المؤشرات سنة 2006. و بهذا الإثبات و الاستدلال الإحصائي للاختلاف خلال السنوات البيئية للتعدادات و المسحين، أي كل السنوات التي لا توافق المعطى الرقمي لمتوسط حجم الأسرة الجزائرية، و جب علينا الدراسة الوصفية لنتبع مسارات التطورات و التغيرات التي مست هذا المؤشر و محاولة الكشف على أهم الأسباب و العوامل التي كانت وراء هذه التغيرات، و كذا المسؤولية على هذه التطورات لاسيما الديموغرافية منها.

كما تم الاعتماد على الدراسة التحليلية للكشف على قيم تأثير هذه المتغيرات على أساس أنها متغيرات مستقلة على المتغير التابع متوسط حجم الأسرة الجزائرية و ذلك اعتمادا على أسلوب الانحدار الخطي المتعدد، الذي تمخض عنه القياس الكمي لتأثير كل المتغيرات الديموغرافية متوسط السن للزواج الأول لدى الجنسين، معدل المواليد الخام السنوي، نسب العزوبة لدى الجنسين في الفئات الشابة و أمل الحياة عند الولادة على متوسط حجم الأسرة ولكن بتفاوت في قيمة التأثير بين هذه المتغيرات، كما تم في هذا الفصل الإثبات ضمنيا لارتباط و تأثير هذه المتغيرات على بعضها البعض، إضافة إلى إثبات دور بعض المتغيرات الأخرى ذات الصبغة الاقتصادية و الاجتماعية على المؤشر محل الدراسة بشكل غير مباشر أي دخولها في التأثير كمتغيرات وسيطية بين المتغيرات الديموغرافية و متوسط حجم الأسرة، مثل المستوى التعليمي خاصة للإناث، الوسط السكني المعاش فيه، المستوى الاقتصادي للأفراد و الأسر، البطالة و المستوى الصحي.

الفصل الرابع

تطور النماذج الأسرية الجزائرية ابتداء من 1966 إلى غاية 2006

- 1.4- تطور النماذج الأسرية الجزائرية
 - 1.1.4- التحليل الكمي لتطور النماذج الأسرية في المرحلة 1966 - 1998
 - 2.1.4- التحليل الكمي لتطور النماذج الأسرية في المرحلة 1966 – 2006
 - 2.4- تطور البنى الأسرية في المرحلة 1966 - 2006
 - 1.2.4 - على مستوى التعدادات و المسحين
 - 2.2.4 - على مستوى البنى الأسرية
 - 3.4- تطور أحجام الأسر حسب البنى الأسرية
 - 1-3-4 التحليل الكمي لتطور أحجام الأسر حسب البنى الأسرية:
 - 2-3-4 التتبع الوصفي لتطور أحجام الأسر حسب البنى الأسرية
 - 4.4 - أهم أسباب تطور النماذج الأسرية في الجزائر من 1966 إلى غاية 2006

مقدمة : تعرضنا في الفصل الثاني من هذه الدراسة إلى تاريخ النماذج الأسرية و التطور التاريخي لمفهومي الأسرة و العائلة في الجزائر بشكل مفصل، أين توصلنا إلى أن تحديد مفهوم الأسرة خلال تعداد 1966 ارتكز أساسا على معيارين اثنين، الأول الوحدة السكنية (محل الإقامة) أي اشتراك الأفراد لنفس المسكن، و الثاني الوحدة الاقتصادية أي اشتراك الأفراد في المدخول الأسري المادي و ما يعبر عنه بمتغير الغذاء أي تحضير الوجبات الرئيسية معا و الاشتراك في الإنفاق الأسري. و وفقا للمعيارين السابقين، تم تعريف الأسرة العادية على أنها مجموعة أشخاص يعيشون معا في نفس المسكن و يحضرون عادة وجاتهم الرئيسية معا، كما قد يشكل شخص يعيش بمفرده أسرة، كما تتشكل الأسرة الواحدة من عائلة واحدة أو عدة عائلات أو تنعدم فيها العائلة نهائيا. و هو نفس المفهوم المتبنى من طرف الأمم المتحدة.

بعد تتبع التطور التاريخي زمنيا لمفهومي الأسرة و العائلة في الجزائر في الفترة الاستعمارية و فترة ما بعد الاستقلال، تم في الفصل الثاني رصد كل المحاولات الساعية إلى تكوين النماذج الأسرية أو التراكيب العائلية في الجزائر انطلاقا من نتائج التعدادات و المسوح المنجزة في الجزائر، إضافة إلى النماذج الأسرية المقترحة في بعض الدراسات ذات الطابع الديموغرافي، دون الخوض في انتشار هذه النماذج الأسرية من الناحية الكمية.

سنحاول في هذا الفصل من الدراسة التركيز على الجانب الكمي مع إعطائه نصيبا هاما يتعلق بتطور النماذج الأسرية بدلالة نسب تواجد كل نموذج من مجموع النماذج المقترحة إجمالا، و في كل وسط سكني حضر و ريف بشكل مستقل أنيا أي حسب النتائج المستقاة من كل تعداد. ثم محاولة تتبع مسار التغيرات و التطورات التي مست كل نموذج من النماذج المقترحة في الدراسة زمنيا بدلالة تواريخ انجاز التعدادات و المسحيين الوطنيين لسنتي 2002 و 2006، مع محاولة الكشف عن أهم العوامل والأسباب التي كانت وراء تغير كل نموذج أسري، بالرغم من صعوبة حصرها، أخذين النتائج المتمخضة عن تعداد 1966 كقاعدة بيانات لكل عمليات التتبع و المقارنة لما له من ميزات خولت نتائجه أن تكون قاعدة لذلك و التي ذكرناها في الفصل السابق من هذه الدراسة.

1-4 تطور النماذج الأسرية الجزائرية:

كما سلف أن ذكرنا في الفصل الثاني من هذه الدراسة، قامت المحافظة الوطنية لإحصاء السكان المعروفة (CNRP) سنة 1966 بعملية إحصاء شاملة للأسر و العائلات الجزائرية القاطنة على مستوى الإقليم الجزائري. بعد الانتهاء من هذه العملية، نتج عنها عد حوالي 02 مليون أسرة (بالضبط 2031167 أسرة) و 2.6 مليون عائلة على مستوى كامل القطر الجزائري¹. تم استغلال هذه النتائج في محاولة تكوين النماذج الأسرية لتكون بذلك أول محاولة تخص متغير النموذج الأسري في تاريخ الجزائر، و التي نتج عنها اقتراح اثنا عشرة (12) نموذجا أسريا اعتمادا على عدد العائلات المكونة لكل أسرة و ثلاثة أنواع عائلية²، في التعدادات التي جاءت بعده تعداد 1977، تعداد 1987 و تعداد 1998 تم تبني نفس النماذج تقريبا بإضافات أو تغييرات بسيطة، و هذا من شأنه أن يسهل علينا إجراء عمليات تتبع و مقارنة كمية خاصة بكل نموذج أسري على حدا و متابعة لكل التطورات و اتجاهات التغير التي مست الأسر الجزائرية بشكل عام بحكم الامتياز بمعيار مشترك و موحد الذي مس نمذجة هذه التعدادات، و يكون ذلك كخطوة أولى من تتبع مسارات هذه النماذج الأسرية ابتداء من 1966 إلى غاية 1998، و في الخطوة الثانية سنحاول إسقاط النمذجة الأسرية المتبناة من طرفنا المبنية أساسا على معيار رابطة القرابة مهما كان نوعها بين أفراد الأسرة و رب الأسرة المبنية في الفصل الثاني من هذه الدراسة على النمذجة المتبناة في هذه التعدادات لتكون بذلك مدا زمنيا ابتداء من 1966 إلى غاية 2006 يمتاز بوحدة النمذجة.

و على هذا الأساس و للتمكن من بلوغ كشف التغيرات الكمية التي مست نسب النماذج الأسرية في الجزائر، سيتم تقسيم التحليل الكمي لنسب النماذج الأسرية خلال فترة الدراسة إلى مرحلتين، الأولى مرحلة جزئية تمتد من سنة 1966 إلى غاية سنة 1998، أما الثانية مرحلة كلية تشمل كل فترة الدراسة، و هذا يعني أن المرحلة الأولى محتواة في المرحلة الثانية زمنيا، لكن الهدف الأسمى الكامن وراء هذا التقسيم هو المقارنة بين النمذجة الأسرية المتبناة في التعدادات السابقة و النمذجة الأسرية المتبناة من طرفنا في التعبير الكمي للتغير الذي مس توزيع مختلف نسب النماذج الأسرية في الجزائر بدلالة نتائج التعدادات و المسحين الوطنيين لسنتي 2002 و 2006.

¹ C.N.R.S (1972) ; Recensement Général de la Population et de l'Habitat 1966. Rapport méthodologique, état et structures des ménages en Algérie, série C volume 1.

² C.N.R.S (1972) ; Recensement Général de la Population et de l'Habitat 1966. Rapport méthodologique, état et structures des ménages en Algérie, série C volume 2.

1-1-4 التحليل الكمي لتطور النماذج الأسرية في المرحلة 1966 - 1998

سنحاول في هذه المرحلة التي تمتد من سنة 1966 إلى غاية 1998، و التي يتوسطها انجاز أربعة تعدادات و هي تعداد 1966، 1977، 1987 و 1998، دراسة و تتبع مسار التغيرات و رصد كل التطورات التي عرفها كل نوع من الأنواع الأسرية الاثني عشر المقترحة في تعداد 1966، و التي تم تبنيها في التعدادات اللاحقة له، و بحكم التوافق في النماذج المتبينة في هذه التعدادات يمكننا بلوغ هذه الغاية اعتمادا على المعطيات التي تم جمعها مما تمخض من نتائج هذه التعدادات، تجدر الإشارة كما تم ذكره في الفصل الثاني من هذه الدراسة أن النماذج المقترحة في تعداد 1966 و التي أعمد في بنائها أساسا على ثلاث (03) أنواع عائلية، النوع الأول يحوي زوج و زوجة مع أولادهما أما النوع الثاني فيتشكل من زوج و زوجة بدون أولاد، في حين يحوي النوع الثالث أب أو أم مع الأولاد. يمكن تلخيص هذه النماذج كالتالي:

النموذج 1 : أسرة عادية من فرد واحد

النموذج 2 : أسرة عادية، تتكون من شخصين فأكثر بدون رابطة بيولوجية

النموذج 3 : أسرة عادية، بعائلة من النوع الأول، بدون أفراد خارجين عن العائلة

النموذج 4 : أسرة عادية، بعائلة من النوع الثاني، بدون أفراد خارجين عن العائلة

النموذج 5 : أسرة عادية، بعائلة من النوع الثالث، بدون أفراد خارجين عن العائلة

النموذج 6 : أسرة عادية، بعائلة من النوع الأول، مع أفراد خارجين عن العائلة

النموذج 7 : أسرة عادية، بعائلة من النوع الثاني، مع أفراد خارجين عن العائلة

النموذج 8 : أسرة عادية، بعائلة من النوع الثالث، مع أفراد خارجين عن العائلة

النموذج 9 : أسرة عادية، بعائلتين من النوع الثاني، مع أو بدون أفراد خارجين عن العائلة.

النموذج 10 : أسرة عادية، بعائلتين من النوع الأول أو الثالث، (كلا العائلتين بوجود أولاد، مع أو بدون

أفراد خارجين عن العائلة).

النموذج 11 : أسرة عادية، بعائلتين من النوع الأول أو الثاني، (لعائلة واحدة فقط أولاد أي عائلة من

النوع الأول و الأخرى من النوع الثاني أو عائلة من النوع الثالث و الأخرى من النوع الثاني) مع أو بدون

أفراد خارجين عن العائلة.

النموذج 12 : أسرة عادية، بثلاث عائلات مهما كان نوعها، مع أو بدون أفراد خارجين عن العائلة.

بغية التعمق أكثر في كشف التفاصيل التطورية و رصد كل التغيرات المسجلة على مستوى

النماذج المذكورة أعلاه خلال هذه الفترة من ناحية الاستقراء الوصفي الخاص بتتبع الارتفاع و التراجع من

خلال البيانات الكمية الخاصة بكل نموذج، و الإثبات الإحصائي للاختلاف بين نسب النماذج في كل تعداد على حدا و الاختلاف بين نسب النموذج الواحد بين التعدادات الأربعة اعتمادا على الاختبارات الإحصائية المناسبة التي تتوافق مع نوعية المعطيات التي تم جمعها، سنقوم بدراسة تغيرات نسب هذه النماذج ثم التحليل الكمي المناسب لها على مستويين، أولا على المستوى الوطني الإجمالي أي بأخذ النسب من مجموع الأسر الجزائر ككل دون تمييز لمحل إقامتها، ثانيا على مستوى المنطقتين السكيتين الحضرية و الريفية أي بإدماج متغير منطقة السكن كمتغير مراقبة بحيث نتابع التطور الذي مس نسب هذه النماذج في كل منطقة سكنية بشكل مستقل عن الأخرى.

1-1-1-4 التغير الكمي في نسب النماذج الأسرية في شكلها الإجمالي:

لمتابعة تطور نسب النماذج الأسرية في شكلها الإجمالي أي دون إدراج محل إقامة الأسر، نعتمد على الجدول التالي رقم 1.4 الذي لخصنا فيه المعطيات التي تم جمعها الخاصة بالنماذج الأسرية المتبناة خلال التعدادات الأربعة الأولى المنجزة في تاريخ الجزائر بعد استقلالها، و التي تخص نسب الأسر المنتمية إلى كل نموذج أسري من أصل مجموع الأسرية الجزائرية بشكل إجمالي بدلالة تواريخ انجاز التعدادات.

الجدول رقم 1.4: توزيع نسب النماذج الأسرية حسب التعدادات

التعداد	النموذج 1	النموذج 2	النموذج 3	النموذج 4	النموذج 5	النموذج 6	النموذج 7	النموذج 8	النموذج 9	النموذج 10	النموذج 11	النموذج 12	المجموع
1966	4,81	1,14	46,21	5,86	7,32	10,07	1,69	1,64	0,43	9,45	6,22	5,17	100
1977	3,56	1,05	48,27	4,67	5,85	11,65	1,82	1,93	0,32	9,29	5,8	5,8	100
1987	3,25	0,75	55,71	3,68	5,75	8,71	0,65	0,71	0,19	10,85	4,68	5,07	100
1998	2,36	0,64	61,09	3,67	6,29	7,73	0,8	1,46	0,15	8,12	3,23	2,39	97,93

- المصدر: - التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1966.
 - التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1977.
 - التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1987.
 - التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1998.

قبل استقرار المعطيات المبينة في الجدول أعلاه، تجدر الإشارة إلى أن مجموع نسب النماذج الأسرية في تعداد 1998 يختلف عن القيمة 100%، بحيث مجموعها كاملة يساوي النسبة 97.9 % ، يمكن

إرجاع عدم مساواة مجموع نسب النماذج الأسرية القيمة 100% في هذا التعداد إلى إدراج نماذج أسرية جديدة لم تكن موجودة في التعدادات السابقة له، و نقصد بها النماذج 13، 14 و 15 التي أضيف اقتراحها لاحتواء النوع الرابع من العائلات المضاف في هذا التعداد، و الحامل لصفة عائلة أخرى كما بينا في الفصل الثاني من هذه الدراسة.

يتضح من خلال معطيات الجدول رقم 1.4 و جود تباين واضح بين نسب الأسر المنتمية إلى مختلف النماذج الأسرية المقترحة حسب كل تعداد، هذا من جهة، و من جهة أخرى يتبين كذلك الاختلاف بين نسب الأسر المنتمية إلى النموذج الواحد بدلالة تواريخ انجاز التعدادات الأربعة، إلا أن القراءة الوصفية وحدها لهذا الاختلاف غير كافية لتعميمه و التسليم به عبر مختلف السنوات البيئية، و لبلوغ هذا الهدف أي إثبات الاختلاف زمنيا بين هذه النسب و يجب علينا إثباته و البرهنة على وجوده إحصائيا.

لبلوغ هذه الغاية ووظفنا الاختبار الإحصائي كاي مربع للمطابقة "Khi-deux" الخاص بالنسب، لأننا بصدد إثبات وجود الاختلاف أو عدم وجوده بين نسب النماذج الأسرية الخاصة بتعداد 1966 و نسب النماذج الأسرية الخاصة بتعداد 1998، كون التاريخين 1966 و 1998 هما المحددان زمنيا لهذه الفترة أي الحد الأدنى و الحد الأعلى للفترة المقصودة، إضافة إلى ذلك فان البيانات المبينة في الجدول أعلاه جمعت على شكل نسب مئوية و ليست على هيئة أرقام مطلقة. و يعتمد اختبار المطابقة لكاف مربع على الفرضية الصفرية H_0 التي تفيد على عدم وجود اختلاف بين نسب أسر النماذج الأسرية المستقاة من نتائج تعداد 1966 و نسب أسر النماذج الأسرية المستقاة من نتائج تعداد سنة 1998، ضد الفرضية البديلة H_1 التي تنص على عكس ذلك أي وجود اختلاف بين توزيع نسب أسر النماذج الأسرية المسجلة حسب تعداد سنة 1966 و نظيرتها المسجلة في تعداد سنة 1998. للوصول إلى قيمة إحصائية كاف مربع (المحسوبة) نطبق العلاقة التالية:

$$X^2 = \sum_{i=1}^I \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$$

لتطبيق اختبار كاف تربيع بهدف إثبات الاختلاف أو عدمه بين توزيع نسب النماذج الأسرية المسجلة في التعدادين 1966 و 1998 نقصر فقط على النماذج الأسرية التي سجلت نسب عالية من مجموع الأسر الجزائرية خلال كل التعدادات أي النموذجين الأسريين 3 و 6، و النماذج الأسرية التي سجلت نسب ذات ترتيب متوسط مقارنة مع باقي النماذج كالنموذجين رقمي 01 و 12 الواقعين في الرتبتين السادسة و السابعة على الترتيب بأخذ متوسط الرتب كمييار للترتيب. للتطبيق العددي للعلاقة الإحصائية

الخاصة بحساب إحصائية كاف مربع نوظف الجدول التالي الذي يلخص كل الخطوات الحسابية اللازمة لإتمامه:

النموذج 12	النموذج 6	النموذج 3	النموذج 1	
5,17	10,07	46,21	4,81	تعداد 1966 (O_i)
2,39	7,73	61,09	2,36	تعداد 1998 (E_i)
-2,78	-2,34	14,88	-2,45	$O_i - E_i$
7,73	5,48	221,41	6,00	$(O_i - E_i)^2$
1,49	0,54	4,79	1,25	$(O_i - E_i)^2 / E_i$

بتوظيف النتائج المبينة في السطر الأخير من الجدول أعلاه، و تطبيقها عدديا في العلاقة الحسابية الخاصة بحساب إحصائية كاف مربع نجد أن قيمتها 8,078، بغية استخراج قيمة كاف مربع المجدولة نعتمد على جدول التوزيع الاحتمالي الخاص بتوزيع قانون كاف تربيع عند مستوى معنوية 0,05 و درجة حرية قيمتها $n = 3$ ، التي تم حسابها وفقا للقانون الخاص بها في مثل هذه الحالات أي بضرب عدد الأسطر ناقص واحد في عدد الأعمدة ناقص واحد $(k-1)(L-1)$ ، بملاحظة القيمة الموافقة للتقاطع بين درجة الحرية و مستوى الدلالة في جدول التوزيع الاحتمالي الخاص بكاف تربيع نجد قيمة كاف تربيع المجدولة 7,82.

بمقارنة القيمتين الخاصتين بكاف مربع المحسوبة و المجدولة، نجد أن القيمة المحسوبة اكبر من القيمة المجدولة عند مستوى المعنوية 0,05، و عالية نرفض الفرضية الصفرية و نقبل الفرضية البديلة H_1 التي مفادها الاختلاف بين نسب أسر النماذج الأسرية المستقاة من نتائج تعداد 1966 و نسب أسر النماذج الأسرية المستقاة من نتائج تعداد سنة 1998 أي وجود اختلاف كمي معنوي و ذو دلالة إحصائية بين نسب الأسر المنتمية للنماذج محل الدراسة المسجلة في التعدادين 1966 و 1998 و على هذا الأساس يمكن القول بوجود اختلاف في توزيع نسب النماذج الأسرية بين التعدادين. و بحكم معنوية الاختلاف بين نسب أسر النماذج بين السنتين المحددتين للفترة و دلالاته الإحصائية، يمكن تعميمه بنسبة ثقة 95% على كامل الفترة أي وسط السنوات البينية للتعدادات.

بعد الإثبات الإحصائي لوجود الاختلاف بين نسب أسر النماذج الأسرية المسجلة حسب نتائج تعداد 1966 و نسب أسر النماذج الأسرية المستقاة من نتائج تعداد سنة 1998، يمكن تتبع الفروق المسجلة بين نسب النماذج وصفا في التعداد الواحد أي كل تعداد على حدا، و كذلك متابعة مسار تغير كل نموذج على حدا بدلالة تواريخ انجاز التعدادات في الجزائر.

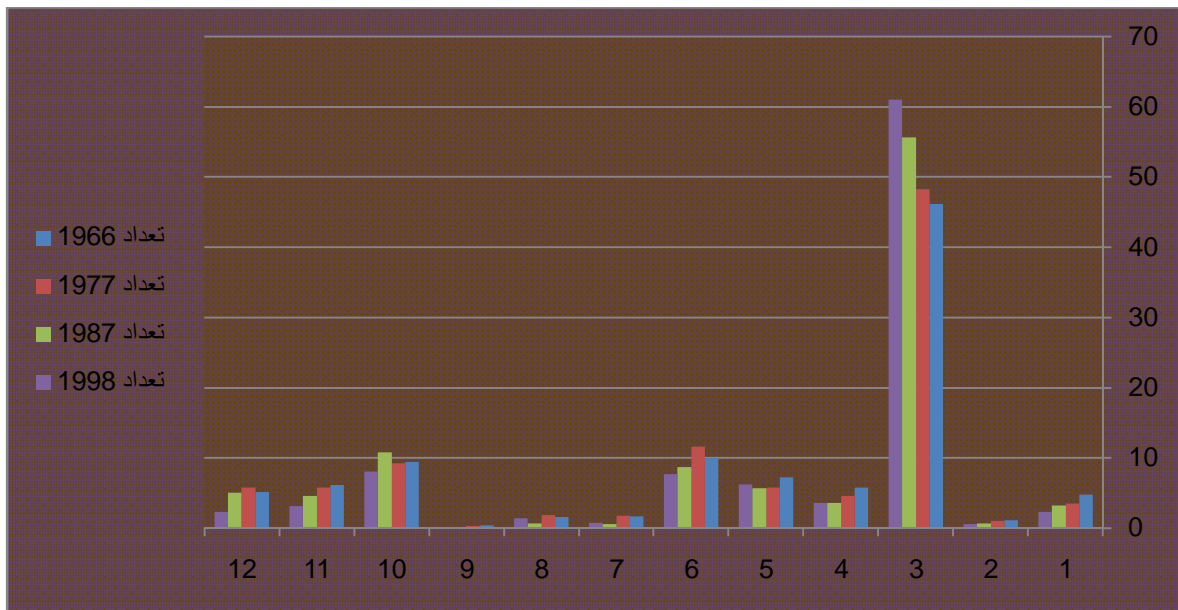
بالرجوع إلى البيانات الملخصة في الجدول رقم 1.4، عند اهتمامنا بتتبع الفروق المسجلة بين نسب النماذج الأسرية المسجلة في كل تعداد بشكل منعزل، نلاحظ حسب ما ورد في نتائج تعداد 1966، أن نسب الأسر المنتمية إلى النموذج 3 من مجموع الأسر الجزائرية تمثل الأغلبية بتسجيلها 46,21% بفرق يربو عن 36 نقطة بينها وبين نسب أسر النموذج 6 التي أتت في المرتبة الثانية بتسجيلها نسبة 10,07%، أما أسر النموذج 10 فسجلت نسبة مقارنة لنسبة أسر النموذج 6 بتحقيقها المقدار 9,45%. في حين لم تسجل باقي نسب أسر النماذج الأخرى سوى قيم جد متواضعة من مجموع الأسر الجزائرية و بالأخص نسبة أسر النموذج 9 الذي سجلت المقدار 0,43%، كما تجدر الإشارة إلى أن هذه النماذج سجلت مجتمعة النسبة 34,27%. و حسب ما ورد في نتائج تعداد سنة 1977، بقي ترتيب نسب أسر النماذج على نفس الحال الملاحظ في تعداد 1966، بحيث سجلت كذلك نسب الأسر المنتمية للنموذج 3 أعلى نسبة بمقدار 48,27% من مجموع الأسر الجزائرية، تليها و بفرق كبير جدا نسب أسر النموذج 6 التي بلغت نسبتها 11,65% ثم نسب أسر النموذج 10 بنسبة 9,29%، في حين بلغت نسبة أسر كل النماذج الأخرى مجتمعة القيمة 30,79% و هي اقل من نظيرتها المسجلة في تعداد 1966. فيما يخص نتائج تعداد سنة 1987، بقيت نسب الأسر المنتمية للنموذج 3 هي الأكبر بشكل مطلق بحيث شكلت أكثر من نصف أسر الجزائر بتسجيلها القيمة 55,71% بفرق 44,86 نقطة بينها وبين نسب أسر النموذج 10 التي يلاحظ أن نسبة أسرها أتت في المرتبة الثانية مسجلة القيمة 10,85% أين حلت محل نسبة أسر النموذج 6 في هذا التعداد التي لم تبلغ سوى القيمة 8,71%، أما باقي نسب أسر النماذج الأسرية الأخرى فلم تسجل إلا نسباً جد محتشمة إذ بلغت نسبها مجتمعة القيمة 24,73%. و بملاحظتنا لنتائج تعداد سنة 1998، وجدنا أن نسب أسر النموذج الأسري 3 سجلت أعلى نسبة بشكل مطلق بحيث مثلت أكثر من ثلاثة أخماس أسر الجزائر ببلوغها القيمة 61,09% و بفرق 52,97 نقطة بينها وبين نسب أسر النموذج 10 التي أتت في المرتبة الثانية بتسجيلها نسبة 8,12%، و إذا استثنينا النموذجين الأسريين رقمي 3 و 10 نجد أن باقي النسب جاءت في هذا التعداد بنسب جد ضئيلة و لم تبلغ نسبها مجتمعة سوى القيمة 30,79% من مجموع الأسر الجزائرية.

ما يمكن قوله بشكل إجمالي، عند ملاحظتنا للاختلاف الوارد بين نسب أسر النماذج الأسرية المقترحة في التعدادات حسب كل تعداد، نجد أن نسب الأسر المنتمية للنموذج الأسري 3، أي الأسر التي تتشكل من عائلة من النوع الأول أي زوج و زوجة مع أولادهما و بدون أفراد خارجين عن العائلة، حققت نسباً جد عالية و أكبر من نسب نظيراتها للنماذج الأخرى بفرق هام جدا في مختلف التعدادات محل الملاحظة. تأتي بعدها في المرتبة الثانية حسب نتائج تعدادي 1966 و 1977 نسب أسر النموذج 6، أي الأسر المكونة من زوج و زوجة مع أولادهما، مع وجود أفراد خارجين عن العائلة. أما في تعدادي 1987 و 1998 حلت نسبة أسر النموذج 10 في المرتبة الثانية، و يقصد بأسر هذا النموذج الأسر التي تحوي

عائلتين من النوع الأول أي زوج و زوجة مع أولادهما و بدون أفراد خارجين عن العائلة، أو من النوع الثالث أي أب أو أم مع الأولاد، مع أو بدون أفراد خارجين عن العائلة.

عند تتبع التباين و التطور الحاصل بين نسب الأسر المنتمية إلى كل نموذج أسري من النماذج المقترحة بشكل منعزل عن باقي النماذج بدلالة التواريخ الأربعة الموافقة لانجاز التعدادات، نجد أن بعض نسب النماذج الأسرية عرفت خلال تغيرها ارتفاعا مستمرا على طول فترة الملاحظة الممتدة من سنة 1966 إلى غاية سنة 1998، و نسب نماذج أخرى عرفت خط سير معاكس تماما للأولى في تغيرها، في حين تذبذبت نسب باقي النماذج بين الزيادة في حين و النقصان في حين آخر بدلالة سنوات انجاز التعدادات، وهذا ما يبينه بشكل أيسر المخطط رقم 1.4 الخاص بتطورات نسب النماذج الأسرية المنجز اعتمادا على المعطيات الملخصة في الجدول رقم 1.4 .

نلاحظ حسب معطيات الجدول رقم 1.4 و المخطط رقم 1.4، أن أسر النموذج 3 هي الوحيدة التي عرفت استمرارية في ارتفاع نسبها على حساب باقي نسب النماذج الأسرية الأخرى من تعداد إلى التعداد الموالي له، بحيث ارتفعت قيمتها من 46,21% حسب نتائج تعداد سنة 1966 إلى 61,09% تبعاً لنتائج تعداد سنة 1998، أما نسب أسر النماذج 1، 2، 4، 9 و 11 فقد اتخذت خط اتجاه عام معاكس تماما لسير تطور نسب أسر النموذج 3، بحيث انخفضت نسب أسر هذه النماذج من 4,81%، 1,14%، 5,86%، 0,43% و 6,22% على الترتيب حسب ما سجل في نتائج تعداد سنة 1966 إلى القيم 2,36%، 0,64%، 3,67%، 0,15% و 3,23% على الترتيب استنادا إلى نتائج 1998.



المخطط رقم 1.4: تطور نسب النماذج الأسرية حسب التعدادات 1966 - 1998

أما باقي نسب النماذج الأسرية، أي النماذج 5، 6، 7، 8، 10 و 12 فقد عرفت تذبذبا في قيمها بين الزيادة و النقصان من تعداد لآخر. إلا أنها بالرغم من التذبذبات التي شهدتها فقد سجلت على العموم خلال فترة الملاحظة خط اتجاه عام نحو الانخفاض فمثلا نسب النموذج 5 انخفضت من 7,32% حسب ما سجل في تعداد سنة 1966 إلى 6,29% من خلال نتائج تعداد سنة 1998، أما نسب أسر النموذج 6 فتراجعت من 10,07% حسب نتائج تعداد 1966 إلى 7,73% تبعا لنتائج تعداد 1998، بالرغم من تذبذب نسبها بين تواريخ الملاحظة خلال فترة الدراسة.

يُفهم مما تقدم ذكره في الفقرات السابقة الخاصة بالاستقراء الوصفي لتغير نسب أسر النماذج الأسرية المقترحة أن الارتفاع المستمر لنسب أسر النموذج الأسري 3 من تعداد إلى آخر راجع إلى انخفاض نسب أسر النماذج الأسرية التي اتجهت نحو الانخفاض المستمر على طول فترة الملاحظة كالنموذج 11 من جهة، و من جهة أخرى إلى انخفاض نسب أسر النماذج التي عرفت تذبذبا خلال نفس الفترة بحكم سيرورة اتجاهها العام نحو الانخفاض مثل النموذج 5 على سبيل المثال لا الحصر.

لتوضيح الطرح السابق بشكل أكثر دقة، أي ارتفاع نسب الأسر المنتمية للنموذج الثالث من أصل مجموع الأسر الجزائرية على حساب باقي نسب أسر النماذج الأسرية الأخرى، نلجأ إلى قياس التغيرات الطارئة كميًا على مختلف نسب النماذج الأسرية، بتوظيف معدل التغير الخاص بنسب النماذج الأسرية بين تعدادين سنتي 1966 و 1998 بشكل أساسي لقياس التغير على الامتداد الزمني للمرحلة في شكلها العام و معدلات التغير البنائية للتعدادات بشكل وسيطي لكشف كمية التذبذب أو ديمومة المسار التطوري نحو الزيادة أو التراجع، معدلات التغير المتحصل عليها ملخصة في الجدول رقم 2.4 الذي تم حساب المؤشرات المبينة فيه اعتمادا على معطيات الجدول رقم 1.4.

الجدول رقم 2.4: معدلات تغير نسب النماذج الأسرية حسب التعدادات

النموذج 7	النموذج 6	النموذج 5	النموذج 4	النموذج 3	النموذج 2	النموذج 1	
7,69	15,69	-20,08	-20,31	4,46	-7,89	-25,99	تعداد 77-66
-61,54	-13,51	-21,45	-37,20	20,56	-34,21	-32,43	تعداد 87-66
-52,66	-23,24	-14,07	-37,37	32,20	-43,86	-50,94	تعداد 98-66
-64,29	-25,24	-1,71	-21,20	15,41	-28,57	-8,71	تعداد 87-77
-56,04	-33,65	7,52	-21,41	26,56	-39,05	-33,71	تعداد 98-77
23,08	-11,25	9,39	-0,27	9,66	-14,67	-27,38	تعداد 98-87

تابع الجدول 2.4: النماذج من 8 إلى 12.

النموذج 12	النموذج 11	النموذج 10	النموذج 9	النموذج 8	
12,19	-6,75	-1,69	-25,58	17,68	تعداد 77-66
-1,93	-24,76	14,81	-55,81	-56,71	تعداد 87-66
-53,77	-48,07	-14,07	-65,12	-10,98	تعداد 98-66
-12,59	-19,31	16,79	-40,63	-63,21	تعداد 87-77
-58,79	-44,31	-12,59	-53,13	-24,35	تعداد 98-77
-52,86	-30,98	-25,16	-21,05	105,63	تعداد 98-87

تتبين من معطيات الجدول رقم 2.4 و بشكل جد واضح، صحة ما طرحناه سابقا اعتمادا على القراءة الوصفية عند تتبع سيرورة تطور مختلف نسب النماذج الأسرية بدلالة تواريخ انجاز التعدادات، بحيث نلاحظ أن نسب الأسر المنتمية للنموذج الأسري الثالث هي الوحيدة التي سجلت معدل تغير نحو الارتفاع بين تعدادي سنتي 1966 و 1998 بمقدار 32,2%. كما سجلت معدل تغير نحو الزيادة بين التعدادات البيئية و لكن بنوع من التباين بين التعدادات، بحيث كان معدل ارتفاعها بين سنتي 1966 و 1977 بمقدار 4,46% ليرتفع إلى 15,41% بين تعدادي 1977 و 1987، ثم عاود الانخفاض إلى القيمة 9,66% بين التعدادين 1987 و 1998. في حين سجلت كل نسب النماذج الأسرية الأخرى دون استثناء انخفاضا في معدل تغيرها بين التاريخين المحددين لفترة الملاحظة، كما توضح أن أكبر معدل انخفاض على الإطلاق بين نسب النماذج الأسرية الأخرى يخض النموذج التاسع بتسجيله معدل تغير نحو التراجع بقيمة 65,12% و الذي عرف انخفاضا مستمرا على طول الفترة إلى درجة انعدامه تقريبا بين أوساط الأسر الجزائرية، في حين كان أقل معدل تغير نحو الانخفاض بين أوساط نسب النماذج الأسرية خلال فترة الملاحظة ككل أي بين تعدادي 1966 و 1998 خاصة بنسب أسر النموذج الثامن بتسجيله معدل تغير نحو التراجع قيمته 10,98%.

كما اتضح من خلال الجدول أعلاه، أن نسب النماذج الأسرية التي شهدت خط سير نحو الانخفاض الدائم خلال فترة الملاحظة في شكلها العام و نقصد بها النماذج الأسرية 1، 2، 4، 9 و 11، عرفت تباينا في شدة انخفاضها، و لكن عموما سجلت معدلات انخفاض جد هامة كليا بين التاريخين

المحددتين لفترة الملاحظة قيمها 50,94%، 43,86%، 37,37%، 65,12% و 48,07% على الترتيب. أما نسب باقي النماذج الأسرية، أي النماذج 5، 6، 7، 8، 10 و 12 التي رأينا وصفيا أنها تميزت بالتذبذب بين الزيادة و النقصان عند تواريخ انجاز التعدادات، فقد سجلت هي الأخرى معدلات تغير نحو التراجع إذا اهتمينا بفترة الملاحظة ككل دون تجزئتها و لكن نسبيا اقل من سابقتها عند مقارنتنا بها، بحيث سجلت معدلات تغير نحو الانخفاض خلال فترة الملاحظة في شكلها العام زمنيا مقاديرها 14,07%، 23,24%، 52,66%، 10,98% و 14,07% و 53,77% على الترتيب.

من خلال ما تم إثباته إحصائيا عن وجود اختلاف معنوي و ذو دلالة إحصائية في توزيع نسب الأسر المنتمية إلى مختلف النماذج الأسرية بين نتائج التعدادين 1966 و 1998 و تعميمه زمنيا على طول هذه الفترة، و التتبع الإحصائي لمعدلات تغير نسب كل نموذج أسري من تعداد إلى آخر بدلالة تواريخ التعدادات الأربعة الأولى في تاريخ الجزائر بعد استقلالها، و الاستقراء الوصفي لمختلف نسب أسر النماذج المقترحة، يتبين أن الأسر الجزائرية في توجه مستمر نحو النموذج الأسري الثالث الذي تشكل أسرته من عائلة من النوع الأول أي زوج و زوجة مع أولادهما و بدون أفراد خارجين عن العائلة على حساب باقي النماذج الأسرية الأخرى خلال الفترة الممتدة من 1966 إلى غاية 1998.

2-1-1-4- التغيير الكمي في نسب النماذج الأسرية بين الوسطين السكنيين

بعد تتبع تطور نسب النماذج الأسرية المقترحة حسب تعداد 1966 في شكلها الإجمالي أي من مجموع الأسر الجزائرية ككل، سنحاول دراسة هذه التطورات بإشراك متغير الوسط السكني ريف و حضر للأسر، أي تتبع التغيرات التي شهدتها نسب الأسر المنتمية إلى كل نموذج في كل وسط بشكل مستقل عن الوسط الآخر، وصولا إلى مقارنة انتشار نسب النماذج الأسرية و التطورات الحاصلة في كل نموذج بين الوسطين السكنيين. للوصول إلى هذا الهدف اعتمدنا على الجدول رقم 3.4 الذي يوضح توزيع نسب مختلف النماذج الأسرية حسب محل إقامة الأسر من خلال نتائج التعدادات 1966، 1977، 1987 و 1998.

جدول رقم 3.4: توزيع النماذج الأسرية (%) حسب المنطقة السكنية في مختلف التعدادات

التعداد	المقاطعة	النموذج 1	النموذج 2	النموذج 3	النموذج 4	النموذج 5	النموذج 6	النموذج 7	النموذج 8	النموذج 9	النموذج 10	النموذج 11	النموذج 12
1966	حضر	6,14	1,48	47,45	6,48	7,36	10,54	1,76	1,85	0,33	8,48	4,74	3,39
	ريف	3,92	0,91	45,37	5,45	7,3	9,76	1,64	1,49	0,49	10,1	7,21	6,36
	المجموع	4,81	1,14	46,21	5,86	7,32	10,07	1,69	1,64	0,43	9,45	6,22	5,17
1977	حضر	3,64	1,23	48,28	4,32	6,49	13,15	2,1	2,51	0,21	8,13	4,55	5,39
	ريف	3,51	0,92	48,26	4,91	5,4	10,59	1,62	1,52	0,4	10,11	6,67	6,09
	المجموع	3,56	1,05	48,27	4,67	5,85	11,65	1,82	1,93	0,32	9,29	5,8	5,8
1987	حضر	3,73	0,94	55,37	3,81	6,81	9,14	0,78	1,01	0,25	10,14	3,83	4,19
	ريف	2,75	0,55	56,06	3,54	4,66	8,26	0,51	0,39	0,14	11,59	5,55	5,98
	المجموع	3,25	0,75	55,71	3,68	5,75	8,71	0,65	0,71	0,19	10,85	4,68	5,07
1998	حضر	2,32	0,72	60,41	3,61	6,85	7,88	0,84	1,68	0,14	8	3,09	2,36
	ريف	2,41	0,52	62,14	3,77	5,42	7,5	0,73	1,13	0,15	8,29	3,45	2,44
	المجموع	2,36	0,64	61,09	3,67	6,29	7,73	0,8	1,46	0,15	8,12	3,23	2,39

المصدر: - التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1966.

- التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1977.

- التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1987.

- التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1998 .

من الملاحظة الأولية للبيانات الملخصة في الجدول رقم 3.4 يتبين لنا وجود اختلاف في نسب الأسر المنتمية إلى مختلف النماذج الأسرية دون استثناء بين المنطقتين السكنتين ريف و حضر عبر كامل سنوات الملاحظة الموافقة لانجاز التعدادات. لكن الاعتماد على القراءة الوصفية و الملاحظة العينية للفروق بين نسب هذه النماذج سواء على مستوى المنطقتين السكنتين في كل تعداد، أو على مستوى كل وسط سكني بين تواريخ انجاز التعدادات غير كافية للإثبات الفعلي للاختلاف بين هذه النسب، لكنها تعطينا فكرة على وجوده و هذا ما نلمسه فعلا من تتبع بيانات الجدول أعلاه، لهذا السبب وظفنا بعض الاختبارات الإحصائية

التي تتماشى مع نوعية البيانات الملخصة في الجدول أعلاه، التي من شأنها البرهنة و الإثبات الفعلي لوجود الاختلاف في النسب محل المتابعة.

بغية التحقق و البرهنة إحصائيا على وجود الاختلاف بين نسب الأسر المنتمية إلى النماذج المقترحة في التعدادات الأربعة الأولى، و التأكد من وجود تطور كمي في هذه النسب خلال فترة الدراسة، و للتعلم أكثر في التحليل الكمي للبيانات كونها تخص أحد المتغيرات الجوهرية في دراستنا إن لم نقل أهم متغيرات موضوع الدراسة، سنعمل على دراسة التغير في نسب النماذج الأسرية على ثلاث مستويات، الأول خاص بتطور هذه النسب على مستوى المنطقة السكنية الحضرية، الثاني خاص بدراسة تطور هذه النسب على مستوى المنطقة السكنية الريفية، و المستوى الثالث يجمع المنطقتين السكنتين معا أي التركيز على المقارنة في تغيرات هذه النسب بإدراج متغير محل إقامة الأسر.

تسهيلا لإجراء مختلف الاختبارات الإحصائية، و كخطوة تمهيدية لحسابها، نستعين بالجدول التالي المستنبط من الجدول رقم 3.4، أي بعد إرجاع الصفوف كأعمدة و إرجاع الأعمدة كصفوف، ليصبح المتغير المستقل هو الزمن أي تواريخ انجاز التعدادات الأربعة، و المتغير التابع هو نسب مختلف النماذج الأسرية على مستوى الوسطين حضر و ريف.

جدول رقم 4.4: توزيع نسب النماذج الأسرية حسب المنطقة السكنية بدلالة تواريخ انجاز التعدادات

تعداد 1998		تعداد 1987		تعداد 1977		تعداد 1966		
المنطقة السكنية		المنطقة السكنية		المنطقة السكنية		المنطقة السكنية		
حضر	ريف	حضر	ريف	حضر	ريف	حضر	ريف	
2,41	2,32	2,75	3,73	3,51	3,64	3,92	6,14	النموذج 1
0,52	0,72	0,55	0,94	0,92	1,23	0,91	1,48	النموذج 2
62,14	60,41	56,06	55,37	48,26	48,28	45,37	47,45	النموذج 3
3,77	3,61	3,54	3,81	4,91	4,32	5,45	6,48	النموذج 4
5,42	6,85	4,66	6,81	5,4	6,49	7,3	7,36	النموذج 5
7,5	7,88	8,26	9,14	10,59	13,15	9,76	10,54	النموذج 6
0,73	0,84	0,51	0,78	1,62	2,1	1,64	1,76	النموذج 7
1,13	1,68	0,39	1,01	1,52	2,51	1,49	1,85	النموذج 8
0,15	0,14	0,14	0,25	0,4	0,21	0,49	0,33	النموذج 9
8,29	8	11,59	10,14	10,11	8,13	10,1	8,48	النموذج 10
3,45	3,09	5,55	3,83	6,67	4,55	7,21	4,74	النموذج 11
3,39	2,36	5,98	4,19	6,09	5,39	6,36	3,39	النموذج 12

أ- تطور نسب النماذج الأسرية على مستوى المنطقة السكنية حضر:

لإثبات الاختلاف الكمي إحصائيا الخاص بنسب النماذج الأسرية المقترحة بين نتائج تعدادي سنتي 1966 و 1998 كونهما التاريخين المحددين لفترة الملاحظة، نوظف الاختبار الإحصائي الذي يمكننا من البرهنة على وجود فروق معنوية إحصائيا باختلافها عن الصفر (0) و ذات دلالة إحصائية بين نسب أسر النماذج الأسرية القاطنة بالمناطق الحضرية المسجلة في تعداد 1966 و نظيرتها المسجلة في تعداد سنة 1998، فكما تقدم ذكره في الفصل الثالث من هذه الدراسة فإن الاختبار الإحصائي الأنسب للإجابة على مثل هذه التساؤلات هو الاختبار المعلمي اختبار "Student". لكن أحد أهم شروط استخدامه غير مستوفى و المتعلق بنوعية البيانات الرقمية، لان البيانات المتوفرة في الجدول أعلاه معبر عنها بشكل نسب مئوية إضافة لذلك تخص نتائج تعدادات أنجزت في سنوات مقصودة دون غيرها من السنوات أي أنها تخلو من عنصر العشوائية، و عليه للبرهنة الإحصائية للاختلاف الكمي الخاص بنسب النماذج الأسرية بين نتائج تعدادي سنتي 1966 و 1998 نلجأ إلى تطبيق أحد الاختبارات البديلة اللامعلمية.

على ضوء ما توفر من شروط أي بيانات قيمها وردت على شكل نسب مئوية لعينتين مرتبطتين الأولى نسب النماذج الأسرية الناتجة عن تعداد سنة 1966 و الثانية نسب نماذج الأسرية الناتجة عن تعداد سنة 1998، وردت بياناتهما على شكل ثنائيات كل ثنائية نسبة نموذج في تعداد سنة 1966 - نسبة نموذج في تعداد سنة 1998، و الغاية المنشودة هي البرهنة على وجود فروق معنوية باختلافها عن الصفر و ذات دلالة إحصائية بين نسب أسر النماذج الأسرية القاطنة بالمناطق الحضرية المسجلة بين تعدادي سنتي 1966 و 1998، لإثبات وجود الاختلاف بين نسب النماذج من عدمه وطفنا الاختبار الإحصائي اللامعلمي ويلكوكسن "Test de Wilcoxon" الذي يقوم على رتب القيم و ليس القيمة العددية في حد ذاتها كاختبار بديل على الاختبار المعلمي "Student".

يقوم اختبار ويلكوكسن كباقي الاختبارات الإحصائية على اختبار الفرضية الصفرية H_0 التي تقوم على العدم ضد الفرضية البديلة H_1 ، في هذه الحالة فإن الفرضية الصفرية H_0 تفيد بان نسب أسر النماذج الأسرية القاطنة بالمناطق الحضرية المسجلة في تعداد 1966 لا تختلف عن نسب نظيرتها المسجلة في تعداد سنة 1998، بتعبير آخر توزيع نسب النماذج الأسرية لا يختلف بين التعدادين 1966 و 1998، في حين تقوم الفرضية البديلة H_1 على عكس ما ورد الفرضية الصفرية.

لتطبيق اختبار ويلكوكسن على ما يهمننا من معطيات الجدول رقم 4.4 نعتمد على البرنامج الإحصائي SPSS عند مستوى معنوية 5% ($\alpha = 0,05$)، و الذي نتحصل من خلال تطبيقه على النتائج التالية، التي تظهر على شكل جدولين.

الرتب

		عدد الحالات	متوسط الرتب	مجموع الرتب
نسب حضر 1998 - نسب حضر 1966	رتب موجبة	11a	6,00	66,00
	رتب سالبة	1b	12,00	12,00
	تساوي الرتب	0c		
	المجموع	12		

- a. نسب حضر 1966 < نسب حضر 1998
b. نسب حضر 1966 > نسب حضر 1998
c. نسب حضر 1966 = نسب حضر 1998

يظهر من نتائج الجدول الأول الذي يبرز المقارنة بين كل قيمتي ثنائية، وجود احد عشر (11) حالة من أصل اثنا عشر تخص نسب النماذج الأسرية، كانت فيها نسب أسر النماذج الأسرية القاطنة بالحضر المسجلة حسب نتائج تعداد 1966 اكبر من نسب نظيرتها المسجلة في الحضر حسب نتائج تعداد سنة 1998 عند المقارنة ثنائيا، بلغ مجموع رتبها 66 و بمتوسط رتبي قدره 6. في حين توجد حالة واحدة فقط تعبر عن كبر نسب النماذج الأسرية القاطنة بالحضر المسجلة حسب نتائج تعداد سنة 1998 مقارنة مع نسب نظيرتها المسجلة في الحضر حسب نتائج تعداد سنة 1966 تخص النموذج الثالث.

أما الجدول الناتج الثاني و هو ما يهمنا أكثر، يبين قيمة اختبار ويلكوكسن المنجز أساسا على القيم الموجبة للرتب، يظهر من خلاله أن اختبار ويلكوكسن بعد تقريبه إلى التوزيع الطبيعي قيمته -2,118 ، كما يظهر أن قيمة مستوى الدلالة الناتجة عن هذا الاختبار أو ما يعرف كذلك بالقيمة الاحتمالية هي 0,034، و هي اقل من قيمة مستوى المعنوي 0,05 عند مقارنتنا به، و على هذا الأساس نرفض الفرضية الصفرية القائمة على العدم H_0 ، و نقبل الفرضية البديلة H_1 التي تنص على معنوية الاختلاف و دلالاته الإحصائية بين نسب أسر النماذج الأسرية القاطنة بالمناطق الحضرية المسجلة في تعداد 1966 و نسب نظيرتها المسجلة في تعداد سنة 1998.

اختبار ويلكوكسن

	نسب حضر 1998 - نسب حضر 1966
Z	-2,118
مستوى الدلالة	,034

استنادا إلى ما تقدم من نتائج لاختبار ويلكوكسن و مستوى القيمة الاحتمالية الناتج عنه، فإن نسب أسر النماذج الأسرية دون استثناء القاطنة بالمناطق الحضرية المسجلة خلال نتائج تعداد سنة 1966 تختلف إحصائيا عن نسب نظيرتها المسجلة في تعداد سنة 1998 و ذلك لمعنوية اختلاف توزيع نسب النماذج الأسرية في المنطقة الحضرية بين التعدادين 1966 و 1998 المحددين لفترة الملاحظة.

بعد إثباتنا لمعنوية اختلاف توزيع نسب النماذج الأسرية في المنطقة الحضرية و تبيان دلالاته الإحصائية بين التعدادين 1966 و 1998 المحددين لفترة الملاحظة باستعمالنا لاختبار ويلكوكسن عند مستوى معنوية 5 %، سنحاول إثبات هذا الاختلاف الخاص بنسب النماذج الأسرية بين مختلف التعدادات محل الملاحظة باستعمال الاختبار الإحصائي اللامعلمي فريدمان " Test de Friedman " للمقارنة بين وسيط عدة مجتمعات مرتبطة أي للعينات المرتبطة الذي يعتبر كتعميم لاختبار الإشارة وهو بديل عن الاختبار المعلمي تحليل التباين، و يعد هو الأنسب في مثل هذه الحالة كون المعطيات أتت على شكل نسب، و تخص نتائج أربع تعدادات أي أربع مجتمعات كل تعداد بمثابة مجتمع، و بذلك تكون المعطيات المختبرة على شكل رباعيات، كل رباعية على النحو " نسب نموذج أسري في تعداد 1966 بالمنطقة الحضرية - نسب نموذج أسري في تعداد 1977 بالمنطقة الحضرية - نسب نموذج أسري في تعداد 1987 بالمنطقة الحضرية - نسب نموذج أسري في تعداد 1998 بالمنطقة الحضرية ".

يقوم اختبار فريدمان كباقي الاختبارات الإحصائية الأخرى، أي على اختبار الفرضية الصفرية ضد الفرضية البديلة. على أساس أن الفرضية الصفرية H_0 حسب هذا الاختبار تفترض انعدام وجود فرق في توزيع المجتمعات، مقابل ذلك فإن الفرضية البديلة H_1 تنص على انه يوجد فرق في وسط المجتمعات، أي وجود فرق في توزيع المجتمعات محل الاختبار. و حسب ما نحن بصدد مناقشته فإن الفرضية الصفرية تنص على أن نسبة كل نموذج أسري للأسر القاطنة بالمناطق الحضرية لا تختلف عن نظيراتها بالمناطق الحضرية من تعداد إلى آخر، أما الفرضية البديلة فتفترض أن نسبة كل نموذج أسري للأسر القاطنة بالمناطق الحضرية تختلف عن بعضها البعض بدلالة تواريخ انجاز التعدادات.

تطبيقا لاختبار فريدمان، نستعمل البرنامج الإحصائي SPSS على ما يهنا من معطيات الجدول رقم 4.4 عند مستوى معنوية 5 % ($\alpha = 0,05$)، و الذي يمكننا من الحصول على النتائج التالية التي تظهر على شكل جدولين.

الرتب

الرتبة المتوسطة	نسب حضر
3,25	نسب حضر 1966
2,83	نسب حضر 1977
2,33	نسب حضر 1987
1,58	نسب حضر 1998

يتضح لنا من خلال الجدول الأول المبيّن أعلاه الخاص بنتائج هذا الاختبار و صف لترتيب نسب النماذج الأسرية بالمنطقة الحضرية عبر مختلف التعدادات اعتمادا على الرتب المتوسطة عند كل تعداد، بحيث الرتبة المتوسطة لنسب النماذج الأسرية بالمنطقة الحضرية المسجلة حسب تعداد 1966 مع الأخذ بعين الاعتبار لنسبة كل نموذج أسري في باقي التعدادات الثلاثة الأخرى قدرها 3,25، تم التحصل على هذه القيمة أي الرتبة المتوسطة في تعداد 1966 حسابيا بعد ترتيب نسب كل نموذج أسري بدلالة قيمته بين التعدادات الأربعة بشكل أفقي كما هو مبين من معطيات الجدول رقم 4.4، بحيث تأخذ الرتب في كل سطر القيم من واحد (1) إلى أربعة (4) بحكم وجود أربع نسب تخص نتائج أربع تعدادات و بالتالي نتحصل على اثنا عشر (12) رتبة في كل عمود أي في كل تعداد كل رتبة منها تخص قيمة نسبة نموذج أسري واحد، ثم يُحسب متوسط هذه الرتب عموديا أي حسب كل تعداد و بالتالي نتحصل أربع متوسطات رتبية، كل رتبة متوسطة تخص تعدادا¹، تم حساب بقية الرتب المتوسطة للتعدادات الأخرى الخاصة بنسب النماذج الأسرية بالمنطقة الحضرية بنفس الطريقة، و التي افرز تطبيقها النتائج 2,83، 2,33 و 1,58 كقيم للرتب المتوسطة المسجلة حسب نتائج التعدادات 1977، 1987 و 1998 على الترتيب.

أما الجدول الثاني من نتائج اختبار فريدمان المبين أدناه، يتبين من خلاله أن إحصائية كاف تربع المحسوبة قيمتها 11,1، لان اختبار فريدمان يتبع توزيع كاف مربع بدرجة حرية 1-L، تشير L إلى عدد الأعمدة الخاصة بالبيانات المختبرة أي أربع (04) تعدادات، بحكم أن الاختبار يمس أربعة مجتمعات كل مجتمع معبر عنه بنسب النماذج على مستوى كل تعداد كما سبق الذكر تكون درجة الحرية المتحصل عليها $n = 3$ كما هو مبين في الجدول أدناه.

¹Ricco Rakotomalala, Comparaison de populations Tests non paramétriques, Université Lumière Lyon 2 Version 1.0 2008, p 142

اختبار فريدمان

الحجم N	12
كاف مربع	11,100
درجة الحرية	3
مستوى الدلالة	,011

و المؤشر الأهم في هذا الجدول هو مستوى الدلالة الإحصائية الناتج عن اختبار فريدمان، ذو المقدار 0,011 أي القيمة الاحتمالية، و الذي من خلاله قيمته نجده انه اقل من القيمة 0,05 أي قيمة مستوى المعنوية المعمول به، انطلاقا من هذه المقارنة نرفض الفرضية الصفرية القائمة على عدم اختلاف توزيع النسب و نقبل الفرضية الصفرية التي نصت على وجود اختلاف في توزيع نسب النماذج الأسرية بالمناطق الحضرية بدلالة أزمنة انجاز التعدادات. إضافة إلى المقارنة بين قيمتي مستويي المعنوية و الدلالة، يمكن تعزيز اختيارنا لقبول الفرضية البديلة H_1 بالمقارنة بين قيمتي إحصائية كاف مربع المحسوبة و المجدولة عند درجة الحرية $n = 3$ ، بحيث نجد قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 11,1 اكبر من قيمة نظيرتها المجدولة 7,82 المستخرجة من جدول التوزيع الاحتمالي لكاف مربع عند درجة حرية $n = 3$.

انطلاقا من نتائج الاختبار الإحصائي اللامعلمي فريدمان، يمكننا القول انه تم إثبات وجود اختلاف معنوي باختلافه عن الصفر و دال إحصائيا يخص نسب الأسر القاطنة بالمناطق الحضرية المنتمية إلى النماذج الأسرية المقترحة بين نتائج التعدادات من تعداد إلى آخر، و بهذا تم البرهنة على وجود تغير هام من الناحية الكمية على مستوى كل نموذج من تعداد إلى آخر للأسر القاطنة بالمنطقة الحضرية، يعود إلى الاختلاف بين نسب هذه النماذج زمنيا من تاريخ انجاز تعداد إلى التاريخ الموالي له و عليه يتوجب علينا رصد العوامل الموضوعية المسببة لهذا التغير .

ب- تطور نسب النماذج الأسرية على مستوى المنطقة السكنية الريفية:

كما تم الإثبات إحصائيا على معنوية اختلاف توزيع نسب النماذج الأسرية في المنطقة الحضرية بين التعدادين 1966 و 1998 المحددين لفترة الملاحظة، سنحاول إثبات اختلاف نسب أسر هذه النماذج في المنطقة الريفية بين التاريخين المحددين لفترة الملاحظة أي بين سنتي 1966 و 1998 اعتمادا على نتائج الجدول رقم 4.4 التي تخص توزيع نسب النماذج الأسرية خلال التعدادات.

بسبب بقاء قيام نفس التبريرات عند دراسة اختلاف توزيع نسب الأسر في الوسط الحضري على حالها، من شروط و نوعية للمعطيات واستهداف لنفس الغاية، سنستعمل كذلك عند محاولة إثباتنا إحصائيا لاختلاف التوزيع الكمي لنسب الأسر المنتمية لمختلف النماذج الأسرية المقترحة في الوسط الريفي احد الاختبارات الإحصائية اللامعلمية كاختبار بديل على الاختبار الإحصائي ستودنت، و عليه سنوظف الاختبار الإحصائي اللامعلمي اختبار الإشارة " Test de signe " القائم هو الآخر على رتب نسب النماذج في كل تعداد لا قيم النسب نفسها بغية إثبات وجود اختلاف التوزيع في نسب هذه النماذج في المنطقة السكنية الريفية أو عدم وجود ذلك.

يقوم اختبار الإشارة على نفس منطق اختبار ويلكوكسن، أي يختبر الفرضية الصفرية التي تفرض انعدام الاختلاف ضد الفرضية البديلة التي تفيد بوجوده، في حالتنا هذه فان الفرضية الصفرية H_0 تقوم على أن نسب أسر النماذج الأسرية القاطنة بالمناطق الريفية حسب نتائج تعداد سنة 1966 لا تختلف عن نسب نظيرتها في المناطق الريفية المسجلة تبعا لتعداد سنة 1998، أي أن التوزيع الخاص بنسب النماذج الأسرية نفسه و لا يختلف بين التعدادين 1966 و 1998، على عكس ذلك فان الفرضية البديلة H_1 تفرض وجود اختلاف معنوي و دال إحصائيا بين توزيعي التعدادين عند اهتمامنا بملاحظة نسب النماذج الأسرية .

لإتمام اختبار الإشارة، نستعمل البرنامج الإحصائي SPSS استنادا على ما يهمننا من بيانات الجدول رقم 4.4 عند مستوى معنوية 5% ($\alpha = 0,05$)، و الذي نتحصل من خلاله على النتائج التالية التي تظهر على شكل جدولين، الأول فيه اكتفاء بوصف الفروق بين الثنائيات، أما الثاني و هو الأهم فيبين نتيجة هذا الاختبار الملخصة في مقدار القيمة الاحتمالية أي مستوى الدلالة الاحصائية.

يظهر من الجدول الأول المبين أدناه و الخاص بوصف اختبار الإشارة، أن عدد الحالات الموافقة للفروق السالبة المعبرة عن عدد المرات التي كانت فيها نسب النماذج الأسرية للأسر القاطنة بالمنطقة الريفية حسب ما نتج من تعداد سنة 1966 اكبر من نظيرتها القاطنة بالمنطقة الريفية حسب نتائج تعداد سنة 1998 تبعا لنتائج الفروق بين الثنائيات احد عشر حالة، أي نسب احد عشر نموذج أسري من مجموع النماذج، في حين كان عدد الحالات الموافقة للفروق الموجبة حالة واحدة فقط أي نسبة نموذج واحد فقط للأسر القاطنة بالمنطقة الريفية حسب تعداد 1998 اكبر من نظيرتها المسجلة حسب تعداد 1966، هذه الحالة تخص نسبة النموذج الثالث. كما يلاحظ تطابق النتائج من حيث رتب النسب في الريف و الحضر بين التاريخين المحددين لفترة الملاحظة إجمالا.

التكرارات

		عدد الحالات
نسب ريف 1998 - نسب ريف 1966	فروق سالبة ^a	11
	فروق موجبة ^b	1
	تساوي النسب ^c	0
	المجموع	12

- a. نسب ريف 1966 < نسب ريف 1998
b. نسب ريف 1966 > نسب ريف 1998
c. نسب ريف 1966 = نسب ريف 1998

فيما يخص الجدول الناتج الثاني أدناه، و المتعلق بالقيمة الناتجة عن اختبار الإشارة و المعتمد في حسابه على التوزيع الاحتمالي ثنائي الحد، نجد أن مستوى الدلالة أي القيمة الاحتمالية مساوية للمقدار 0,006 و هي اقل من قيمة مستوى المعنوية الذي عملنا عليه ذو القيمة 0,05، و على هذا الأساس يتم رفض الفرضية الصفرية H_0 التي تقترض عدم اختلاف نسب النماذج الأسرية بالمناطق الريفية بين التعدادين 1966 و 1998، و نقبل الفرضية البديلة H_1 المفيدة بعكس ذلك، أي يوجد اختلاف معنوي بين نسب الأسر المنتمية للنماذج الأسرية المقترحة بين التعدادين 1966 و 1998 في المنطقة الريفية.

اختبار الإشارة

	نسب ريف 1998 - نسب ريف 1966
مستوى الدلالة	,006 ^b

- a. Test des signes
b. Distribution binomiale utilisée.

كنتاج، وفقا لاختبار الإشارة لدراسة الاختلاف في نسب النماذج الأسرية القاطنة بالمنطقة الريفية بين تعدادي 1966 و 1998، يمكن القول بأن هناك اختلاف معنوي و دال إحصائيا عند مستوى معنوية 0,05 بين نسب النماذج الأسرية القاطنة بالمنطقة الريفية المسجلة وفقا لنتائج تعداد سنة 1966 و نسب

النماذج الأسرية القاطنة بالمنطقة الريفية المتوصل إليها حسب نتائج تعداد سنة 1966، أي أن توزيع نسب النماذج المقترحة في هذين التعدادين اختلف بسبب عامل الفترة الزمنية و أن الزمن لعب دورا مؤثرا في تغير نسب هذه النماذج بين التاريخين المحددين لفترة الدراسة 1966 و 1998. بحكم الدلالة الإحصائية لهذا الاختلاف الناتجة عن اختبار الإشارة عند مستوى المعنوية 0,05، يمكن تعميم هذا الاختلاف عبر كامل الفترة الزمنية التي مسحها الاختبار أي وجود اختلاف بين نسب النماذج الأسرية بالنسبة للأسر القاطنة بالمنطقة الريفية عند كل السنوات البيئية بنسبة ثقة و صدق قدرها 95% و هي جد كافية للتسليم بوجود الاختلاف و تبنيه كقرار.

تبين لنا من خلال الفقرات السابقة عند تركيزنا على التعدادين 1966 و 1998، وجود اختلاف معنوي في توزيع نسب النماذج الأسرية في المنطقة الريفية، و فروق بين هذه النسب دالة إحصائيا عند مستوى معنوية 5% خلال الفترة المخصصة للدراسة باستعمالنا لاختبار الإشارة. سنحاول حاليا إثبات هذا الاختلاف الخاص بنسب النماذج الأسرية القاطنة بالمنطقة الريفية في شكله العام، أي عبر مختلف التعدادات و ذلك بإدراج نتائج كل التعدادات محل التتبع، لبلوغ هذه الغاية نستعمل الاختبار الإحصائي اللامعلمي فريدمان للمقارنة بين توزيع عدة مجتمعات مرتبطة و الذي يعد تعميما لاختبار الإشارة، و يعتبر الأنسب في ظل الشروط المتوفرة الخاصة بالمعطيات كيفا و شكلا، كما تقدم تبياننا سابقا، بحيث المجتمعات المقصودة حاليا هي نتائج التعدادات الأربعة المتعلقة بنسب النماذج الأسرية القاطنة بالمنطقة الريفية، و بذلك تكون النسب محل الاختبار على شكل رباعيات، كل رباعية على النحو التالي " نسب نموذج في تعداد 1966 بالمنطقة الريفية- نسب نموذج في تعداد 1977 بالمنطقة الريفية - نسب نموذج في تعداد 1987 بالمنطقة الريفية - نسب نموذج في تعداد 1998 بالمنطقة الريفية ".

يقوم اختبار فريدمان كما تقدم ذكره على اختبار الفرضية الصفرية ضد الفرضية البديلة. على أساس أن الفرضية الصفرية H_0 حاليا تفترض أن نسبة كل نموذج أسري الخاصة بالأسر القاطنة بالمناطق الريفية لا تختلف عن نظيراتها بالمناطق الريفية من تعداد إلى آخر، مقابل ذلك فإن الفرضية البديلة H_1 تنص على أنه يوجد فرق في وسط المجتمعات، أي وجود فرق في توزيع المجتمعات محل الاختبار بتعبير آخر نسبة كل نموذج أسري للأسر القاطنة بالمناطق الريفية تختلف عن نظيراتها المسجلة بالمناطق الريفية عبر نتائج مختلف التعدادات.

تطبيقا لاختبار فريدمان نستعمل البرنامج الإحصائي SPSS على البيانات الخاصة بنسب النماذج بالمنطقة الريفية المبينة في الجدول رقم 4.4 عند مستوى معنوية 5% ($\alpha = 0,05$)، و الذي من خلاله نتحصل على جدولين كنتيجة له.

يتضح لنا من خلال الجدول أدناه، أي الجدول الأول الخاص بنتائج اختبار فريدمان و صف لرتب نسب النماذج عبر مختلف التعدادات المختبرة على شكل ربايعيات الممهدة لحساب إحصائية الاختبار، بحيث نجد أن الرتبة المتوسطة لنسب النماذج الأسرية القاطنة بالمنطقة الريفية و المسجلة حسب تعداد 1966 قدرها 3,33 و هي اكبر من نظيراتها المحسوبة من نتائج التعدادات الأخرى، أما الرتب المتوسطة لنسب النماذج الأسرية بالمنطقة الريفية فقيمها 3,08، 1,83 و 1,75 المسجلة حسب نتائج التعدادات 1977، 1987 و 1998 على الترتيب.

الرتب

الرتبة المتوسطة	نسب ريف
3,33	نسب ريف 1966
3,08	نسب ريف 1977
1,83	نسب ريف 1987
1,75	نسب ريف 1998

أما الجدول الثاني الناتج عن هذا الاختبار المبين أدناه، فيُظهر قيمة إحصائية الاختبار، و يتبين من خلاله أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة قدرها 14,7 بدرجة حرية $n=3$ ، كما نلاحظ أن قيمة كاف مربع المحسوبة عند اختبار الاختلاف في نسب النماذج الأسرية في المنطقة الريفية اكبر من نظيرتها التي حُسبت عند اختبار الاختلاف في نسب النماذج الأسرية في المنطقة الحضرية، هذا راجع إلى كبر قيم الرتب المتوسطة الخاصة بنسب الأسر بالمنطقة الريفية عن التي تم تسجيلها عند اختبار الاختلاف في نسب النماذج الأسرية في المنطقة الحضرية.

وجدنا القيمة الاحتمالية الناتجة عن اختبار فريدمان 0,002 و هي اصغر مقارنة من قيمة مستوى المعنوية المعمول به 5% ($\alpha = 0,05$)، على أساس المقارنة بين القيمتين الاحتمالية و المعنوية نرفض الفرضية الصفرية الناصة على عدم الاختلاف في توزيع نسب النماذج الأسرية بين مختلف التعدادات في المنطقة الريفية و نقبل الفرضية البديلة القائمة على عكس ما نصت عليه الفرضية الصفرية أي يوجد اختلاف معنوي و دال إحصائيا بين نسبة اسر كل نموذج اسري من تعداد إلى آخر، تدعيما و تصديقا لما اتخذناه كقرار، أي قبول الفرضية البديلة H_1 و ردت قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 14,70 اكبر من

قيمة إحصائية كاف مربع المجدولة المستخرجة من جدول التوزيع الاحتمالي لكاف مربع عند درجة حرية $n = 3$ ذات المقدار 7,82 و عليه تُقبل الفرضية البديلة.

اختبار فريدمان

الحجم N	12
كاف مربع	14,700
درجة الحرية	3
مستوى الدلالة	,002

من خلال ما توصلنا إليه من نتائج اختبار فريدمان، يمكننا القول انه تم إثبات وجود اختلاف معنوي في توزيع نسب النماذج الأسرية بين نتائج التعدادات الأربعة، كما أن وسيط النماذج الأسرية بأخذه شكل الرباعيات يختلف بدلالة نتائج التعدادات المنجزة في هذه المرحلة، و هذا مفاده وجود اختلاف دال إحصائيا بين نسب النماذج الأسرية المقترحة للأسر القاطنة بالمناطق الريفية بين نتائج مختلف نتائج التعدادات الأربعة أي أن نسبة كل نموذج أسري من مختلف النماذج المقترحة في هذه التعدادات للأسر القاطنة بالمنطقة الريفية تختلف عن نظيراتها المسجلة في باقي التعدادات.

ج- المقارنة بين نسب النماذج الأسرية بالمنطقتين السكنيتين حضر و ريف:

نقصد بالمقارنة في هذا العنوان إلى مناقشة و تتبع نسبة كل نموذج أسري على مستوى الواسطين السكنيين الحضري و الريفي عبر مختلف التعدادات إن كان هناك اختلاف في توزيع هذه النسب بين الواسطين أو عدم وجوده بدلالة نتائج التعدادات، و ذلك بعدما تم الإثبات إحصائيا على وجود الاختلاف في توزيع النسب عبر التعدادات في كل وسط على حدا، سنحاول إثبات وجود الاختلاف في نسب كل نموذج في التعداد الأربعة بإدراج نسب النماذج الأسرية في المنطقتين لكل تعداد، أي وضع معطيات أعمدة الجدول رقم 4.4 البالغ عددها ثمانية (08) أعمدة تحت الاختبار.

بغية إثبات وجود الاختلاف أو عدم وجوده بين نسب النماذج الثمانية بين مختلف التعدادات حسب محل إقامة الأسر، و لان كل نموذج أسري يوفر لنا ثمانية نسب، أربعة منها نسب تخص الوسط السكني الحضري و الأربعة الأخرى تخص الوسط السكني الريفي، نستعمل الاختبار الإحصائي اللامعلمي كاندال "Test du W de Kendall" أو ما يعرف بمعامل التناسق بين النسب الثمانية الممثلة لكل نموذج أسري،

هو الآخر كذلك يتبع توزيع كاف ترييع بدرجة حرية 1-L بحيث تمثل L عدد الأعمدة الخاصة بالبيانات المختبرة كل عمود منها يخص نسب النماذج الأسرية المقترحة بأحد الوسطين في تعداد من التعدادات الأربعة كما يظهر في الجدول رقم 4.4، يقوم هذا الاختبار على نفس منطق الاختبارات الإحصائية التي رأيناها و استعملناها سابقا، إذ يختبر الفرضية الصفرية H_0 القائمة على تساوي وسطاء النسب الثمانية لكل نموذج بين نتائج التعداد الأربعة في الوسطين السكنيين ريف و حضر، ضد الفرضية البديلة H_1 التي تفترض عكس ذلك أي عدم تساوي هذه النسب على مستوى النموذج الواحد بدلالة التعداد و المنطقة السكنية، و بهذا تكون البيانات محل الاختبار موزعة على شكل ثمانيات، كل واحدة منها على الشكل " نسب نموذج في تعداد 1966 بالمنطقة الحضرية - نسب نموذج في تعداد 1966 بالمنطقة الريفية - نسب نموذج في تعداد 1977 بالمنطقة الحضرية - نسب نموذج في تعداد 1977 بالمنطقة الريفية - نسب نموذج في تعداد 1987 بالمنطقة الحضرية - نسب نموذج في تعداد 1987 بالمنطقة الريفية - نسب نموذج في تعداد 1998 بالمنطقة الحضرية - نسب نموذج في تعداد 1998 بالمنطقة الريفية ".

نستعين بالبرنامج الإحصائي SPSS الذي يوفر لنا إمكانية انجاز هذا الاختبار، عملا بمستوى معنوية $\alpha = 0,05$ ، على البيانات المتعلقة بنسب النماذج الأسرية و بدلالة تواريخ انجاز التعدادات محل إقامة الأسر ، الملخصة في الجدول رقم 4.4، و الذي يتمخض عنه جدولان يلخصان نتائج الاختبار و صفا و كما.

الرتب

	الرتبة المتوسطة
نسب حضر 1966	5,96
نسب ريف 1966	5,83
نسب حضر 1977	5,33
نسب ريف 1977	5,33
نسب حضر 1987	4,50
نسب ريف 1987	3,29
نسب حضر 1998	2,96
نسب ريف 1998	2,79

يظهر من الجدول أعلاه وصف للرتب، بحيث يلخص الرتب المتوسطة التي حُسبت لمختلف النسب في كل تعداد عند كل منطقة سكنية، و التي تم حسابها بنفس منطق حساب الرتب المتوسطة عند تطبيق اختبار فريدمان كما سبق الذكر، إلا أن الفرق في حسابها حالياً يكمن في اعتماد ثمان أعمدة بحكم وجود نسب مستقاة من نتائج أربع تعدادات و كل تعداد ممثّل بنتائج منطقتين (حضر و ريف)، نتحصل على ثمانية رتب في كل سطر بدلالة قيم نسب النموذج الأسري الواحد بين نتائج التعدادات في المنطقتين السكنيتين، تخص هذه الرتب قيم نسب نموذج أسري واحد. في كل عمود و الذي يمثل منطقة سكنية في تعداد نجد اثنا عشر رتبة التي تخص نسب النماذج الأسرية المقترحة. ثم تحسب الرتبة المتوسطة عمودياً أي عند كل منطقة في تعداد، في الأخير نتحصل على ثماني رتب متوسطة و التي تعتبر خطوة أولى تمهيدا لحساب إحصائية معامل التناسق لكاندال، و الجدول التالي يلخص قيم الرتب المتوسطة عند كل تعداد في المنطقتين السكنيتين الحضرية و الريفية، فمثلا القيمة 5,96 تعبر عن الرتبة المتوسطة لنسب النماذج الأسرية القاطنة بالمنطقة الحضرية و المسجلة حسب نتائج تعداد 1966 أما القيمة 5,83 فتعبر عن الرتبة المتوسطة لنسب النماذج الأسرية القاطنة بالمنطقة الريفية المسجلة حسب نتائج نفس التعداد، تُقرأ باقي قيم الرتب المتوسطة على نفس النحو.

فيما يخص الجدول الناتج الثاني عن البرنامج SPSS المبين أدناه يخص النتائج الأهم، و التي انطلقا منها يتم اتخاذ القرار اعتمادا على اختبار كاندال في رفض فرضية و قبول الأخرى، يظهر من خلاله أن الحجم المعمول به 12 لوجود نسب اثنا عشر نموذج أسري تحت الاختبار، أما قيمة معامل التناسق لكاندال المتوصل إليها فقدرها 0,287، في حين وُجدت قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 24,145 ، بدرجة حرية $n = 7$ ناتجة بطرح واحد من ثمانية بحكم أن الاختبار يمس ثمانية مجتمعات كل مجتمع معبر عنه بنسب النماذج الأسرية على مستوى احد المنطقتين السكنيتين بتعداد كما سبق أن وضحنا، أما المؤشر المعروف بالقيمة الاحتمالية الناتج عن اختبار كاندال فكان مقداره 0,001 و هو اقل من مستوى المعنوية الذي عملنا به $\alpha = 0,05$ كمقارنة بين المستويين.

و على أساس المقارنة بين هذين المستويين أي المعنوي و الاحتمالي نرفض الفرضية الصفرية H_0 التي تقوم على التساوي و عدم الاختلاف بين وسطاء النسب الثمانية عند كل نموذج من النماذج المقترحة بين نتائج التعدادات الأربعة في الوسطين السكنيين ريف و حضر، و برفضنا للفرضية الصفرية نقبل نقيضتها الفرضية البديلة H_1 التي تنص على عدم تساوي هذه النسب على مستوى النموذج الواحد بدلالة المنطقتين السكنيتين في التعداد الواحد و كذا مختلف التعدادات و أن هناك اختلاف معنوي بين نسب النموذج الأسري الواحد و دال إحصائيا على طول فترة الملاحظة الممتدة بين سنتي 1966 و 1998.

تأكيدا على القرار الذي اتخذناه بقبول الفرضية البديلة H_1 أنت قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 24,145 اكبر من قيمة إحصائية كاف مربع الجدولة المستخرجة من جدول التوزيع الاحتمالي لدالة قانون كاف مربع عند درجة حرية $n = 7$ و ذات القيمة 14,07، و بكون قيمة كاف مربع كميا عن قيمة كاف مربع المحسوبة فإننا نقبل الفرضية البديلة.

اختبار كاندال	
الحجم	12
معامل كاندال ^a	,287
كاف مربع	24,145
درجة الحرية	7
مستوى الدلالة	,001
a. Coefficient de concordance de Kendall	

نستج من خلال ما نتج عن الاختبار الإحصائي اللامعلمي كاندال الذي أجريناه على معطيات الجدول رقم 4.4 نقطتين جوهريتين يقوم عليهما التحليل الكمي لتطور النماذج الأسرية في هذه المرحلة. الأولى، وجود اختلاف كمي هام بين النسب التي سجلها النموذج الأسري الواحد بين مختلف التعدادات أي أن كل نموذج أسري عرف تغيرا هاما في نسبه بدلالة أزمنة الملاحظة و أن متغير الزمن كان له علاقة بهذا التغير. النقطة الثانية وجود اختلاف كمي هام في نسب النموذج الأسري الواحد على مستوى المنطقتين السكيتين الريفية و الحضرية على مستوى كل التعدادات أي أن هناك اختلاف في تغير نسب كل النماذج الأسرية كميا دون استثناء بدلالة المنطقة السكنية القاطنة بها الأسر، أي أن التغير في نسب النماذج الأسرية زمنيا في الحضر يختلف عن التغير زمنيا في نسب النماذج الأسرية في الريف، بتعبير آخر لكل وسط سكني تغيره الخاص في نسب نماذجه الأسرية، و هذا ما قصدنا به المقارنة بين نسب النماذج الأسرية على مستوى المنطقتين السكيتين حضر و ريف في العنوان الأخير، و قد تم الإثبات إحصائيا لهذا الطرح.

تأكيدا على طرحنا السابق بخصوص اختلاف التغير في نسب النماذج الأسرية زمنيا بين الوسطين حضر و الريف المثبت إحصائيا باستعمال اختبار كاندال، نلجأ إلى نتائج اختبار فريدمان السابق ورودها، إذ نلاحظ أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة للبرهنة على اختلاف نسب النماذج الأسرية على مستوى المنطقة السكنية الريفية عبر التعدادات قيمتها 14,70 و هي اكبر من نظيرتها المحسوبة للبرهنة على

اختلاف نسب النماذج الأسرية على مستوى المنطقة السكنية الحضرية عبر التعدادات ذات القيمة 11,1، إضافة إلى ذلك مستوى الدلالة أي القيمة الاحتمالية الناتج عند إثبات الاختلاف بين نسب النماذج الأسرية في الريف عبر التعدادات مقدارها 0,002، أقل من نظيرتها الناتجة عند إثبات الاختلاف بين نسب النماذج الأسرية في الحضر عبر التعدادات بحيث وجدت قيمتها 0,011، هذا يعني أن تغير نسب النماذج في الريف دال عند مستوى المعنوية $\alpha = 0,05$ كما هو دال كذلك عند مستوى المعنوية $\alpha = 0,01$ بحكم ان القيمة الاحتمالية 0,002 أقل من مستوى الدلالة $\alpha = 0,01$ ، و عليه التغير على مستوى الريف يمكن تعميمه بنسبة ثقة تصل أو تفوق قليلا 99%، في حين وجدنا تغير نسب النماذج في الحضر دال عند مستوى المعنوية $\alpha = 0,05$ فقط. مما سبق طرحه و على أساس المقارنة بين قيمتي كاف مربع المحسوبة و قيمتي مستوى الدلالة بين الواسطين حضر و ريف، يمكن القول أن التغير الذي مس نسب النماذج الأسرية على مستوى المنطقة السكنية الريفية خلال هذه المرحلة أحدّ و اكبر من التغير الذي عرفته نسب النماذج الأسرية على مستوى المنطقة السكنية الحضرية خلال نفس المرحلة.

2-1-4 التحليل الكمي لتطور النماذج الأسرية في المرحلة 1966 – 2006

بعدما اهتمنا في العنصر السابق من هذا الفصل بالتحليل الكمي لتغير نسب النماذج الأسرية سواء في شكلها الإجمالي أو على مستوى كل وسط سكني بشكل مستقل عبر مختلف التعدادات الأربعة الأولى المنجزة في تاريخ الجزائر بعد استقلالها بحكم وحدة النمذجة الأسرية المتبناة خلالها، سنحاول في هذا العنصر مد التحليل الكمي ليشمل كل فترة الدراسة أي ابتداء من سنة 1966 الموافقة للتعداد الأول إلى غاية سنة 2006 الموافقة لانجاز المسح العنقودي المتعدد المؤشرات.

قبل الشروع في الدراسة و التحليل الكمي لتغير و تطور نسب النماذج الأسرية على امتداد هذه المرحلة، وجب علينا أولا القيام ببعض التعديلات على النمذجة المتبناة في التعدادات التي سبقت المسح بسبب اختلاف النماذج التي اعتمدها في دراستنا من خلال معطيات ملف المسح الوطني الخاص بمتابعة الحالة الصحية للأطفال و النساء المنجز سنة 2006 عن النماذج المتبناة في التعدادات السابقة، و على هذا الأساس سنحاول القيام بعملية تعديل للنماذج المتبناة في التعدادات السابقة حتى تتقارب النمذجتين، تكون عملية التعديل المشار إليها على أساس تشكيلة الأفراد المنتمين إلى كل نموذج من النماذج المتبناة في التعدادات السابقة و ما يقابلها من تشكيلة الأفراد في كل بنية من البنى الأسرية المقترحة في دراستنا، سنقوم بهذه التعديلات بغية توحيد النمذجة الأسرية على امتداد هذه المرحلة و تحضيرها لعملية المقارنة دون استهداف المعيار الذي اعتمد في عملية البناء النمذجي على مستوى التعدادات السابقة أو على مستوى النمذجة المقترحة في دراستنا، هذه التعديلات تتمثل فيما يلي:

- النموذج 1 المتبنى في التعدادات السابقة المشكل من أسرة عادية متكونة من فرد واحد سيكون حسب النمذجة المقترحة في دراستنا البنية الأسرية الأسر ذات الفرد الواحد المشكلة من فرد أرمل، أعزب، مطلق أو فرد ذو حالة زواجية غير محددة بحكم أن كلاهما يحوي نفس تشكيلة الأفراد أي فرد واحد.

- النموذج 2 في التعدادات السابقة المشكل من أسرة عادية المتكونة من شخصين فأكثر بدون أي رابطة بيولوجية بينهما سيكون حسب النمذجة المقترحة في دراستنا البنية الأسرية الأسر عديمة التركيبة العائلية التي تتكون من إخوة و أخوات يعيشون معا (عزاب)، أفراد يعيشون معا تربطهم قرابة أخرى أو أفراد يعيشون معا بدون رابطة قرابة .

- النماذج 3، 4 و 5 في التعدادات السابقة المتكونة من عائلة من النوع الأول أي زوج و زوجة مع أولادهما أو عائلة من النوع الثاني أي زوج و زوجة بدون أولاد أو عائلة من النوع الثالث أي أب أو أم مع الأولاد بشرط أن لا يكون مع العائلة أفراد خارجون عنها ستكون حسب النمذجة المقترحة في دراستنا البنية الأسرية الأسر البسيطة المشكلة من زوج و زوجة مع أولاد أو بدونهم، مطلق أو مطلقة مع أولاد، أرمل أو أرملة مع أولاد .

- النماذج 6، 7 و 8 في التعدادات السابقة المتكونة من عائلة من النوع الأول أي زوج و زوجة مع أولادهما أو عائلة من النوع الثاني أي زوج و زوجة بدون أولاد أو عائلة من النوع الثالث أي أب أو أم مع الأولاد بشرط أن يوجد مع العائلة أفراد خارجون عن العائلة ستكون حسب النمذجة المقترحة في دراستنا البنية الأسرية الأسر الموسعة من النموذج 1 التي تتكون من أسرة بسيطة إضافة إلى احد الأصول أو الفروع أو إخوة و أخوات عزاب أو أفراد آخرين أو أقارب غير مذكورين سابقا بشرط عزوبيتهم.

- النماذج 9، 10 و 11 في التعدادات السابقة المتكونة من عائلتين مهما كان نوعهما (الأول ، الثاني أو الثالث) مع أو بدون أفراد خارجين عن العائلتين ستكون حسب النمذجة المقترحة في دراستنا البنية الأسرية الموسعة من النموذج 2 المشكلة من أسرة بسيطة مع عائلة أخرى أبوية أو أخوية أو ابينة أو عائلة أخرى غير مذكورة مهما كانت قرابتهما.

- النموذج 12 في التعدادات السابقة المتكون من ثلاث عائلات مهما كان نوعها، مع أو بدون أفراد خارجين عن العائلة ستكون حسب النمذجة المقترحة في دراستنا البنية الأسرية الأسر المركبة المتكونة من أسر من النموذج 2 مع وجود عائلة أخرى مهما كان نوعها أو مع وجود أفراد آخرين مهما كانت قرابتهم.

بعد عمليتي المقاربة و التعديل بدلالة الأفراد و العائلات المكونة لكل نموذج أسري بين النمذجتين السابقة و المقترحة في دراستنا، نقوم بإسقاط هذه التعديلات على نتائج التعدادات السابقة من الناحية الكمية بحيث نجمع نسب النماذج الأسرية 3، 4 و 5 في التعدادات السابقة لتكون هي نفسها نسبة البنية الأسرية الأسر البسيطة، كما نجمع نسب النماذج الأسرية 6، 7 و 8 لتقابل نسبة البنية الأسرية الأسر الموسعة من النموذج 1، أما نسب النماذج الأسرية 9، 10 و 11 فتُجمع لتكون بذلك نسبة البنية الأسرية الأسر الموسعة من النموذج 2، في حين تبقى نسب النماذج الأسرية 1، 2 و 12 على حالها لتمثل البنى الأسرية الأسر ذات الفرد الواحد، الأسر عديمة التركيبة العائلية و الأسر المركبة على الترتيب.

انطلاقا من الملف الجزئي الخاص بالأسر من ملف المسح الوطني العنقودي المتعدد المؤشرات الخاص بمتابعة وضعية الأطفال و النساء المنجز سنة 2006، و بعد عملية تحضيره للدراسة المتمثلة في إضافة متغيرات تُعنى بالبنى الأسرية و التراكيب العائلية كون متغير نوع الأسرة لم يكن من بين اهتمام هذا المسح بشكل مطلق كما تقدم الذكر في الفصل الثاني من هذه الدراسة، قمنا باستخراج نسب مختلف البنى الأسرية لسنة 2006، كما استقدمنا النسب الخاصة بنسب البنى الأسرية لسنة 2002 من ملف المسح الوطني الخاص بصحة الأسرة المنجز سنة 2002 كونه كان محل دراستنا في وقت سابق.

بعد عملية المقاربة و إسقاط التعديلات كمي على نسب النماذج الأسرية الاثنا عشر المقترحة سابقا تبعا لنتائج التعدادات 1966، 1977، 1987 و 1998 لتوافق نسب البنى الأسرية المقترحة في دراستنا، واستقدام نسب مختلف البنى الأسرية حسب ما تم التوصل إليه من نتائج المسح الوطني الخاص بصحة الأسرة المنجز سنة 2002، و استخراج مختلف النسب الخاصة بالبنى الأسرية وفقا لنتائج المسح الوطني العنقودي المتعدد المؤشرات لسنة 2006 بعد التحضيرات التي قمنا بها على مستوى الملف الجزئي الخاص بالأسرة، تم التمكن من حصر كل البيانات الخاصة بنسب مختلف البنى الأسرية على امتداد فترة الدراسة ابتداء من سنة 1966 وصولا إلى سنة 2006.

ما قمنا به من تعديل، استقدام و استخراج لنسب البنى الأسرية تمكّننا القيام بمختلف عمليات التتبع و المقارنة و التحليل الكمي للمعطيات بدلالة تطورها زمنيا بفضل توحيد النمذجة الأسرية على سائر فترة الدراسة. و الجدول التالي الحامل رقم 5.4 لخصنا فيه نسب مختلف البنى الأسرية التي تم التمكن من بلوغها حسب محل إقامة الأسر حضر و ريف وفقا لنتائج التعدادات و المسحيين الوطنيين المنجزين سنتي 2002 و 2006 و ذلك بعد عملية التعديل التي مست النماذج الأسرية للتعدادات السابقة.

جدول رقم 5.4: توزيع نسب البنى الأسرية خلال مختلف التعدادات (1966، 1977، 1987 و 1998) بعد التعديل و مسحي 2002 و 2006 حسب منطقة السكن

التعداد	المقاطعة	أسرة ذات فرد وحد	أسرة بدون تركيبة عائلية	أسرة بسيطة	أسرة موسعة 1	أسرة موسعة 2	أسرة مركبة	المجموع
1966	حضر	6,14	1,48	61,29	14,15	13,55	3,39	100
	ريف	3,92	0,91	58,12	12,89	17,8	6,36	100
	المجموع	4,81	1,14	59,39	13,4	16,1	5,17	100
1977	حضر	3,64	1,23	59,09	17,76	12,89	5,39	100
	ريف	3,51	0,92	58,57	13,73	17,18	6,09	100
	المجموع	3,56	1,05	58,79	15,4	15,41	5,8	100
1987	حضر	3,73	0,94	65,99	10,93	14,22	4,19	100
	ريف	2,75	0,55	64,26	9,16	17,28	5,98	100
	المجموع	3,25	0,75	65,14	10,07	15,72	5,07	100
1998	حضر	2,32	0,72	70,87	10,4	11,23	2,36	97,9
	ريف	2,41	0,52	71,33	9,36	11,89	2,44	98
	المجموع	2,36	0,64	71,05	9,99	11,5	2,39	97,9
مسح 2002	حضر	0,2	1,2	69,6	10	14,6	3,6	99,2
	ريف	0,1	1,4	72	9	12,8	3,9	99,2
	المجموع	0,2	1,3	70,6	9,6	13,8	3,8	99,3
مسح 2006	حضر	1,4	1,3	75,00	8,7	10,7	2,54	99,66
	ريف	1,2	0,6	79,1	7,5	9,1	2,34	99,84
	المجموع	1,3	1	76,6	8,3	10,1	2,46	99,73

المصدر: - التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1966.

- التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1977.

- التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1987.

- التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1998.

- ملف مسح سنة 2002

- ملف مسح سنة 2006

تجدر الإشارة إلى أن مجموع نسب البنى الأسرية لا يساوي 100% في تعداد 1998 و مسحي 2002 و 2006 و التي نشأت أساسا عن عمليتي التعديل و المقاربة بين النمذجة الأسرية المتبناة في التعدادات السابقة و البنى الأسرية المقترحة في مسحي 2002 و 2006، و هذا راجع إلى الأسباب التالية :

- مجموع نسب البنى الأسرية في تعداد 1998 يختلف عن 100% (97.9%)، بسبب إدراج النماذج الأسرية الجديدة النموذج 13، 14 و 15 التي لم تكن موجودة في التعدادات السابقة له، أضيفت النماذج المذكورة لاستيعاب النوع العائلي الرابع من العائلات المقترحة في هذا التعداد كما بينا في الفصل الثاني من هذه الدراسة.

- مجموع نسب البنى الأسرية في المسحين 2002 و 2006 يختلف عن القيمة 100%، إذ نجد انه يساوي القيمتين 99.3% و 99.73% على الترتيب، جاء النقص المقدر بالنسبتين 0.7% و 0.27% على الترتيب بسبب إضافة بنية أسرية جديدة لم تكن موجودة في التعدادات السابقة 1966، 1977 و 1987 و هي البنية الأسرية "أخرى" . غير أن هذا النقص في مجموع نسب البنى الأسرية عن 100% لا يؤثر في إجراء عمليات المقارنة و التحليل الكمي عبر مختلف التعدادات و المسحين بسبب ضآلة قيمته بحيث لم يتعدى القيمة 1% من مجموع الأسر الجزائرية.

من خلال المعطيات الموضحة في الجدول أعلاه رقم 5.4، يتبين لنا عموما وجود تباين في نسب مختلف البنى الأسرية على ثلاث مستويات، المستوى الأول بين نسب البنى الأسرية في قيمتها الكلية و نسبها الجزئية بإدراج المنطقة السكنية ريف و حضر عند ملاحظة في كل تعداد عند ملاحظتنا للبيانات أفقيا أي على مستوى كل تعداد بشكل مستقل. أما المستوى الثاني، التباين في نسبة البنية الأسرية الواحدة بين مختلف التعدادات، في حين المستوى الثالث فيتمثل في التباين في نسب البنية الأسرية الواحدة بين المنطقتين السكنتين الحضرية و الريفية بين نتائج مختلف التعدادات، المستويان الثاني و الثالث يتبينان لنا من خلال ملاحظة بيانات الجدول أعلاه عموديا أي بتتبع التغير الحاصل على مستوى كل بنية أسرية عبر نتائج مختلف التعدادات و المسحين. لكن قبل تتبع تطور نسب البنى الأسرية و رصد التباينات و التغيرات على المستويات الثلاثة، و جب أولا إثبات وجوده هذه الاختلافات بين نسب مختلف البنى الأسرية و البرهنة على ذلك إحصائيا.

سبق وان قمنا بالبرهنة إحصائيا على وجود تغير هام و عام في نسب النماذج الأسرية على مستوى الفترة السابقة الممتدة من 1966 إلى غاية 1998 في العنصر السابق من هذا الفصل، مستعملين في ذلك أساليب إحصائية كمية تمثلت في الاختبارات الإحصائية اللامعلمية مثل اختبار ويلكوكسن، اختبار فريدمان، اختبار الإشارة و اختبار كاندال، لهذا فنحن في غنى على إعادة نفس الأساليب الإحصائية المتمثلة

في الاختبارات للوصول إلى نفس الغاية تفاديا لعنصري التكرار و الحشو بحكم أن هذه المرحلة تحوي المرحلة السابقة زمنيا و أن نسب البنى الأسرية خلال الفترة الزمنية المشتركة بين المرحلتين - أي كل المرحلة السابقة - هي نفسها بحكم ما قمنا به من تعديلات، و على هذا الأساس فإن التغييرات الملموسة على مستوى نسب النماذج الأسرية من الناحية الكمية ستبقى نفسها. غير أن المستجد في هذا العنصر هو المد الزمني و ذلك بإضافة ما يقارب ثمانية (08) سنوات، الناتجة من الفرق بين 2006 تاريخ انجاز المسح الوطني المتعدد المؤشرات و 1998 تاريخ انجاز التعداد الأخير في المرحلة السابقة.

انطلاقا مما سبق ذكره للبرهنة الإحصائية لوجود الاختلاف أو عدم ذلك، سنكتفي فقط بالإثبات الإحصائي للاختلاف و إبراز أهمية التغير الذي مس مختلف نسب البنى الأسرية زمنيا أي بين التاريخين المحددين لهذه الفترة 1966 الموافق لانجاز التعداد الأول مصدر الملاحظة و 2006 الموافق لانجاز المسح، وذلك بدراسة تطور هذه النسب في شكلها الإجمالي ثم بإدراج متغير محل الإقامة للأسر الحضري و الريفي، لإدراك هذه الغاية نوظف الاختبار الإحصائي كاف مربع بحكم ورود البيانات المدروسة على شكل نسب و الهدف المرجو من خلال هذه الاختبارات تتمثل في إثبات وجود اختلاف أو عدم وجوده في توزيع نسب البنى الأسرية خلال فترة الدراسة.

أ- التغير في نسب مختلف البنى الأسرية على المستوى الإجمالي:

نقصد بالمستوى الإجمالي، التغير في نسب مختلف البنى الأسرية على المستوى الوطني دون النظر إلى المنطقة السكنية المقيمة بها الأسر حضرية أو ريفية. و كما اشرنا في الفقرة السابقة لإثبات الاختلاف في توزيع نسب البنى الأسرية بين سنة 1966 و 2006 نوظف الاختبار الإحصائي كاف مربع لرصد الاختلاف في هذه النسب الناتجة وفقا لتعداد 1966 و المسح الوطني لسنة 2006، هذا الاختبار يقوم على فرضيتين الصفريّة و البديلة بحيث تفيد الفرضية الصفريّة H_0 عدم وجود اختلاف في توزيع النسب المسجلة بين التعداد و المسح، في حين تقوم الفرضية البديلة H_1 على عكس ذلك بحيث تنص على وجود اختلاف في توزيع نسب البنى الأسرية بين التعداد و المسح، لإتمام هذا الاختبار نقوم بحساب الإحصائية الخاصة به وفقا للعلاقة الإحصائية التالية:

$$X^2 = \sum_{i=1}^I \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$$

بحيث تمثل O_i نسب أسر البنى الأسرية حسب نتائج تعداد 1966

E_i نسب أسر البنى الأسرية حسب المسح الوطني لسنة 2006

بغية حساب إحصائية كاف مربع نستعين بالجدول التالي الذي نلخص فيه مختلف الخطوات الحسابية اللازمة من فروق بين النسبتين المعنيتين، مربعها ثم كحظوة أخيرة القسمة، وذلك تمهيدا للتطبيق العددي في العلاقة الإحصائية الخاصة به المبينة أعلاه.

أسرة ذات فرد وحد	أسرة بدون تركيبة عائلية	أسرة بسيطة	أسرة موسعة 1	أسرة موسعة 2	أسرة مركبة	
4,81	1,14	59,39	13,4	16,1	5,17	تعداد 1966 (O_i)
1,3	1	76,6	8,3	10,1	2,5	مسح 2006 (E_i)
-3,51	-0,14	17,21	-5,1	-6	-2,67	$O_i - E_i$
12,32	0,02	296,18	26,01	36,00	7,13	$(O_i - E_i)^2$
2,56	0,02	4,99	1,94	2,24	1,38	$(O_i - E_i)^2 / E_i$

للتطبيق العددي للعلاقة الإحصائية الخاصة بكاف مربع، نجمع القيم المبينة في السطر الأخير المبينة في الجدول أعلاه، و التي نتحصل من خلالها على القيمة 13,121 التي تمثل إحصائية كاف مربع المحسوبة، بغية اتخاذ قرار رفض فرضية و قبول الفرضية الأخرى نستخرج قيمة كاف تربيع الجدولة و التي تعرف كذلك بالقيمة النظرية اعتمادا على جدول التوزيع الاحتمالي الخاص بتوزيع قانون كاف تربيع عند مستوى معنوية 0,05 و درجة حرية قيمتها $n = 5$ التي تم تحديد قيمتها بضرب عدد الأسطر منقوصا منه واحد في عدد الأعمدة منقوصا منه واحد ($(k-1)(L-1)$)، التقاطع بين درجة الحرية المحددة و مستوى الدلالة المعمول به في جدول التوزيع الاحتمالي الخاص بكاف تربيع يشير إلى أن كاف تربيع الجدولة قيمتها 11,07.

مقارنة بين قيمتي كاف مربع المحسوبة و الجدولة، نجد أن كاف مربع المحسوبة 13,121 اكبر من نظيرتها الجدولة 11,07، و عليه نرفض الفرضية الصفرية القائمة على العدم، و نقبل الفرضية البديلة التي تفترض عدم تماثل توزيع نسب البنى الأسرية بين التاريخ، إذن فان الاختلاف بين نسب البنى الأسرية المسجلة حسب تعداد 1966 و المسح الوطني لسنة 2006 معنوي و دال إحصائيا عند مستوى معنوية 5% أي أن نسب مختلف البنى الأسرية عرفت تغيرا هاما من الناحية الكمية بين التاريخين المحددين لهذه الفترة و أن متغير الزمن كان له دور في هذا التغير.

ما هو جدير بالإشارة انه عند استعمالنا للاختبار الإحصائي كاف مربع إثباتا للاختلاف في توزيع نسب البنى الأسرية بين التاريخين المحددين لهذه الفترة، أشرنا جميع البنى الأسرية المقترحة في دراستنا في الاختبار دون استثناء. أما عند استعمالنا للاختبار كاف مربع إثباتا للاختلاف في توزيع نسب النماذج الأسرية المتبناة في التعدادات السابقة بين التاريخين المحددين للفترة الأولى 1966-1998 عند تتبع تطور نسب النماذج الأسرية في شكلها الإجمالي اعتمادا على بيانات الجدول رقم 4.4 في العنصر السابق من هذا الفصل، اقتصرنا في ذلك على نسب نماذج أسرية محددة فقط دون سواها و هي النماذج 1، 3، 6 و 12 و استبعدنا باقي نسب النماذج الأسرية من الدراسة كونها ذات نسب جد ضئيلة، و إن أدمجت في الاختبار قد تضر بنتائجه، و هذا ما نحن بصدد مناقشته في الفقرات التالية.

سنحاول حاليا إدماج جميع نسب النماذج الأسرية المتبناة في التعدادات السابقة عند تطبيق اختبار كاف مربع بغاية إثبات وجود اختلاف في توزيع هذه النسب أو عدم وجوده بين التاريخين 1966-1998، كما أشرنا جميع نسب البنى الأسرية المتبناة في دراستنا عند سعينا لإثبات وجود اختلاف التوزيع بين هذه النسب أو عدم وجوده بين التاريخين المحددين لفترة الدراسة 1966-2006، ثم نقارن بين نواتج الاختبارين. تمهيدا لتطبيق اختبار كاف مربع لإثبات وجود اختلاف في توزيع نسب النماذج الأسرية المتبناة في التعدادات السابقة أو عدم وجوده بين التاريخين 1966-1998، نستعين بالجدول التالي الذي لخصنا فيه ما يلزم من خطوات لحساب إحصائية هذا الاختبار.

تعداد	النموذج 1	النموذج 2	النموذج 3	النموذج 4	النموذج 5	النموذج 6	النموذج 7	النموذج 8	النموذج 9	النموذج 10	النموذج 11	النموذج 12
1966	4,81	1,14	46,21	5,86	7,32	10,07	1,69	1,64	0,43	9,45	6,22	5,17
1998	2,36	0,64	61,09	3,67	6,29	7,73	0,8	1,46	0,15	8,12	3,23	2,39
$O_i - E_i$	-2,45	-0,50	14,88	-2,19	-1,03	-2,34	-0,89	-0,18	-0,28	-1,33	-2,99	-2,78
$(O_i - E_i)^2$	6,00	0,25	221,41	4,80	1,06	5,48	0,79	0,03	0,08	1,77	8,94	7,73
$(O_i - E_i)^2 / E_i$	1,25	0,22	4,79	0,82	0,14	0,54	0,47	0,02	0,18	0,19	1,44	1,49

وظفنا القيم المبينة في السطر الأخير من الجدول أعلاه الممثلة لحواصل القسمة النهائية و التي بجمعها نتحصل على قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة، بعد عملية الجمع نجد 11,56 و التي تمثل قيمة هذا المؤشر، بعد الحصول على قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة نستخرج قيمة كاف مربع الجدولة من جدول التوزيع الخاص به عند مستوى معنوية 5% و درجة حرية $n = 11$ بحكم وجود اثنا عشر (12)

عمودا تمثل عدد النماذج الأسرية و صفيين اثنين (02) تمثل ناتجى التعدادين، يشير التقاطع في جدول التوزيع الاحتمالي الخاص بقانون كاف مربع بين درجة الحرية و مستوى المعنوية المعمول بهما إلى أن كاف مربع الجدولة قيمتها 19,68، بالمقارنة بين قيمتي كاف مربع المحسوبة 11,56 و النظرية 19,68، نجد أن القيمة النظرية اكبر من القيمة المحسوبة و عليه يتم رفض الفرضية البديلة، و يتم قبول الفرضية الصفرية التي تفترض العدم أي انه لا يوجد اختلاف في توزيع نسب النماذج الأسرية بين التاريخين المحددين للفترة 1966-1998، و عليه انعدام وجود اختلاف معنوي و دال إحصائيا أي عدم وجود تغير كمي هام في نسب النماذج الأسرية المعتمدة في التعدادات السابقة خلال هذه الفترة.

بالمقارنة بين نتيجتي اختبار كاف تربيع في المرحلتين. المرحلة الأولى من سنة 1966 إلى غاية سنة 1998، تمخض عنها نفي وجود اختلاف في توزيع نسب النماذج الأسرية المتبناة في التعدادات السابقة بين التاريخين المحددين لهذه المرحلة، أما المرحلة الثانية الممتدة من سنة 1966 إلى غاية سنة 2006 تمخض عنها إثبات وجود اختلاف في توزيع نسب البنئ الأسرية المتبناة في دراستنا بين التاريخين المحددين لها.

نلحظ من خلال المقارنة المذكورة وجود تناقض بين ما نتج عن اختبار كاف مربع بين المرحلتين، يمكن إرجاع هذا التناقض أي قبول الفرض القائم على عدم وجود اختلاف معنوي في نسب النماذج الأسرية المتبناة في التعدادات السابقة بين التاريخين المحددين للفترة الأولى إلى نوع النمذجة المتبناة في التعدادات السابقة التي اقترحت بناء اثنا عشر نموذجا أسريا، هذا الكم من النماذج يمكن أن يؤدي تمييع أو تقزيم نسب بعض النماذج كميأ خاصة التي تتكون من أفراد يقل تواجدهم كتشكيل للأسر داخل أوساط الأسر الجزائرية، و الدليل على ذلك انه لما اقتصرنا في تطبيق نفس الاختبار على نسب نماذج مستقاة من نفس النتائج أي على نماذج محددة فقط من بين النماذج المقترحة في التعدادات السابقة التي تتميز بارتفاع نسبها كميأ من مجموع الأسر الجزائرية في العنصر السابق من هذا الفصل، نتج عنه إثبات وجود الاختلاف فعلا بين نسب هذه النماذج الأسرية بين تاريخي الفترة الأولى من الدراسة.

يفيد ما تم طرحه أن التغير في نسب النماذج الأسرية بين تاريخي الفترة الأولى مؤكد و تصدقه القراءة الوصفية لنتائج الجدول رقم 4.4، إلا أن نتيجة الاختبار عند إشراك جميع نسب النماذج الأسرية دون استثناء جاءت عكس ذلك، و هذا يمكن إرجاع أسبابه إلى النمذجة الأسرية المتبناة في التعدادات السابقة في حد ذاتها، التي تم التركيز في بنائها على عدد العائلات من الأنواع الثلاث في كل أسرة أحيانا مع وجود أفراد خارجين عن العائلة و أحيانا أخرى مع عدم وجود أفراد خارجين عن العائلة بنوع من التفصيل حسب ما سبق تبيانه في الفصل الثاني من هذه الدراسة، مما أدى إلى بروز نماذج أسرية ذات نسب جد ضئيلة إلى

درجة أنها قاربت الانعدام حسب نتائج بعض التعدادات كما لاحظنا في الجدول رقم 1.4، و يبرز ذلك أكثر بالتركيز على كل وسط سكني ريف أو حضر بشكل مستقل كما لاحظنا في الجدول رقم 3.4.

بالرجوع إلى ما نتج عن الاختبار فيما يخص مقارنة التوزيع في نسب البنى الأسرية المتنبأة في دراستنا بين التاريخين المحددين لفترة الدراسة، نجد أن الاختلاف في التوزيع بين هذه النسب مثبت و دال إحصائيا و يؤكد الاستقراء للبيانات الملخصة في الجدول رقم 5.4 بامتياز، نخلص مما تقدم طرحه إلى أن النمذجة الأسرية المتنبأة من طرفنا و المبنية أساسا على المعيار صلة قرابة أفراد الأسرة برب الأسرة جاءت عاكسة للتطور الحاصل على مستوى الأسر الجزائرية بشكل جيد، و بهذا تكون هذه النمذجة هي الأصلح للقيام بعمليات التحليل الكمي لكل المتغيرات التي تمس الأسرة. و بهذا فانه تم إثبات مدى صدق احد فروض الدراسة الذي نص على أن المعيار الأنسب لبناء النمذجة الأسرية هو صلة القرابة التي تجمع أفراد الأسرة برب الأسرة.

ب - التغير في نسب البنى الأسرية على المستوى المنطقة السكنية الريفية:

ركزنا على نسب البنى الأسرية القاطنة بالمنطقة السكنية الريفية من مجموع الأسر القاطنة بها لأننا وجدناها في الفترة السابقة أي 1966-1998، ذات تغير كمي اكبر من نظيرتها القاطنة بالمنطقة السكنية الحضرية اعتمادا على نتائج الاختبار الإحصائي اللامعلمي فريدمان الخاص باختبار اختلاف نسب النماذج الأسرية على مستوى المنطقتين السكنتين اعتمادا على نتائج التعدادات، لذا سنحاول التأكد من بقاء استمرارية كبرها مقارنة بالأسر القاطنة بالمنطقة الحضرية على باقي الفترة.

لبلوغ هذا الهدف نوظف كذلك الاختبار الإحصائي كاف مربع لبقاء نفس الشروط الخاصة بالبيانات على حالها، بحيث يقوم اختبار كاف مربع حاليا على اختبار الفرضية الصفرية H_0 التي تفترض عدم اختلاف في توزيع نسب البنى الأسرية على مستوى المنطقة السكنية الريفية بين تعداد 1966 و المسح الوطني لسنة 2006 ضد الفرضية البديلة H_1 التي تقوم على وجود اختلاف في توزيع هذه النسب بين التاريخين على مستوى الريف، تطبيقا للعلاقة الإحصائية الخاصة بحساب مؤشره نستعين بالجدول التالي الذي لخصنا فيه مجمل الخطوات الحسابية تمهيدا للتطبيق العددي لعلاقته الإحصائية.

أسرة ذات فرد وحد	أسرة بدون تركيبة عائلية	أسرة بسيطة	أسرة موسعة 1	أسرة موسعة 2	أسرة مركبة	
3,92	0,91	58,12	12,89	17,8	6,36	تعداد 1966 (O_i)
1,2	0,6	79,1	7,5	9,1	2,3	مسح 2002 (E_i)
-2,72	-0,31	20,98	-5,39	-8,7	-4,06	$O_i - E_i$
7,40	0,10	440,16	29,05	75,69	16,48	$(O_i - E_i)^2$
1,89	0,11	7,57	2,25	4,25	2,59	$(O_i - E_i)^2 / E_i$

باستغلال القيم المبينة في السطر الأخير من الجدول أعلاه بتطبيقها في العلاقة الإحصائية الخاصة بحساب إحصائية كاف مربع نجد أن قيمته 18,664، لاستخراج قيمة كاف مربع النظرية أي المجدولة نعتمد درجة حرية $n = 5$ بحكم بقاء عدد الأسطر و عدد الأعمدة على حالهما عند حساب هذا المؤشر عند مقارنة نسب البنى الأسرية في شكلها الإجمالي بين تعداد 1966 و مسح 2006 و العمل بنفس مستوى المعنوية، تكون قيمة كاف مربع المجدولة 11,07.

عند مقارنة قيمة كاف مربع المحسوبة 18,664 بقيمة كاف مربع المجدولة 11,07، نجد أن قيمة الأولى اكبر من قيمة الثانية، كقرار متخذ مستند إلى هذه المقارنة نرفض الفرضية الصفرية و نقبل الفرضية البديلة، و عليه فان توزيع نسب البنى الأسرية على مستوى المنطقة السكنية الريفية يختلف بين تعداد 1966 و مسح 2006 ، أي أن هناك تغير كمي دال إحصائيا و معنوي باختلافه عن الصفر بين نسبة كل بنية أسرية بين التاريخين 1966 و 2006 يخص الأسر القاطنة بالمنطقة الريفية.

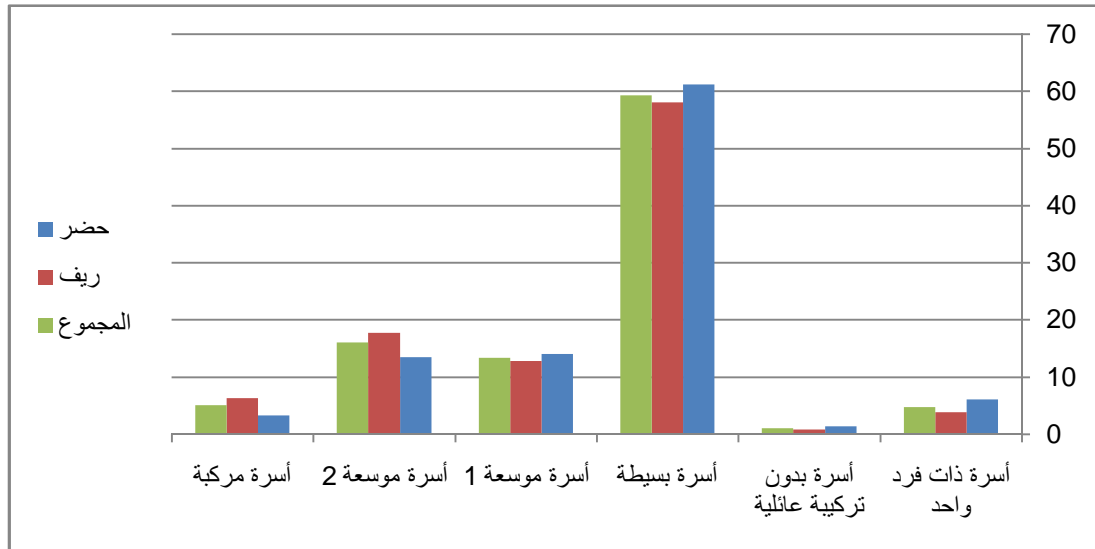
2.4- تطور البنى الأسرية في المرحلة 1966 - 2006

بعد البرهنة إحصائيا على وجود تغير هام من الناحية الكمية في نسب البنى الأسرية على سائر فترة الدراسة سواء على المستوى الكلي، أو على مستوى المنطقة السكنية عند توظيف محل إقامة الأسر كمتغير مراقبة، و سعيا منا لمحاولة معرفة التوجه الأسري في الجزائر الذي يعد احد أهداف هذه الدراسة يمكننا حاليا تتبع مسار هذه التغيرات على مستويين، الأول الاختلاف في نسب مختلف البنى الأسرية عند كل تعداد و مسح بمعزل عن باقي نتائج التعدادات اعتمادا على الملاحظة اللحظية أي بملاحظة نسب مختلف البنى الأسرية في عمل واحد (تعداد أو مسح)، أما المستوى الثاني يخص التغير في نسبة كل بنية

أسرية من البنى المقترحة بشكل مستقل عن البنى الأخرى حسب المنطقتين السكنتين حضر و ريف بدلالة أزمنة انجاز التعدادات و المسحين اعتمادا على نتائجها اعتمادا على الملاحظة الطولية.

1.2.4 - على مستوى التعدادات و المسحين:

1 - تعداد 1966: من خلال معطيات الجدول رقم 5.4، يتبين أن نسبة البنية الأسرية الأسر البسيطة تمثل النسبة الأغلب من مجموع الأسر الجزائرية بتسجيلها القيمة 59,39% بالنظر إلى الأسر إجمالا على المستوى الوطني، يرجع ارتفاع نسبتها إلى الأسر القاطنة بالمنطقة الحضرية التي تشكل هذه البنية بنسبة 61,29% من مجموع الأسر القاطنة في الحضر، تأتي في الرتبة الثانية نسبة الأسر الموسعة من النموذج 2 التي مثلت 16,1% من مجموع الأسر الجزائرية، يُنسب تسجيل هذه البنية نسبة جد معتبرة مقارنة بباقي البنى الأسرية إلى ارتفاع نسبة الأسر المشكلة لها في المنطقة الريفية التي سجلت 17,8% من مجموع الأسر القاطنة بالريف في حين لم تسجل نظيرتها في الحضر سوى النسبة 13,55%، و هذا ما يبرزه بشكل واضح المخطط التالي رقم 2.4 الذي انجزناه اعتمادا على معطيات الجدول رقم 5.4، في حين سجلت البنى الأسرية الأخرى نسبا متواضعة و بالأخص الأسر بدون تركيبة عائلية التي كادت تنعدم نسبتها في الريف أين سجلت 0,91% في حين ساهمت إجمالا بالنسبة 1,14% في مجموع الأسر الجزائرية.

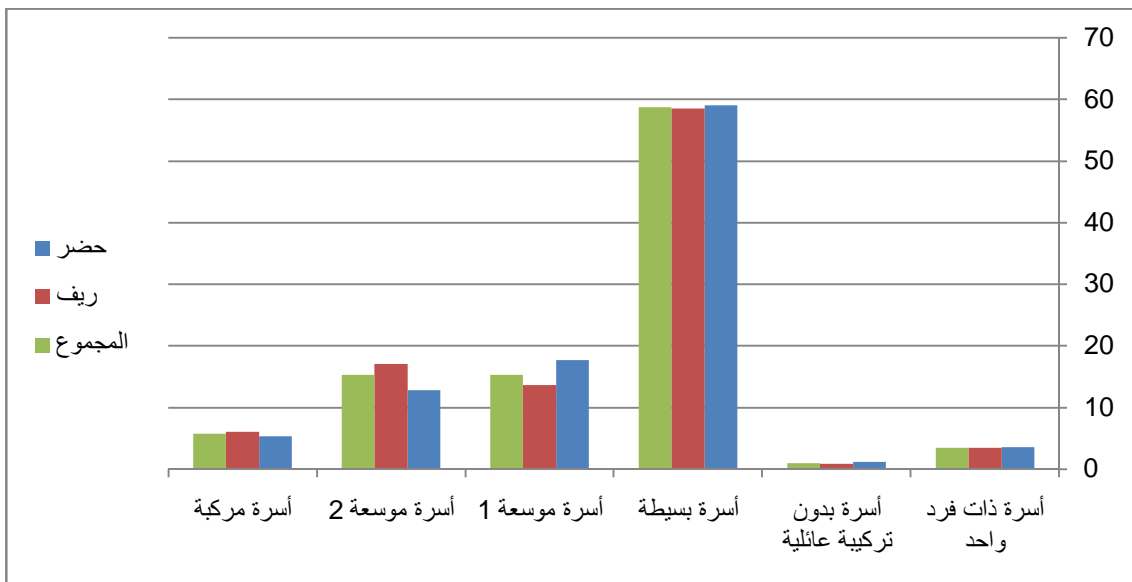


المخطط رقم 2.4: تطور نسب النماذج الأسرية حسب تعداد سنة 1966

ما يلاحظ عموما حسب نتائج هذا التعداد أن الأسر المشكلة للبنى الأسرية أسرة ذات فرد واحد، أسرة بدون تركيبة عائلية، أسرة بسيطة و أسرة موسعة من النموذج 1، عرفت نسبا في المناطق الحضرية أكبر من نظيرتها التي سجلتها في المناطق الريفية، و على عكس ذلك فإن البنيتين الأسريتين أسرة موسعة من النموذج 2 و أسرة مركبة عرفت نسبا في المناطق الريفية أكبر من نظيرتها في المناطق الحضرية،

وهذا ما يفسر ارتفاع حجم متوسط الأسرة الجزائرية في الريف مقارنة بنظيره في الحضر كون البنيتين الأخيرتين تتميزان بحجم أفراد أكبر من البنى الأخرى.

2 - تعداد 1977: ما يمكن ملاحظته حسب نتائج هذا التعداد المبينة في الجدول رقم 5.4، أن نسبة الأسر المشكلة للبنية الأسرية أسر بسيطة مثلت أكبر القيم بنسبة 58,79% من مجموع الأسر الجزائرية، كما أن نسبها في الريف و الحضر شهدت نوعا من التقارب في قيمتهما بحيث مثلت 59,09% من مجموع الأسر القاطنة في الحضر و القيمة 58,57% من مجموع الأسر القاطنة في الريف. جاءت بعدها في الرتبة الثانية نسبة البنيتين الأسريتين أسرة موسعة من النموذج 1 و أسرة موسعة من النموذج 2 اللتان سجلتا نفس النسبة تقريبا بقيمة 15,4% من مجموع الأسر الجزائرية، غير أن الفرق بينهما يكمن فيما مثلاه من نسب بين الوسطين السكنيين ريف و حضر، بحيث يُنسب تسجيل الأسر الموسعة من النموذج 1 لهذه النسبة إلى ارتفاع نسبة الأسر المشكلة لها في المنطقة الحضرية التي سجلت 17,76% من مجموع الأسر القاطنة بالحضر في حين لم تسجل نظيرتها في الريف إلا القيمة 13,73%، أما الأسر الموسعة من النموذج 2 فقد عرفت عكس ذلك بحيث سجلت 12,89% من مجموع الأسر في المنطقة الحضرية بينما مثلت القيمة 17,18% من مجموع الأسر القاطنة بالريف، و هذا ما يوضحه بشكل أكثر تفصيلا المخطط رقم 3.4 .

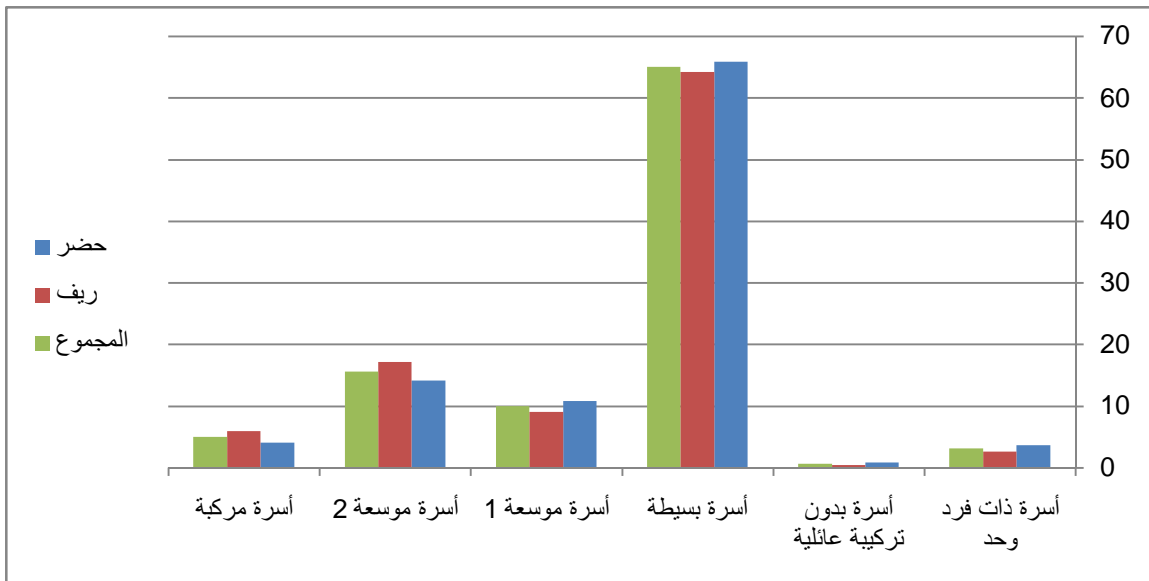


المخطط رقم 3.4: تطور نسب النماذج الأسرية حسب تعداد سنة 1977

أما باقي البنى الأسرية فقد حققت نسبا ضعيفة في كلى الوسطين الريف و الحضر، لكن بتفاوت بين الوسطين بحيث مثلت البنيتين الأسريتين أسرة ذات فرد واحد و أسرة بدون تركيبة عائلية في المناطق

الحضرية نسبا اكبر من نظيرتها التي سجلتها أسر البنيتين في المنطقة الريفية، في حين عرفت نسبة الأسر المركبة عكس ذلك.

3 - تعداد 1987: بالتركيز على المعطيات الناتجة عن تعداد سنة 1987 في ما ورد من معطيات الجدول رقم 5.4، نجد أن الأسر البسيطة مثلت اكبر مساهمة في مجموع الأسر الجزائرية بتسجيلها نسبة جد مرتفعة قدرها 65,14%، كما أن نسبتها كانت مرتفعة في كلى المنطقتين السكيتين و بنوع من التقارب بحيث مثلت هذه الأسر نسبة قدرها 65,99% من مجموع الأسر القاطنة في الوسط الحضري و نسبة 64,26% من مجموع الأسر القاطنة في الوسط الريفي، و هذا ما يوضحه المخطط رقم 4.4 بشكل أكثر تبيانا. تلتها نسبة البنية الأسرية أسرة موسعة من النموذج 2 بتمثيل أسرها نسبة 15,72% من مجموع الأسر الجزائرية، يرجع ارتفاع نسبة هذه البنية إلى ارتفاع نسبة الأسر المشكلة لها في المنطقة السكنية الريفية التي مثلت 17,28% من مجموع الأسر المقيمة بالريف. بينما أتت نسبة الأسر الموسعة من النموذج 1 في هذا التعداد في المرتبة الثالثة عند تسجيلها النسبة 10,07% من مجموع الأسر الجزائرية وما يلاحظ أن نسبتها شهدت نوعا من التقارب بين الواسطين السكيتين.

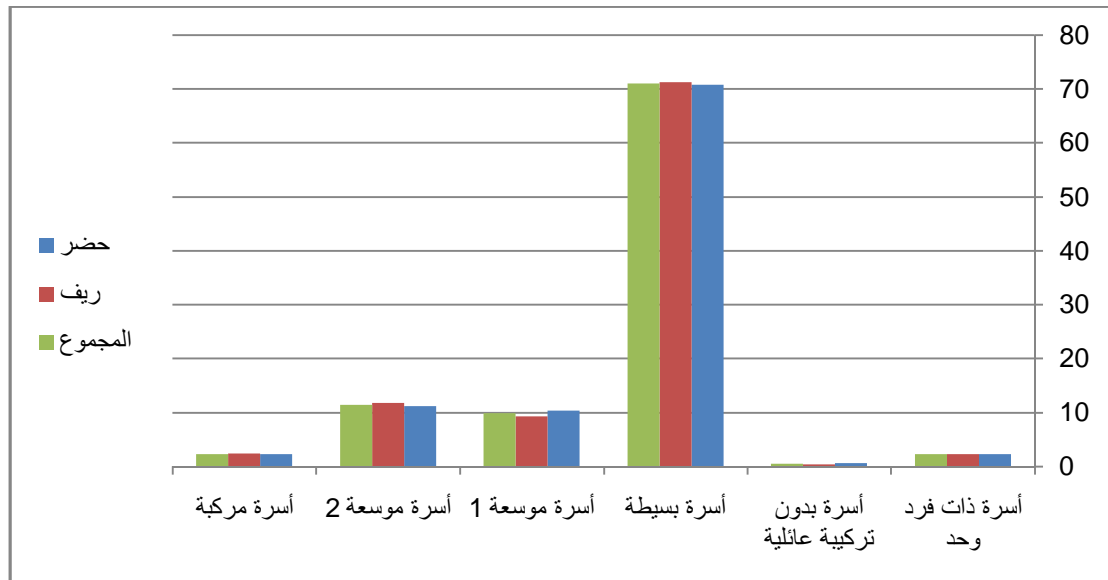


المخطط رقم 4.4: تطور نسب النماذج الأسرية حسب تعداد سنة 1987

بينما البنية الأسرية الثلاثة الأخرى فقد سجلت نسبا جد ضعيفة، و بملاحظة نسب هذه البنى الأسرية على مستوى كل وسط سكني على حدا نجد أنها عرفت تباينا و لكن ليس بشكل كبير، بحيث مثلت الأسر ذات فرد واحد و الأسر بدون تركيبية عائلية في المناطق الحضرية نسبا اكبر من نظيرتها التي سجلتها أسر البنيتين في المنطقة الريفية مقابل ذلك شهدت نسبة الأسر المركبة عكس ذلك، و ما تجدر

الإشارة إليه أن نسب البنية أسر ذات فرد واحد مثلت نسبا غاية في الضآلة في كلى الواسطين بحيث لم تتعدى المقدار 1% من مجموع الأسر الجزائرية في الواسطين.

4 - تعداد 1998: عند ملاحظتنا لنسب البنى الأسرية الخاصة بنتائج تعداد سنة 1998 من خلال الجدول رقم 5.4، نجد أن الأسر البسيطة تمثل الغالبية من بين مجموع الأسر الجزائرية إذ بلغت نسبتها 71,05%، إلا أن الملفت للانتباه أن نسب الأسر البسيطة من مجموع الأسر القاطنة بالمناطق الريفية ورتت أكبر بشكل طفيف من نسب نظيرتها القاطنة بالمناطق الحضرية عكس ما لاحظناه في نتائج التعدادات الثلاثة السابقة، بتسجيلها النسبتين 71,33% و 70,87% على الترتيب في الريف و الحضر. حلت بعدها نسبة الأسر الموسعة من النموذج 2 في الترتيب الثاني بتسجيلها النسبة 11,5% بفرق جد شاسع بينها و بين سابقتها قدره 59,55 نقطة، كما لوحظ تقارب كبير جدا بين نسبي الأخيرة على مستوى الواسطين السكنيين الحضر و الريف يدنو من التساوي، بحيث كان مقدار النسبتين في حدود 11% من مجموع الأسر بالواسطين، للإيضاح أكثر نستعين بالمخطط رقم 5.4 المبين لهذا التقارب بشكل أكثر يسرا. أنت نسبة الأسر الموسعة من النموذج 1 في المرتبة الثالثة بتحقيقها نسبة ليست ببعيدة عن سابقتها قدرها 9,99% من مجموع الأسر الجزائرية، شهدت نسبتها على مستوى الواسطين مثل الذي شهدته سابقتها من تقارب نسبتها بين الواسطين السكنيين حضر و ريف في حدود 10% .

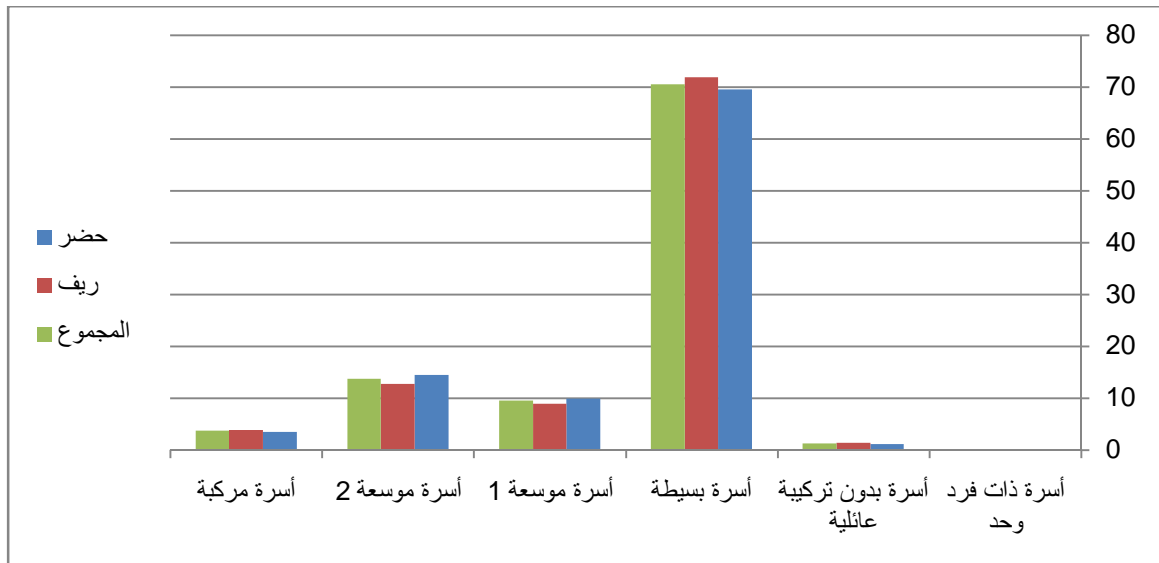


المخطط رقم 5.4: تطور نسب النماذج الأسرية حسب تعداد سنة 1998

فيما يخص نسب البنى الأسرية الأخرى، مثلت نسب جد ضئيلة من مجموع الأسر الجزائرية، أقل من نظيراتها في التعدادات الثلاث السابقة إن قورنت بها، خاصة نسب الأسر عديمة التركيب العائلية التي لم

تسجل سوى 0,52% من مجموع الأسر الفاطنة بالريف، تجدر الإشارة انه حسب نتائج هذا التعداد أتت نسبة كل من الأسر ذات الفرد الواحد و لأول مرة، و الأسر المركبة في الريف اكبر منها في الحضر.

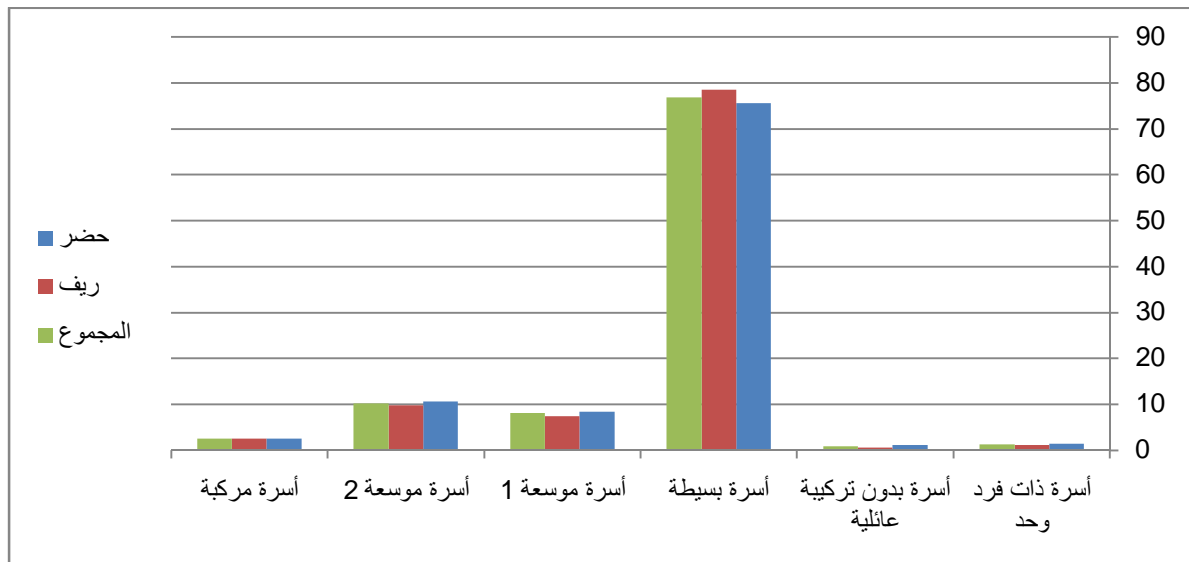
5 - مسح 2002: ما يلاحظ من نتائج المسح الوطني المنجز سنة 2002 من خلال الجدول رقم 5.4، أن نسبة الأسر البسيطة مثلت الغالبية بين أوساط الأسر الجزائرية بتسجيلها نسبة 70,6% إلا أن نسبتها في المنطقة السكنية الريفية بدت اكبر من نظيرتها المسجلة في المنطقة السكنية الحضرية، إذ سجلت نسبتها القيمتين 69,6% و 72% على الترتيب في المنطقتين الحضرية و الريفية على الترتيب، كما سبق حسب نتائج التعدادات السابقة لهذا المسح جاءت نسبة الأسر الموسعة من النموذج 2 في الترتيب الثاني بحيث مثلت نسبة تبدو معتبرة مقارنة بنسب البنى الأسرية الأخرى قدرها 13,8%، يرجع تسجيل هذه النسبة إلى ارتفاع نسبة هذه البنية بالمنطقة الحضرية التي سجلت على مستواها 14,6% كما تجدر الإشارة إلى انه و لأول مرة وردت نسبة هذه البنية في الحضر أكثر منها في الريف، يمكن الاستعانة بالمخطط رقم 6.4 الذي يبين مجمل هذه المقارنات بنوع من السهولة، أما الأسر من النموذج 1 فسجلت نسبة معتبرة من مجموع الأسر الجزائرية تقاربت بين الوسطين السكنيين الحضر و الريف في حدود 10% .



المخطط رقم 6.4: تطور نسب النماذج الأسرية حسب مسح سنة 2002

لم تحقق نسب باقي البنى الأسرية غير نسب غاية في الصغر كميًا، بالأخص الأسر ذات الفرد الواحد التي يمكن القول أنها شبه انعدمت حسب نتائج هذا المسح خاصة بالمناطق الريفية أين سجلت نسبة لا تربو عن 0,1%، نفس الكلام ينطبق تقريبا على الأسر عديمة التركيبة العائلية بالأخص في المنطقة السكنية الحضرية أين سجلت النسبة 1,2%، أما الأسر المركبة فسجلت نسبة تميزت بنوع من التقارب بين الوسطين السكنيين الحضر و الريف في حدود 3,8%.

6 - مسح 2006: بتركيز الملاحظة على نتائج المسح الوطني المنجز سنة 2006 من خلال معطيات الجدول رقم 5.4، وجدنا أن نسبة البنية الأسرية أسر بسيطة مثلت الأغلبية على مستوى الأسر الجزائرية، إذ نلاحظ أن أكثر من ثلاثة أرباع الأسر الجزائرية تتشكل في قالب هذه البنية الأسرية، و التي سجلت 76,6% من مجموع الأسر في الجزائر، و ما يلاحظ أن الأسر البسيطة مثلت في المنطقة السكنية الريفية نسبة أكبر من نظيرتها القاطنة بالحضر بقيمتي 79,1% و 75,00% على الترتيب، بينما مثلت الأسر الموسعة من النموذج 2 نسبة معتبرة نسبيا قدرها 10,10% بسبب ارتفاع نسبتها في المناطق الحضرية أين سجلت 10,70% في حين كانت أقل من ذلك في الريف بحيث سجلت 9,1%، و هذا ما يبينه المخطط التالي رقم 7.4 بصورة أكثر إيضاحا و الذي انجزناه اعتمادا على بيانات الجدول رقم 5.4. أما نسبة الأسر الموسعة من النموذج 1 فقد جاءت معتبرة نسبيا مع نوع من التقارب الكمي في نسبتها بين المنطقتين السكنتين الريف و الحضر في حدود 8%.



المخطط رقم 7.4: تطور نسب النماذج الأسرية حسب مسح سنة 2006

فيما تعلق بالبنى الأسرية الأخرى، فقد سجلت نسب جد ضعيفة و بالأخص بالمنطقة السكنية الريفية مقارنة بالمنطقة السكنية الحضرية، أين مثلت كل من البنى الأسرية أسر ذات الفرد الواحد، أسر عديمة التركيب العائلية و الأسر المركبة النسب 1,2%، 0,6% و 2,5% على الترتيب على مستوى الوسط السكاني الريفي.

مما تقدم إجمالاً من تتبع نسب مختلف البنى الأسرية على مستوى كل تعداد و مسح بشكل مستقل، يمكن القول حسب نتائج كل التعدادات و المسح أن البنى الأسرية أسر بسيطة سجلت نسب جد مرتفعة من مجموع الأسر الجزائرية مهما كانت سنة الملاحظة، أنت بعدها و بفرق كبير جدا نسب الأسر الموسعة من

النموذج 2 و أحيانا الأسر الموسعة من النموذج 1، كما ينطبق هذا الكلام على نسب البنى الأسرية في الوسطين حضر و الريف، أما نسب باقي البنى الأسرية فقد مثلت قيما جد متواضعة و بالأخص في الأعمال الأخيرة أي في تعداد 1998 و المسحين الوطنيين لسنتي 2002 و 2006.

2.2.4 - على مستوى البنى الأسرية:

سنحاول في هذا العنصر رصد مسارات التغير الذي مس نسب كل بنية أسرية بشكل مستقل عن باقي البنى الأسرية عبر مختلف التعدادات و المسحين في شكلها الإجمالي و على مستوى المنطقتين السكنتين حضر و ريف، تتبع مسارات التطور و التغير لهذه النسب كميما يتيح لنا معرفة البنى الأسرية التي نتجه نحوها الأسر في الجزائر كما يكشف لنا البنى الأسرية التي عرفت عكس ذلك، خاصة بعدما تم الإثبات و البرهنة الإحصائية على وجود تغير كمي في نسب البنى الأسرية بين التاريخين المحددين لفترة الدراسة في العنصر السابق من هذا الفصل.

لبلوغ هذه الغاية و تأكيدها، نقوم بحساب معدلات التغير الخاصة بنسب كل بنية أسرية في شكلها العام و كذا على مستوى الوسطين السكنيين حضر و ريف خلال فترة الدراسة في شكلها العام و على مستوى كل الفترات البيئية التي تتحدد بتاريخها انجاز كل عمليتين تعداد و مسح آخذين نتائج تعداد سنة 1966 كقاعدة لحساب هذه المعدلات حتى نتمكن من إجراء عمليات المقارنة المناسبة التي تخص التغيرات الحاصلة على مستوى كل بنية أسرية بين مختلف الفترات البيئية.

هذه المعدلات من شأنها أن تبين لنا التغير من الناحية الكمية في نسب كل نموذج سواء نحو الزيادة أو النقصان عند كل فترة بيئية و في فترة الدراسة عموما، و التي بدورها تتماشى مع خط مسار التغير الحاصل في تطور نسب كل بنية أسرية بدلالة نتائج مختلف التعدادات و المسحين، نستعين بالجدول التالي الحامل لرقم 6.4 الذي نلخص مجمل معدلات التغير نحو الزيادة أو النقصان الخاصة بمختلف الفترات البيئية المتوزعة على امتداد فترة الدراسة التي تمتد من تاريخ 1966 إلى غاية سنة 2006، تم حساب هذه المؤشرات اعتمادا على معطيات الجدول رقم 5.4 الذي جمعنا فيه نسب مختلف البنى الأسرية بعد عملية التعديل بدلالة نتائج مختلف التعدادات و المسحين في شكلها العام و على مستوى كل منطقة سكنية حضر و ريف .

جدول رقم 6.4: معدلات التغير لنسب البنى الأسرية في الجزائر خلال التعدادات و مسحي

2002 و 2006 حسب المنطقة السكنية

الفترة	المقاطعة	أسر ذات فرد وحد	أسر بدون تركيبية عائلية	أسر بسيطة	أسر موسعة 1	أسر موسعة 2	أسر مركبة
1966 - 1977	حضر	-40,72	-16,89	-3,59	25,51	-4,87	59
	ريف	-10,46	1,1	0,77	6,52	-3,48	-4,25
	المجموع	-25,99	-7,89	-1,01	14,93	-4,29	12,19
1966 - 1987	حضر	-39,25	-36,49	7,67	-22,76	4,94	23,6
	ريف	-29,85	-39,56	10,56	-28,94	-2,92	-5,97
	المجموع	-32,43	-34,21	9,68	-24,85	-2,36	-1,93
1966 - 1998	حضر	-62,21	-51,35	15,63	-26,5	-17,12	-30,38
	ريف	-38,52	-42,86	22,73	-27,39	-33,2	-61,64
	المجموع	-50,94	-43,86	19,63	-25,45	-28,57	-53,77
1966 - 2002	حضر	-96,74	-18,92	13,56	-29,33	7,75	6,19
	ريف	-97,45	53,85	23,88	-30,18	-28,09	-38,68
	المجموع	-95,84	14,04	18,88	-28,36	-14,29	-26,5
1966 - 2006	حضر	-77,20	-12,16	22,37	-38,52	-21,03	-26,25
	ريف	-69,39	-34,07	36,10	-41,82	-48,88	-63,84
	المجموع	-72,97	-12,28	28,98	-38,06	-37,27	-51,64
1977 - 1987	حضر	2,47	-23,58	11,68	-38,46	10,32	-22,26
	ريف	-21,65	-40,22	9,71	-33,28	0,58	-1,81
	المجموع	-8,71	-28,57	10,8	-34,61	2,01	-12,59
1977 - 1998	حضر	-36,26	-41,46	19,94	-41,44	-12,88	-56,22
	ريف	-31,34	-43,48	21,79	-31,83	-30,79	-59,93
	المجموع	-33,71	-39,05	20,85	-35,13	-25,37	-58,79
1977 - 2002	حضر	-94,51	-2,44	17,79	-43,69	13,27	-33,21
	ريف	-97,15	52,17	22,93	-34,45	-25,49	-35,96
	المجموع	-94,38	23,81	20,09	-37,66	-10,45	-34,48

تابع الجدول رقم 6.4

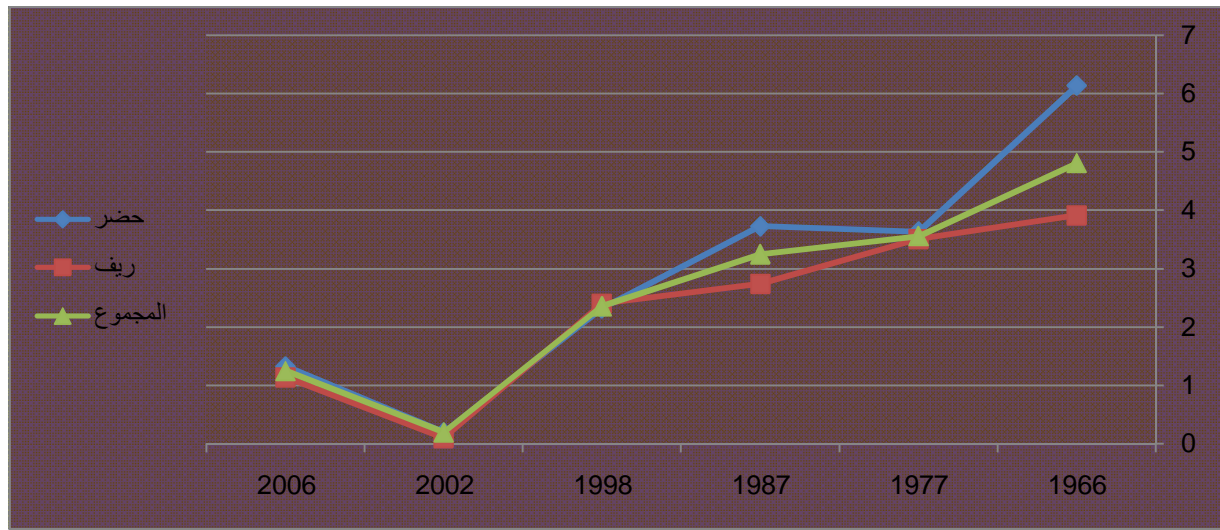
-53,62	-16,99	-51,01	26,93	5,69	-61,54	حضر	2006 - 1977
-62,23	-47,03	-45,38	35,05	-34,78	-65,81	ريف	
-56,90	-34,46	-46,10	30,29	-4,76	-63,48	المجموع	
-43,68	-21,03	-4,85	7,4	-23,4	-37,8	حضر	1998 - 1987
-59,2	-31,19	2,18	11	-5,45	-12,36	ريف	
-52,86	-26,84	-0,79	9,07	-14,67	-27,38	المجموع	
-14,08	2,67	-8,51	5,47	27,66	-94,64	حضر	2002 - 1987
-34,78	-25,93	-1,75	12,04	154,55	-96,36	ريف	
-25,05	-12,21	-4,67	8,38	73,33	-93,85	المجموع	
-40,33	-24,75	-20,40	13,65	38,30	-62,47	حضر	2006 - 1987
-61,54	-47,34	-18,12	23,09	9,09	-56,36	ريف	
-50,69	-35,75	-17,58	17,59	33,33	-60,00	المجموع	
52,54	30,01	-3,85	-1,79	66,67	-91,38	حضر	2002 - 1998
59,84	7,65	-3,85	0,94	169,23	-95,85	ريف	
59	20	-3,9	-0,63	103,13	-91,53	المجموع	
5,93	-4,72	-16,35	5,83	80,56	-39,66	حضر	2006 - 1998
-5,74	-23,47	-19,87	10,89	15,38	-50,21	ريف	
4,60	-12,17	-16,92	7,81	56,25	-44,92	المجموع	
-30,56	-26,71	-13,00	7,76	8,33	600	حضر	2006 - 2002
-41,03	-28,91	-16,67	9,86	-57,14	1100	ريف	
-34,21	-26,81	-13,54	8,50	-23,08	550	المجموع	

1- البنية الأسرية أسر ذات فرد واحد: من خلال معطيات الجدول رقم 5.4 يتبين أن مسار التغيير في نسب هذا النوع الأسري عرفت اتجاهين يمكن أن يترجما مرحلتين لتطورها.

المرحلة الأولى 1966-2002: تميزت نسب هذه النوع من البنى الأسرية بالتوجه نحو الانخفاض

ابتداء من تعداد سنة 1966 إلى غاية مسح سنة 2002، بحيث تراجعت نسبتها على التوالي من 4.81%

حسب نتائج تعداد سنة 1966 إلى 3.56% ثم إلى 3.25% ثم إلى 2.36% و أخيرا إلى 0.2% من مجموع الأسر الجزائرية في التعدادات من 1977 إلى 1998 وصولا إلى مسح 2002 على الترتيب، تماشى انخفاض نسبة هذا النوع من الأسر مع استمرار انخفاض نسبيها على مستوى الواسطين السكنيين الحضري و الريفي معا، يمكن إرجاع سبب انخفاضها نسبيا المستمر خلال هذه الفترة إلى أن هذه الأسر تتشكل من فرد واحد مهما كانت حالته الزوجية أعزب، أرمل أو مطلق، و بهذا فهي ذات قابلية كبيرة للتغير نحو الانخفاض، بحيث يرتبط انخفاضها بتغير الحالة الزوجية للفرد المكون لها، و بالتالي فهي تتأثر بعاملين ديموغرافيين رئيسيين، العامل الأول تغير الحالة الزوجية، و المقصود به الزواج بالنسبة للعزاب أو إعادة الزواج بالنسبة للمطلقين و الأرمال، أما العامل الثاني فهو الوفاة. وهذا ما يفسر انخفاض نسب هذه البنية تدريجيا إلى أن وصلت إلى 0.2% حسب نتائج مسح 2002، بسبب زواج العزاب، إعادة زواج (المطلقين و الأرمال) أو الوفاة، لإبراز هذا التغير نوظف المخطط التالي رقم 8.4 الذي يعكس وجهات تغير نسب الأسر ذات الفرد الواحد بصورة أكثر وضوحا ابتداء من تعداد سنة 1966 إلى غاية 2006.



المخطط رقم 8.4: تطور نسب الأسر ذات الفرد الواحد من 1966 إلى 2006

و الملاحظ أن نسبة هذه البنية عرفت خلال هذه الفترة معدل تغير نحو الانخفاض جد مرتفع قدره 95,84% حسب المؤشرات الملخصة في الجدول رقم 6.4 التي تمثل معدلات التغير نحو الزيادة أو النقصان لنسب مختلف البنى الأسرية في شكلها الإجمالي و على مستوى المنطقتين السكنتين الحضرية و الريفية، بين نتائج مختلف التعدادات و المسحين مع اخذ نتائج 1966 كقاعدة لحساب معدلات التغير، و التي تم حسابها اعتمادا على بيانات الجدول رقم 5.4.

بمقارنة انخفاض نسب هذه البنية بين الوسطين الريف و الحضر وجدنا أن انخفاضها في الريف كان أشد نسبيا من نظيره في الحضر و ذلك بتسجيلها معدلي انخفاض قدرهما 97,45% و 96,74% على الترتيب في الوسطين الريفي و الحضري.

المرحلة الثانية 2002-2006: اتجهت نسب هذه البنية الأسرية نحو الارتفاع بين المسحين، بانتعاش نسبتها قليلا من 0,2% إلى 1,3% بين سنتي 2002 و 2006، لكنها بقيت جد منخفضة مقارنة مع ما سجلته سنة 1966 بحيث وجدنا معدل تغيرها نحو الانخفاض بين التاريخين قدره 72,97%.

بصفة عامة عرفت نسبة هذه البنية الأسرية معدلات تغير نحو الانخفاض بين نتائج مختلف التعدادات سواء خلال الفترة عموما أو بين الفترات البيئية المتعلقة بنتائج عمليين تعداد أو مسح في شكلها العام أو بملاحظة نسبتها على مستوى سكني حضر أو ريف باستثناء الفترتين البيئيتين 2002 - 2006 على المستويين السكنيين الحضري و الريفي و 1977 - 1987 على مستوى الوسط السكاني الحضري. كان اكبر معدل انخفاض لها بشكل مطلق خلال مسار تغيراتها على امتداد فترة الدراسة من 1966 إلى 2006 قدره 97,45% الذي سجلته في الفترة البيئية 1966 - 2002 على مستوى المنطقة السكنية الحضرية، بينما اقل معدل انخفاض لها في هذه الفترة فمقداره 8,71% سجلته في الفترة البيئية 1977 - 1987 بالنظر إلى نسبتها بشكل العام.

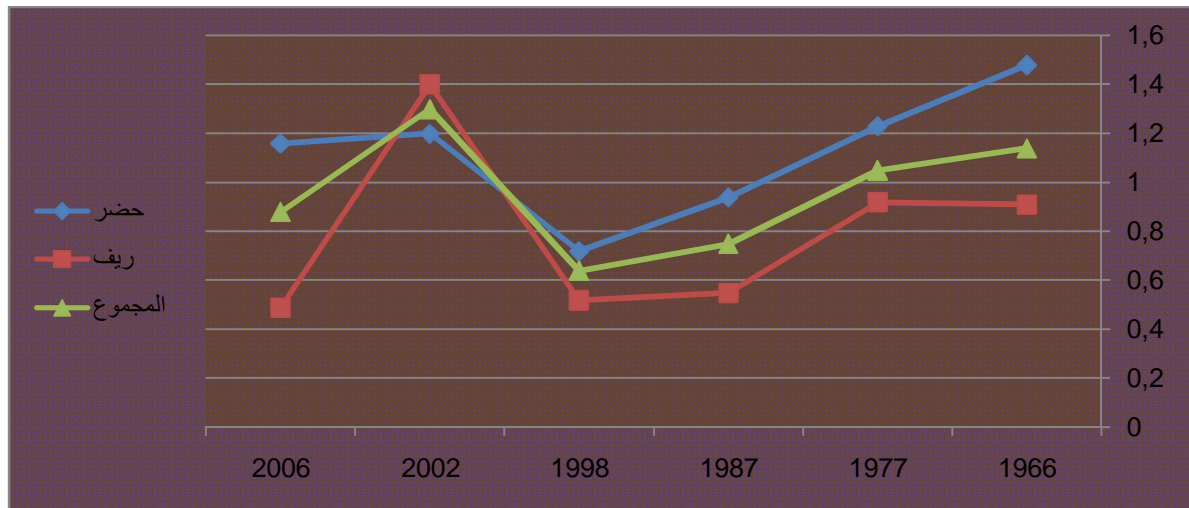
2 - البنية الأسرية أسرة بدون تركيبة عائلية: سجلت هذه البنية الأسرية نسبا جد منخفضة من مجموع الأسر الجزائرية بحيث كانت نسبتها الأشد انخفاضا مقارنة بباقي البنى الأسرية على مستوى مختلف الأعمال (التعدادات و المسحين) تقريبا اعتمادا على البيانات الملخصة في الجدول رقم 5.4. إجمالا، شهد هذا النوع من الأسر في الجزائر ثلاثة مراحل في تطور نسبه، إلا أن الاتجاه العام الخاص بتغير نسبتها كليا قد امتاز بالسيرورة نحو الانخفاض على مدى فترة الدراسة إجمالا.

المرحلة الأولى 1966-1998: عرفت نسب الأسر المشكلة لهذه البنية الأسرية خلال هذه المرحلة انخفاضا مستمرا بين مجموع الأسر الجزائرية، فانخفضت نسبتها من القيمة 1.14% إلى 1.05%، ثم إلى 0.75%، ثم إلى 0.64% حسب نتائج التعدادات 1966، 1977، 1987 و 1998 على التوالي مسجلة بذلك معدل تراجع قدره 43.85% بين تعدادي 1966 و 1998 حسب المؤشرات الملخصة في الجدول رقم 6.4. يمكن إرجاع الانخفاض المستمر لهذه البنية الأسرية بسبب تميزها بالقابلية الكبيرة في التغير مع مرور الزمن إلى بنية أسرية أخرى لعدة أسباب منها الديموغرافية ومنها أسباب ذات الطابع الاجتماعي، ترتبط هذه الأسباب أساسا بتشكيلة الأفراد المكونين لها بحيث تتشكل في الغالب من إخوة و أخوات عزاب، يعيشون معا دون أب و أم. الأسباب الديموغرافية تتمثل في زواج أفرادها، فعند زواج أحد الإخوة و بقائه في المسكن، يتغير نوع الأسرة من أسرة دون تركيبة عائلية إلى أسرة موسعة من

النموذج 1، و بزواج الأخ الثاني وبقائه مع إخوته في نفس المسكن تتغير الأسرة مرة أخرى من البنية أسرة موسعة من النموذج 1 إلى البنية الأسرية أسرة موسعة من النموذج 2. أما إجتماعيا، من الصعب بقاء إخوة و أخوات عزاب معا في نفس المسكن لمدة طويلة زمنيا.

المرحلة الثانية 1998-2002: عرفت نسب الأسر عديمة التركيبية العائلية في هذه المرحلة

اتجاهها معاكسا للمرحلة التي سبقتها، بحيث اتسمت بالارتفاع في نسبتها و لو نسبيا من مجموع الأسر الجزائرية. بحيث بلغت نسبتها 1.3% خلال 2002 بعدما كانت في حدود 0.64 % سنة 1998. مسجلة بذلك معدل تغير نحو الزيادة قدره 50.76% حسب ما ورد من معطيات الجدول رقم 6.4، و هذا ما يبينه المخطط رقم 9.4 بصورة أيسر المنجز اعتمادا على معطيات الجدول رقم 5.4. يمكن إرجاع عودة ارتفاع نسبة هذه البنية الأسرية خلال هذه المرحلة بالعلاقة الرابطة بين أفرادها، إذ كانت خلال سنوات التعدادات السابقة تتشكل في الغالب من إخوة عزاب و أخوات عازبات أيتام، أما خلال السنوات التي تلت إجراء هذه التعدادات فهي أصبحت في الغالب تتكون من مجموعة أفراد دون صلة قرابة (زواج ، دم أو مصاهرة) يعيشون معا بنفس المسكن، أي مجموعة أفراد يقطنون معا لأسباب اقتصادية بحتة، بحيث دفعهم البحث عن العمل إلى الانتقال إلى أماكن أخرى خارج البيت الأسري، و لتعذر إنتقال كل أفراد الأسرة قد ينتقل العاملون معا في نفس المسكن بغية تقليل مجمل النفقات.



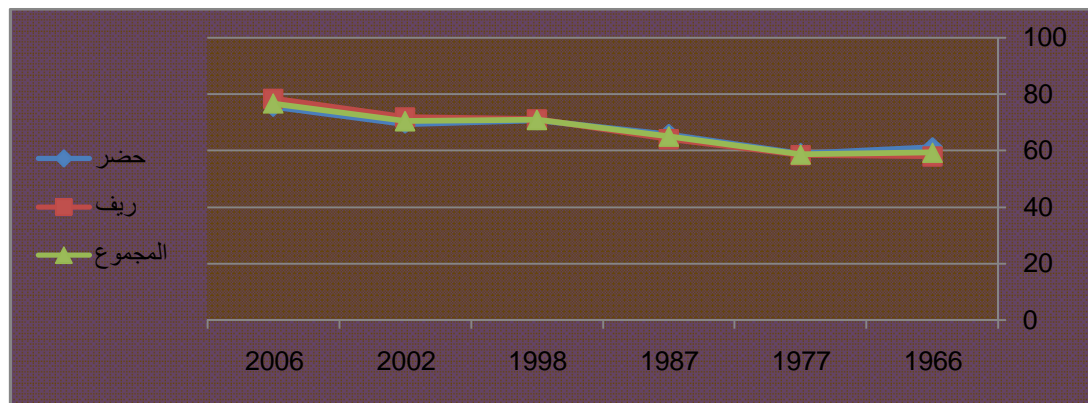
المخطط رقم 9.4: تطور نسب الأسر بدون تركيبية عائلية من 1966 إلى 2006

المرحلة الثالثة 2002-2006: تميزت هذه المرحلة بعودة انخفاض نسبة الأسر عديمة التركيبية

العائلية من مجموع الأسر الجزائرية إلى درجة اقتراب انعدامها و بالأخص بالمناطق الريفية، بحيث انخفضت نسبتها في شكلها الإجمالي من 1,3% سنة 2002 إلى 1% سنة 2006 مسجلة بهذا معدل تغير نحو الانخفاض قدره 23,08%، أما على مستوى المنطقة الريفية فتراجعت نسبتها من 1,4% إلى 0,6% لتسجل بتراجعها هذا معدل مقداره 57,14%.

إجمالاً، يمكن القول أن تطور نسب الأسر عديمة التركيبية العائلية خلال فترة الملاحظة الممتدة من سنة 1966 إلى غاية 2006 امتاز بخط اتجاه عام نحو التناقص من مجموع الأسر الجزائرية مسجلاً معدل تغير نحو الانخفاض قدره 46,15%، وهذا ما هو ظاهر من خلال المخطط الخاص به. كما يتأكد ذلك من خلال التمعن في مؤشرات الجدول رقم 6.4، بحيث سجلت نسب هذه البنية الأسرية خلال كل الفترات البيئية معدلات تغير نحو الانخفاض باستثناء القليل منها مثل الفترة 1998 - 2002 التي سجل بها معدل موجب أي نحو الارتفاع على مستوى المنطقة السكنية الريفية قدره 169,23% و الذي يعد أكبر معدل موجب على الإطلاق على امتداد فترة الملاحظة، أما أكبر معدل نحو الانخفاض سجلته نسب هذه الأسر قدره 57,14% في الفترة البيئية 2002 - 2006 على مستوى المنطقة السكنية الريفية.

3 - البنية الأسرية أسرة بسيطة: تميز تغير نسب الأسر البسيطة على امتداد فترة الدراسة كاملة بخط اتجاه عام موجب أي سائر نحو الارتفاع، إلا أن ارتفاعها خلال هذه المرحلة لم يتميز بالاستمرارية المطلقة، بحيث نجد أن نسبها فعلاً قد مثلت نسباً جد كبيرة من بين مجموع الأسر الجزائرية غير أنها عرفت تذبذباً، بحيث انخفضت نسبتها من 59.39% خلال تعداد 1966 إلى 58.79% خلال تعداد 1977 ثم ارتفعت إلى 65.14% خلال تعداد 1987 و واصلت ارتفاعها إلى 71.05% سنة 1998 حسب ما لاحظناه من معطيات الجدول رقم 5.4 و بذلك حققت معدلات تغير نحو الزيادة قدرها 16.41% بين تعدادي سنتي 1966 و 1998، و القيمة 17.25% بين التعدادين 1977 و 1998، ثم القيمة 8.31% بين تعدادي 1987 و 1998 حسب ما جاء في معطيات الجدول رقم 6.4. بينما عرفت شبه استقرار بين تعداد 1998 و مسح 2002 بحيث مثلت 70.6% من مجموع الأسر البسيطة في مسح سنة 2002، و هذا ما يبينه المخطط رقم 10.4 الخاص بتطور نسب هذه البنية الأسرية خلال كامل فترة الدراسة.



المخطط رقم 10.4: تطور نسب الأسر البسيطة من 1966 إلى 2006

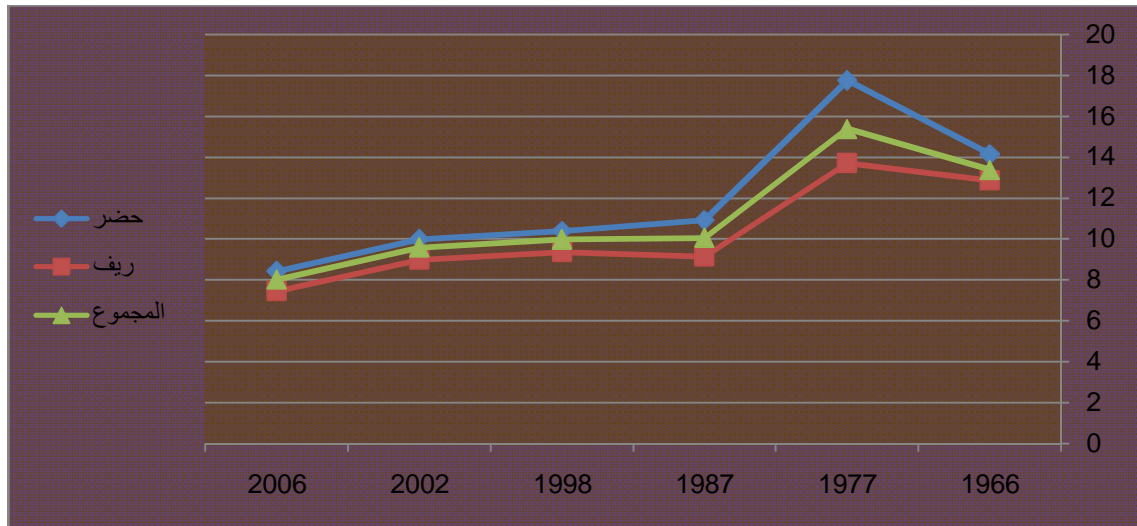
عاودت نسبة الأسر البسيطة ارتفاعها إلى درجة أنها مثلت أكثر من ثلاثة أرباع الأسر الجزائرية حسب نتائج مسح 2006 بتسجيلها نسبة 76,6% محققة بهذا معدل تغير نحو الزيادة خلال كامل فترة الملاحظة قدره 28,98%، إلا أن نسبها عرفت تبايناً بين المناطق الريفية و المناطق الحضرية، فحسب

نتائج التعدادات المنجزة سنوات 1966 و 1977 و 1987 شكلت نسب الأسر البسيطة القاطنة بالمناطق الحضرية نسبة أكبر من الأسر البسيطة القاطنة بالمناطق الريفية، أما في تعداد سنة 1998 و مسحي سنتي 2002 و 2006 فقد عرفت العكس في توزيع نسب هذه الأسر بين الواسطين السكنيين.

ما يمكن قوله عموما حول التغير في نسب الأسر البسيطة على امتداد فترة الملاحظة، أنها عرفت خط اتجاه عام يسير نحو الارتفاع سواء بملاحظة نسبتها الإجمالية أو بتركيز الملاحظة على نسبها في الواسطين السكنيين الحضر و الريف على حد سواء على عكس ما عرفت نسب البنيتين الأسريتين السابقتين، يُفهم من هذا أن ارتفاع نسبها كان على حساب انخفاض نسب البنى الأسرية الأخرى، يترجم ارتفاع نسبها شبه المطلق في استمراريته تسجيلها معدلات تغير نحو الارتفاع عبر مختلف الفترات البيئية مع بعض الاستثناءات القليلة، بحيث كان أكبر معدل تغير نحو الارتفاع على الإطلاق خلال كامل فترة الدراسة قدره 35,05% تم تسجيله في الفترة 1977 - 2006 على مستوى المنطقة الريفية، في حين كان أقل معدل تغير لنسبها نحو الارتفاع على الإطلاق قدره 0,77% سجلته في الفترة البيئية 1966 - 1977 على مستوى الوسط السكاني الريفي.

4 - البنية الأسرية أسرة موسعة من النموذج 1: مثلت الأسر الموسعة من النموذج 1 نسبة معتبرة من مجموع الأسر الجزائرية بملاحظة نسبها في شكلها الإجمالي أو على مستوى كل منطقة سكنية، و بالرغم من تسجيلها لهذه النسب إلا أنها بقيت جد منخفضة و بفرق كبير كميًا بالمقارنة مع نسب الأسر البسيطة من خلال نتائج مختلف التعدادات و من خلال معطيات المسحين 2002 و 2006، فيما تعلق بوجهتها العامة التطورية في تغير نسبها فقد عرفت تذبذبا، فيمكن القول أنها تميزت بمسارين متناقضين يترجّمان بمرحلتين، و هذا ما يبرزه المخطط رقم 11.4.

المرحلة الأولى 1966-1977: تميزت هذه المرحلة بارتفاع نسب الأسر الموسعة من النموذج 1 بين التاريخين المحددين لها، بحيث انتقلت نسبتها من القيمة 14,15% إلى 15,14% من مجموع الأسر الجزائرية و تعد النسبة الأخيرة أكبر مؤشر مثله هذا النوع من الأسر خلال فترة الدراسة كاملة الممتدة من 1966 إلى غاية 2002، كما يلاحظ أن نسبتها في المناطق الحضرية فاقت نظيرتها في المناطق الريفية خلال هذه المرحلة حسب معطيات الجدول رقم 5.4، لإيضاح ما تقدم أكثر نوظف المخطط رقم 11.4 المنجز اعتمادا على بيانات الجدول رقم 5.4، فيما خص التغير الكمي لنسب هذه الأسر فقد حققت خلال هذه المرحلة معدل تغير نحو الارتفاع قدره 14,93%، أما على مستوى المنطقتين السكنتين الحضرية و الريفية فسجلت نسبتها معدلات تغير تجاه التزايد قدرهما 25,51% و 6,52% على الترتيب حسب ما تشير إليه البيانات الملخصة في الجدول رقم 6.4 .



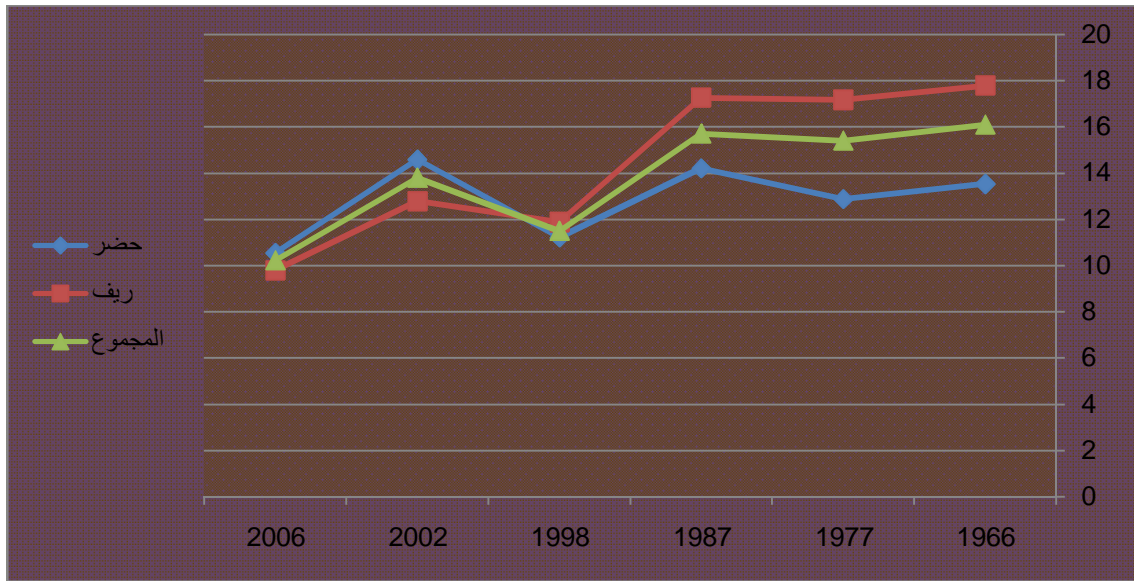
المخطط رقم 11.4: تطور نسب الأسر الموسعة من النموذج 1 من 1966 إلى 2006

المرحلة الثانية 1977-2006: عرفت نسب الأسر الموسعة من النموذج 1 خلال هذه المرحلة

توجها نحو التناقص، بحيث تراجعت نسبتها من 15.14% حسب ما سُجل في تعداد سنة 1977 إلى 10.07% حسب نتائج تعداد 1987، ثم من القيمة 9.99% حسب تعداد 1998 إلى 9.6% حسب مسح 2002، مواصلة انخفاضها إلى غاية بلوغها النسبة 8,3% حسب نتائج مسح 2006 اعتمادا على ما هو مبين في معطيات الجدول رقم 5.4، رافق الانخفاض في نسب البنية الأسرية أسر موسعة من النموذج 1 تراجع في نسبها على مستوى المنطقتين السكنتين الحضرية و الريفية غير أن نسبها في المناطق الحضرية كانت دائما أكبر من مؤشرات المناطق الريفية، بحيث سجلت نسبها معدل تغير نحو التراجع قدره 46,10% بين التاريخين المحددين لهذه المرحلة، أما على مستوى الواسطين الحضر و الريف فكان معدل تغيرها نحو التراجع بمقدار 51,01% و 45,38% على الترتيب.

5 - البنية الأسرية أسرة موسعة من النموذج 2: اتصفت نسب الأسر الموسعة من النموذج 2

بتمثيلها نسب معتبرة من مجموع الأسر في الجزائر عبر مختلف الأعمال أي التعدادات و المسحين، أين حلت دائما في الترتيب الثاني بعد نسب الأسر البسيطة لكن بوجود فرق كمي جد كبير و هام بينهما، كما قاربت نسبتها كمي نسب الأسر الموسعة من النموذج 2، عموما امتاز توجهها بنوع من التذبذب بداية من الانخفاض في المرحلة الأولى ثم الارتفاع نسبيا في مرحلة ثانية ثم معاودة الانخفاض في مرحلتها الثالثة، وهذا ما يبيئه المخطط البياني رقم 12.4.



المخطط رقم 12.4: تطور نسب الأسر الموسعة من النموذج 2 من 1966 إلى 2006

المرحلة الأولى 1966-1998: عرفت هذه المرحلة تراجع نسب الأسر الموسعة من النموذج 2

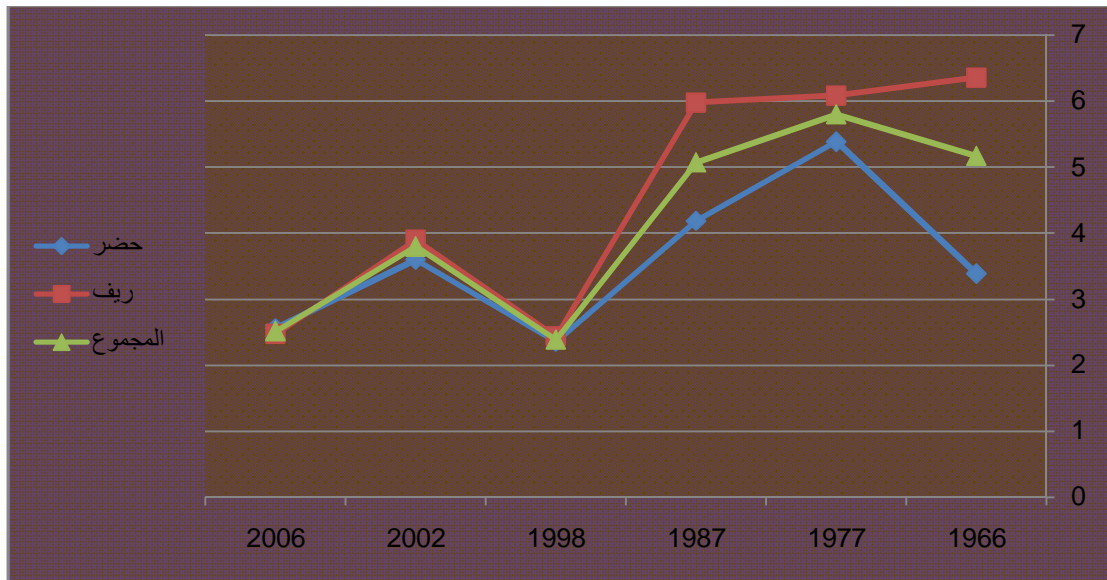
بشكل عام، بحيث انخفضت من القيمة 16,1% حسب نتائج تعداد 1966 إلى 15,41% حسب نتائج تعداد 1977 لتستقر نسبيا في هذه القيمة حسب ما نتج عن تعداد 1987 بتسجيلها النسبة 15,72% ثم واصلت انخفاضها إلى غاية بلوغها النسبة 11,5% تبعا لنتائج عن تعداد 1998 اعتمادا على ملاحظة ما يلخصه الجدول رقم 5.4، كما يلاحظ وجود تباين كبير في نسب هذا النوع من الأسر بين الوسطين السكنيين الحضر و الريف في هذه المرحلة، بحيث سجلت نسبا في الريف اكبر من نظيرتها المسجلة في المناطق الحضرية، عموما سجلت معدل تغير نحو التراجع بين التاريخين المحددين لهذه المرحلة قدره 25,45%، أما على المستويين السكنيين الحضر و الريف فقد عرف معدل تغيرها باتجاه التراجع نوعا من التقارب بحيث كانت قيمته 26,5% و 27,39% في الحضر و الريف على الترتيب.

المرحلة الثانية 1998-2002: تميزت هذه المرحلة بعكس ما ميز سابقتها، بحيث انخفضت

نسبة الأسر الموسعة من النموذج 2 من القيمة 11,5% حسب تعداد 1998 إلى القيمة 13,8% حسب نتائج مسح 2002 اعتمادا على البيانات الملخصة في الجدول رقم 5.4، غير أن المستجد في هذه المرحلة أن نسبة تمثيلها من مجموع الأسر القاطنة في الحضر جاء اكبر من نسبة أسرها من مجموع الأسر القاطنة بالمنطقة الريفية، تبعا لمؤشرات التغير الجدول رقم 6.4 وجدنا أن نسبة هذه الأسر شهدت معدل تغير نحو التزايد بين التاريخين المحددين لهذه المرحلة قدره 20%، في حين جاء معدل تغيرها نحو الارتفاع في الحضر اكبر بكثير من نظيره الذي سجلته أسرها القاطنة بالريف، فكانت قيمته 30,01% و 7,65% على الترتيب في كل من المنطقتين السكنتين الحضر و الريف.

المرحلة الثالثة 2002-2006: غطت هذه المرحلة الفترة بين المسحين، و امتازت بمعاودة اتجاه نسبة الأسر الموسعة من النموذج 2 نحو الانخفاض، بحيث تراجعت نسبتها من 13,8% حسب ما نتج عن معطيات مسح 2002 إلى القيمة 10,1% تبعا للنتائج المستخرجة من مسح 2006، رافق الانخفاض في نسبها في شكله العام تراجع في نسبها على مستوى الوسطين السكنيين الحضر و الريف تبعا للبيانات الملخصة في الجدول رقم 5.4، بهذا الانخفاض سجلت بين التاريخين المحددين لهذه الفترة معدل تغير نحو التراجع بمقدار 26,81% أما على مستوى المنطقتين السكنيين الحضرية و الريفية فكان معدل التراجع الخاص بهما بالمقدارين 26,71% و 28,91% على الترتيب.

6 - البنية الأسرية أسرة مركبة: مثلت الأسر المركبة نسبا متواضعة من مجموع الأسر الجزائرية خلال كامل التعدادات و كذا المسحين، غير أن نسبها كانت اكبر من نسب نظيرتها البنيتين أسر بفرد واحد و أسر بدون تركيبة عائلية، و بهذا أتت نسبها في المرتبة الرابعة عبر نتائج مختلف الأعمال، كما عرف مسار تغيرها تذبذبات كبيرة جدا بين الزيادة و النقصان إلا أنها إجمالاً تميزت بالانخفاض عبر كامل فترة الدراسة وهذا ما يوضحه المخطط البياني رقم 13.4 الخاص بتطور نسبها خلال فترة الملاحظة، و الذي نلمس من خلاله وجود شبه تطابق بين تطور نسب هذه الأسر مع تطور نسب الأسر الموسعة من النموذج 2 من حيث مسارات التغير.



المخطط رقم 13.4: تطور نسب الأسر المركبة من 1966 إلى 2006

المرحلة الأولى 1966-1998: عرفت نسب الأسر المركبة في بداية هذه المرحلة شبه ثبات ثم انخفضت بشكل ملحوظ، بحيث انتقلت نسبتها جزئياً من القيمة 5,17% حسب نتائج 1966 إلى 5,8% تبعا لما ورد من تعداد سنة 1977، لتستقر عند هذه النسبة خلال تعداد سنة 1987 بتسجيلها 5,07%، ثم

انخفضت نسبتها إلى 2,39% من خلال نتائج تعداد 1998 حسب ما تلخصه بيانات الجدول رقم 5.4، بملاحظة نسبية التي سجلتها على مستوى الوسطين الحضري و الريفي وجدنا أن ما سجلته نسبها المسجلة من مجموع الأسر القاطنة بالمنطقة الريفية كانت اكبر مما سجلته بالمناطق الحضرية عبر مختلف التعدادات. لتسجل بهذه التطورات معدل تغير بين التاريخين المحددين لهذه الفترة نحو الانخفاض قدره 53,77%، أما على المستوى الحضري فكان معدل تغيرها نحو الانخفاض قدره 30,38% و الذي يعد اقل بكثير من نظيره المسجل على مستوى المنطقة السكنية الريفية ذو القيمة 61,64% من خلال البيانات الملخصة في الجدول رقم 6.4.

المرحلة الثانية 1998-2002: امتازت هذه المرحلة بتوجه مسار تغير الأسر المركبة نحو الارتفاع، بحيث ارتفعت نسبتها من 2,39% من مجموع الأسر الجزائرية خلال تعداد سنة 1998 إلى 3,8% حسب ما ورد في نتائج مسح سنة 2002 من خلال بيانات الجدول رقم 5.4، مسجلة بهذا الارتفاع معدل تغير اتجاه التزايد بمقدار 59% حسب المعطيات المبينة في الجدول رقم 6.4، من خلال معطيات نفس الجدول وجدنا أن الأسر المركبة سجلت معدلي تغير نحو الزيادة قدرهما 52,54% و 59,84% على الترتيب في المنطقتين السكيتين حضر و ريف.

المرحلة الثالثة 2002-2006: عرفت هذه المرحلة معاودة توجه مسار نسب الأسر المركبة مجددا نحو الانخفاض، بحيث تراجعت مساهمتها في مجموع الأسر الجزائرية من 3,8% حسب ما نتج في مسح سنة 2002 إلى 2,46% من خلال نتائج مسح سنة 2006 حسب معطيات الجدول رقم 5.4، سبب هذا التراجع في نسبة الأسر الموسعة تسجيلها معدل تغير اتجاه النقصان قدره 34,21% اعتمادا على ما توضحه بيانات الجدول رقم 6.4، تبعا لبيانات نفس الجدول نلاحظ أن معدل التغير نحو التراجع على مستوى الأسر المركبة في الوسط السكني الحضري قدره 30,56% أما في الوسط الريفي فكان اكبر ببلوغه المقدار 41,03%.

نخلص مما سبق، بإثباتنا لوجود اختلاف معنوي و دال إحصائيا لتغير نسب البنى الأسرية بين مختلف التعدادات و المسحين بدلالة تواريخ انجاز هذه الأعمال، من جهة. و من جهة أخرى عند تركيزنا على تتبع نسب مختلف البنى الأسرية عند كل تعداد و مسح اعتمادا على الملاحظة الآنية لنتائج كل عمل أي التتبع أفقيا، و بتركيزنا على تتبع التغير الكائن في نسب كل بنية أسرية بشكل منفصل عبر مختلف الأعمال (التعدادات و المسحين) اعتمادا على الملاحظة الاستيعادية لنسب كل بنية عبر مختلف تواريخ انجاز الأعمال أي التتبع عموديا، أن نسب الأسر البسيطة شكلت الأغلبية من مجموع الأسر الجزائرية في شكلها العام و على المستويين حضر و الريف من مجموع الأسر القاطنة في كل وسط حسب نتائج كل الأعمال المنجزة دون استثناء، و أن نسبها في تزايد مستمر بدلالة الزمن، على عكس تماما ما تم رصده عند تتبع

نسب باقي البنى الأسرية، و عليه يمكن القول أن نسب البنية الأسرية أسر بسيطة ذات اتجاه عام متزايد على امتداد فترة الدراسة من سنة 1966 إلى غاية سنة 2006 على نقيض الاتجاهات العامة لباقي نسب البنى الأسرية الأخرى، يُفهم من هذا أن نسب الأسر البسيطة تتزايد على حساب تناقص نسب البنى الأسرية الأخرى، ومنه نستنتج أن الأسر الجزائرية تتوجه نحو البنية الأسرية أسر بسيطة أي نحو النموذج الأسري النووي و تتباعد عن باقي البنى الأسرية الأخرى، و بهذا نكون قد أكدنا صدق احد فرضيات الدراسة الذي فحواه أن الأسرة الجزائرية تتجه خلال الزمن وبشكل متواصل إلى النموذج النووي أي نحو البنية الأسرية البسيطة.

3.4- تطور أحجام الأسر حسب البنى الأسرية:

يحظى كل من المتغير حجم الأسر و المؤشر متوسط حجم الأسرة الجزائرية في هذه الدراسة بأهمية بالغة بحيث يعد احد أهم المتغيرات الديموغرافية التي تعبّر عن خصائص الأسر الجزائرية، و يترجم شطرا من التغيرات الحاصلة في خصائصها بحكم انه يعد متغيرا تابعا لمجموعة متغيرات مستقلة ذات طابع ديموغرافي إضافة إلى عدد من متغيرات أخرى ذات الصبغة الاقتصادية و الاجتماعية، كما رأينا في الفصل الثالث من هذه الدراسة.

و بتركيز الملاحظة على حجم الأسر الجزائرية بدلالة انتمائها إلى النماذج الأسرية، نجد أن كل نموذج أسري تميز بمتوسط عدد أفراد خاص به يختلف و بشكل هام جدا كميّا عن متوسط عدد أفراد النماذج الأسرية الأخرى من جهة، و بمتوسط عدد أفراد مختلف من تعداد إلى آخر من جهة أخرى. كما عرف عدد الأفراد تباينا بين كل نموذج أسري و آخر عند الاعتماد على الملاحظة الأنية أي حسب نتائج كل تعداد بشكل مستقل، كما تباين عدد الأفراد في النموذج الأسري الواحد من تعداد إلى آخر عند الاعتماد على الملاحظة الاسترجاعية، وهذا ما بينه الجدول رقم 7.4 أدناه.

بغية تتبع تطور حجم الأسر الجزائرية بدلالة انتمائها إلى النماذج الأسرية، و القيام بعمليات مقارنة بين أحجام مختلف النماذج الأسرية في التعداد الواحد، و بين أحجام مختلف النماذج الأسرية حسب نتائج مختلف التعدادات بدلالة زمن انجازها اعتمدنا على المعطيات التي وفرها تعداد سنة 1966، تعداد سنة 1987 و مسح 2002. حتى يمكننا الفارق الزمني من رصد هذا التطور، بحكم وجود 21 سنة كفارق زمني بين انجاز تعدادي 1966 و 1987، و 15 سنة كفارق زمني بين انجاز تعداد 1987 و مسح 2002، لأن الفئات و السلوكات الديموغرافية المتبناة من طرف الأفراد تستلزم وقتا طويلا لظهورها، و تبلورها كثقافة ديموغرافية على مستوى الأفراد و الأسر على حد سواء. كما وظفنا المعطيات المستقاة من نتائج المسح العنقودي المتعدد المؤشرات المنجز في سنة 2006 لتتبع تطور هذا المؤشر بسبب الاختلاف الكبير جدا بين

نسب مختلف البنى الأسرية في الجزائر بين المسحين 2002 و 2006، و معاودة ارتفاع نسبة الأسر البسيطة إلى 76,6% من مجموع الأسر في الجزائر حسب ما يبينه الجدول رقم 5.4 بعدما كانت تمثل 70.6% من مجموع الأسر البسيطة حسب نتائج مسح سنة 2002، مع انخفاض نسب مختلف البنى الأسرية الأخرى بين المسحين 2002 و 2006 حسب معطيات نفس الجدول.

لبلوغ هذا الهدف، أي تتبع تطور الحجم الأسري بدلالة انتماء الأسر إلى النماذج الأسرية و يجب علينا تبني تقسيم حجمي ملائم يتماشى و التحليل الكمي الأنسب لهذا المؤشر، و لذلك اعتمدنا على التقسيم الحجمي التالي:

- الأسر ذات الأحجام فرد إلى أربعة أفراد.
- الأسر ذات الحجم خمسة و ستة أفراد.
- الأسر ذات الأحجام الأكثر من سبعة أفراد.

هذا التقسيم الحجمي لم نختره عشوائيا، بل اعتمدناه على أساس معيارين اثنين، الأول متوسط حجم الأفراد في كل نموذج أسري، و الثاني نسبة الأفراد المنتمين إلى كل نموذج أسري من مجموع الأسر الجزائرية، بحيث لاحظنا من خلال البيانات الملخصة في الجدول رقم 7.4 أن عددا معتبرا من النماذج الأسرية ذات متوسط أفراد اقل من خمسة أفراد قدره خمسة (05) نماذج، و هي النموذج 1، النموذج 2، النموذج 4، النموذج 5 و النموذج 7. أما النماذج الأسرية ذات متوسط أفراد أكثر من خمسة أفراد و اقل من سبعة أفراد فعددها أربعة (04) نماذج، و هي النموذج 3، النموذج 6، النموذج 8 و النموذج 9. في حين كانت النماذج الأسرية ذات متوسط أفراد أكثر من سبعة أفراد هي النموذج 10، النموذج 11 و النموذج 12، و هذا حسب نتائج كل من التعدادين 1966 و 1987. في المقابل مثلت النماذج الأسرية ذات متوسط أفراد اقل من خمسة أفراد مجتمعة القيمة 20,82% من مجموع الأسر الجزائرية (خمس الأسر في الجزائر) حسب ما ورد في المعطيات الملخصة في الجدول رقم 3.4، و حسب بيانات نفس الجدول وجدنا أن النماذج الأسرية ذات متوسط أفراد أكثر من سبعة أفراد مثلت مجتمعة نفس النسبة بتسجيلها 20,84% من مجموع الأسر الجزائرية، في حين مثلت النماذج الأسرية ذات متوسط أفراد أكثر من خمسة أفراد و أقل من سبعة أفراد 58,35% من مجموع الأسر الجزائرية حسب نتائج تعداد سنة 1966.

تم تلخيص البيانات الخاصة بنسب الأسر حسب عدد الأفراد المنتمين لها بدلالة التقسيم الحجمي المقترح في كل نموذج أسري و حسب ما تم جمعه من بيانات نتائج تعدادي سنتي 1966 و 1987، إضافة إلى الحجم المتوسط لأفراد أسر كل نموذج أسري من بين النماذج الأسرية المتبناة في تعدادي سنتي 1966 و 1987 في الجدول التالي الحامل لرقم 7.4، و ذلك بغية تسهيل عملية تتبع التغيرات الكمية التي مست النسب الجزئية المتعلقة بالتقسيمات الحجمية بين النماذج الأسرية في كل تعداد، و مقارنة هذه النسب بين

التعدادين، و الذي بدوره يعد كخطوة تمهيدية لمد عملية التتبع و المقارنة زمنيا إلى غاية سنة 2006 الموافقة لانجاز المسح العنقودي المتعدد المؤشرات لتشمل كامل فترة الدراسة الممتدة من 1966 إلى غاية 2006.

جدول رقم 7.4: توزيع عدد أفراد و متوسط عدد الأسر حسب النماذج الأسرية خلال 1966 و 1987

تعداد 1987				تعداد 1966				النموذج الأسري
الحجم المتوسط	عدد الأفراد			الحجم المتوسط	عدد الأفراد			
	7 و أكثر	6-5	4 -1		7 و أكثر	6-5	4 -1	
1	0	0	100	1	0	0	100	النموذج 1
2,78	6,49	20,78	72,73	2,58	0,8	13,12	86,09	النموذج 2
6,74	51,22	40,08	8,7	5,78	34,05	50,88	15,07	النموذج 3
2	0	0	100	2,01	0	0,02	99,98	النموذج 4
4,45	17,37	41,15	41,48	3,67	6,11	40,33	53,56	النموذج 5
7,69	63,96	36,04	0	6,81	49,38	50,62	0	النموذج 6
3,49	5,97	17,91	76,12	3,35	1,04	22,35	76,6	النموذج 7
5,02	22,22	62,5	15,28	4,63	12,94	56,74	30,32	النموذج 8
4,23	0	100	0	4,38	2,47	97,53	0	النموذج 9
9,62	87,12	12,88	0	9,18	82,09	17,91	0	النموذج 10
8,02	67,84	32,16	0	7,43	59,63	40,37	0	النموذج 11
13,76	98,85	1,15	0	12,97	98,59	1,41	0	النموذج 12
6,83	52,99	31,71	15,31	5,97	37,97	37,71	24,32	المجموع

المصدر: - التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1966.
- التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1987.

لبلوغ الغاية المنشودة و هي تتبع التغيرات الكمية التي مست الأسر حسب عدد الأفراد المنتمين لها بدلالة التقسيم الحجمي المقترح في كل نموذج أسري على امتداد فترة الدراسة من سنة 1966 إلى غاية سنة 2006 و جب علينا إخضاع معطيات الجدول رقم 7.4 إلى عملية التعديل المذكور سابقا التي وظفناها بهدف بلوغ نمذجة موحدة تمس كامل فترة الدراسة في المحور الأول من هذا الفصل عند التحليل الكمي لتطور

النماذج الأسرية في المرحلة 1966 – 2006 ، و تكون هذه التعديلات بضم نسب الأسر لبعضها البعض بدلالة حجم أفرادها حسب التقسيم الحجمي المقترح أعلاه و التي تنتمي إلى النماذج الأسرية المتبناة خلال تعدادي سنتي 1966 و 1987 المعبرة عن نفس البنية الأسرية من ناحية تشكيلة الأفراد المنتمين إلى الأسرة من بين البنى الأسرية المقترحة في دراستنا، بعد عملية التعديل نتحصل على البيانات الملخصة في الجدول 8.4، و التي تعبر على تطور نسب الأسر حسب التقسيم الحجمي خلال كامل فترة الدراسة.

جدول رقم 8.4: توزيع عدد الأفراد و متوسط عدد أفراد حسب البنى الأسرية

التعداد	عدد الأفراد في الأسرة			أسرة بفردي واحد	بدون تركيبة عائلية	أسرة بسيطة	أسرة موسعة 1	أسرة موسعة 2	أسرة مركبة	المجموع
	1 إلى 4	5 إلى 6	7 و +							
تعداد 1966	100	86,09	56,20	35,64	0	24,32				
	0	13,12	30,41	43,24	51,94	1,41				
	0	0,8	13,39	21,12	48,06	98,59				
	1	2,58	3,82	4,93	7	12,97				
تعداد 1987	100	72,73	50,06	30,47	0	15,31				
	0	20,78	27,08	38,82	48,35	1,15				
	0	6,49	22,86	30,72	51,65	98,85				
	1	2,78	4,40	5,40	7,29	13,76				
مسح 2002	100	66,32	27,17	25,31	6,39	25,57				
	0	19,58	32,58	28,19	23,41	2,07				
	0	14,10	40,25	46,50	70,20	97,93				
	1	4,04	6,06	6,51	8,08	11,89				
مسح 2006	100	89,22	33,65	27,72	9,18	31,02				
	0	6,39	33,42	29,97	28,36	9,63				
	0	4,37	32,91	42,29	62,45	90,36				
	1	2,96	5,63	6,18	7,52	10,24				

المصدر: - التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1966.

- التعداد العام للسكان و السكن لسنة 1987.

- ملف مسح سنة 2002

- ملف مسح سنة 2006

يظهر من خلال الجدول أعلاه رقم 8.4، اعتمادا على الاستقراء الوصفي للمؤشرات الملخصة فيه وجود تغير كمي هام بدلالة الزمن في نسب الأسر ذات الحجم من فرد واحد إلى أربعة أفراد من مجموع الأسر المنتمية إلى كل بنية أسرية من بين البنى الأسرية المقترحة في الدراسة، أي وجود تطور في نسب هذه الأسر بدلالة تواريخ انجاز التعدادين و المسحين الوطنيين الموافقة للتواريخ 1966، 1987، 2002 و 2006، نفس الملاحظة تنطبق تماما و بصورة قاطعة على التغير في نسب كل من الأسر ذات الحجم من خمسة إلى ستة أفراد و الأسر ذات الحجم سبعة أفراد فما أكثر. غير أن الاعتماد على مجرد ملاحظة البيانات و استقراءها رقميا يبقى غير كاف للبرهنة على وجود هذا التغير الكمي في نسب الأسر زمنيا من عمل إلى آخر.

1-3-4 التحليل الكمي لتطور أحجام الأسر حسب البنى الأسرية:

يظهر من خلال ملاحظة الجدول رقم 8.4 وجود تغير كمي معتبر في نسب الأسر بدلالة التقسيمات الحجمية المعتمدة من بنية أسرية إلى أخرى ومن نتائج عمل (تعداد و مسح) إلى آخر، إلا أن الاكتفاء بمجرد الملاحظة لإصدار حكم مطلق على وجود هذه التغيرات أنيا حسب نتائج نفس التعداد أو زمنيا أي بدلالة مجمل نتائج الأعمال (تعداد أو مسح) يحمل نوعا من الخطأ، و على هذا الأساس سنحاول إثبات وجوده اعتمادا على الأساليب الإحصائية الخاصة بالتحليل الكمي للبيانات المتمثلة في الاختبارات الإحصائية التي تتماشى مع شروط و نوعية البيانات الملخصة في الجدول رقم 8.4، بالتركيز على كل حجم جزئي بشكل مستقل تماشيا مع التقسيمات الحجمية المقترحة في هذا العنصر، بغية إعطاء التحليل الكمي لنسب الأسر حسب التقسيم الحجمي المقترح عمقا أكثر سنعمل على دراسة الفروق بين النسب على مستويين الأول أفقي و الثاني عمودي عند كل حجم جزئي بشكل مستقل. الغاية من العمل على المستوى الأفقي هي البرهنة إحصائيا على وجود اختلاف أو عدم وجوده في توزيع هذه النسب بين البنى الأسرية المقترحة في الدراسة مثني مثني، أما الغاية من العمل على المستوى العمودي هي محاولة الإثبات الإحصائي لوجود الاختلاف من عدم وجوده في توزيع هذه النسب المسجلة في كل بنية أسرية بين نتائج الأعمال الأربعة أي تعدادي سنتي 1966 و 1987 و المسحين الوطنيين لسنتي 2002 و 2006.

1-1-3-4 الحجم الجزئي من فرد إلى أربعة أفراد:

أ - دراسة الاختلاف في نسب الأسر ذات الحجم 1-4 أفراد أفقيا: لهدف برهنة وجود اختلاف أو عدم وجوده بين نسب الأسر المتكونة من فرد إلى أربعة أفراد من مجموع الأسر المشكلة لكل بنية أسرية استنادا على نتائج تعدادي سنتي 1966 و 1987 و المسحين الوطنيين لسنتي 2002 و 2006 أفقيا أي بين

مختلف البنى الأسرية، نوظف الاختبار الإحصائي اللامعلمي فريدمان، الذي سبق استعماله و الإشارة إليه و إيضاح شروط استعماله في العناصر السابقة من هذه الدراسة. معتبرين أن نسب الأسر ذات الحجم من فرد إلى أربعة أفراد من مجموع الأسر في كل بنية أسرة المسجلة حسب نتائج الأعمال الأربعة (تعدادين و مسحين) عبارة عن عينة مستقلة (مجتمع جزئي)، و بالتالي تكون المقارنة بين النسب المسجلة في خمس عينات كل منها تحض بنية أسرية و ذلك باستبعاد البنية الأسرية أسر ذات فرد واحد بحكم أن نسبتها ثابتة دائما عند القيمة 100% في هذا الحجم الجزئي 1-4 أفراد و تتعدم في الحجمين الجزئيين الآخرين لأنها تتكون من فرد واحد، أي من البداية أن نسبتها تختلف من حجم جزئي إلى آخر (100% مقابل 0%) دون اللجوء إلى برهنة أو إثبات إحصائي، و بالتالي فان إشراك نسبها في الاختبارات الإحصائية قد يخل بالنتائج المرجو الوصول إليها.

كما تقدم تبياناه في العناصر السابقة من هذه الدراسة، فان الاختبار الإحصائي فريدمان يقوم على اختبار الفرضية الصفرية ضد الفرضية البديلة، على أساس أن الفرضية الصفرية H_0 في هذه الحالة تفيد أن نسب الأسر ذات الحجم من فرد إلى أربعة أفراد من أصل مجموع أسر كل بنية أسرية حسب نتائج التعدادين و المسحين لا تختلف عن بعضها البعض من بنية أسرية إلى أخرى. في النظر الفرضية البديلة H_1 تنص على انه يوجد فرق في نسب الأسر ذات الحجم من فرد إلى أربعة أفراد من أصل مجموع أسر كل بنية أسرية المسجلة حسب نتائج التعدادين و المسحين من بنية أسرية إلى أخرى، أي انه يوجد اختلاف في توزيع هذه النسب من بنية أسرية إلى أخرى.

لإتمام الاختبار الإحصائي فريدمان نستعين بالبرنامج الإحصائي SPSS، بتطبيقه على ما يعيننا من البيانات الخاصة بنسب الأسر ذات الحجم من فرد إلى أربعة أفراد الملخصة في الجدول رقم 8.4 عند مستوى معنوية $\alpha = 0,05$ ، و الذي نتحصل من خلاله على جدولين كنتيجة له.

الرتب

	الرتبة المتوسطة
الأسر عديمة التركيبة العائلية	5,00
الأسر البسيطة	4,00
الأسر الموسعة 1	3,00
الأسر الموسعة 2	1,75
الأسر المركبة	1,25

يظهر من خلال الجدول الأول أن الرتبة المتوسطة لنسب الأسر ذات الحجم من فرد إلى أربعة أفراد من مجموع أسر البنية الأسرية أسر عديمة التركيبية العائلية هي 5 و يفهم من هذه القيمة أن نسب الأسر ذات الحجم اقل من أربعة أفراد من مجموع أسر البنية الأسرية عديمة التركيبية العائلية جاءت دائما في الترتيب الخامس مقارنة بباقي نسبها من مجموع البنى الأسرية الأخرى بحكم الترتيب المعمول به في هذا الاختبار هو الترتيب التصاعدي، لأنه تم التوصل إلى متوسطات الرتب بعد ترتيب النسب أفقيا بدلالة قيمها بين مختلف البنى الأسرية ثم تُحسب متوسطات الرتب عموديا أي عند كل بنية أسرية، بنفس المنطق تُقرأ باقي المؤشرات عند مختلف البنى الأسرية المعنية بالاختبار.

أما الجدول الثاني المبين أدناه، فيُظهر نتائج اختبار فريدمان و الذي على أساسه يتم اتخاذ القرار بقبول احد الفرضيتين و رفض الأخرى، يتبين من خلاله أن إحصائية كاف تربيع المحسوبة اعتمادا على اختبار فريدمان قيمتها 15,795، أما مستوى الدلالة الناتج عن البيانات (النسب) محل الاختبار فمقداره 0,003 عند درجة حرية $n = 4$ (عدد العينات ناقص واحد) بحكم أن الاختبار يمس خمسة عينات مرتبطة (مجتمعات) كل منها معبر عنه بنسب الأسر ذات الحجم من فرد إلى أربعة أفراد في بنية أسرية كما سبق أن وضحنا.

اختبار فريدمان

الحجم N	4
كاف مربع	15,795
درجة الحرية	4
مستوى الدلالة	,003

بمقارنة قيمة مستوى الدلالة الناتج عن اختبار فريدمان (0,003) بقيمة مستوى المعنوية النظري المعمول به (0,05)، نجد أن مستوى الدلالة الاحتمالية الناتج عن اختبار فريدمان اقل من مستوى المعنوية النظري، استنادا على هذه المقارنة نتخذ القرار برفض الفرضية الصفرية H_0 التي نصت على عدم وجود الاختلاف في النسب محل الاختبار، و نقبل الفرضية البديلة H_1 التي مفادها وجود اختلاف و فروق بين نسب الأسر ذات الحجم من فرد إلى أربعة أفراد من أصل مجموع أسر كل بنية أسرية من بنية إلى أخرى بدلالة نتائج التعدادين و المسحين. إذن فالاختلاف في نسب أسر هذا الحجم بين مختلف البنى الأسرية معنوي باختلافه عن الصفر و ذو دلالة إحصائية. و عليه فإنه يوجد اختلاف كمي هام في توزيع نسب الأسر ذات الحجم اقل من أربعة أفراد بين مختلف البنى الأسرية، كما يمكن تعميم هذا الاختلاف و التغيير الخاص بنسب الأسر ذات الحجم من فرد إلى أربعة أفراد على السنوات البينية من 1966 إلى غاية 2006 التي لم تكن محل إشراك في الملاحظة بنسبة ثقة قدرها 95 %.

ب - دراسة الاختلاف في نسب الأسر ذات الحجم 1-4 أفراد عموديا: من أجل الإثبات الإحصائي لوجود اختلاف أو عدم وجوده بين نسب الأسر المتكونة من فرد إلى أربعة أفراد من مجموع الأسر المشكلة لكل بنية أسرية استنادا على نتائج تعدادي سنة 1966 و 1987 و المسحين الوطنيين لسنتي 2002 و 2006 عموديا أي بين نتائج تعداد 1966 و مسح 2006 بحكم أنهما التاريخين المحددين لفترة الدراسة، نوظف الاختبار الإحصائي كاف مربع بحجة أن المعطيات تم جمعها و ملاحظتها على شكل نسب مئوية.

يقوم اختبار كاف مربع بنفس منطق كل الاختبارات الإحصائية على فرضيتين منافيتين لبعضهما، الأولى الفرضية الصفرية H_0 التي تفيد في هذه الحالة عدم وجود اختلاف في نسب الأسر ذات الحجم من فرد إلى أفراد من مجموع الأسر المكونة لكل بنية أسرية بين التاريخين 1966 و 2006، في حين تقوم الفرضية البديلة H_1 على عكس ذلك بحيث تنص على وجود اختلاف معنوي في نسب الأسر ذات الحجم من فرد إلى أربعة أفراد من مجموع الأسر المكونة لكل بنية أسرية بين التاريخين 1966 و 2006، لإتمام هذا الاختبار نطبق العلاقة الإحصائية الخاصة به التي سبق و أن استعملناها في العناصر السابقة من هذا الفصل على ما يهمننا من معطيات الجدول رقم 8.4 الملخص لنسب الأسر ذات الحجم من فرد إلى أربعة أفراد من مجموع الأسر المكونة لكل بنية أسرية حسب البنى الأسرية. نوظف الجدول التالي الذي لخصنا فيه مختلف الخطوات الحسابية اللازمة لحسابه تمهيدا للتطبيق العددي الخاص بعلاقته الإحصائية.

أسرة بدون تركيبية عائلية	أسرة بسيطة	أسرة موسعة 1	أسرة موسعة 2	أسرة مركبة	
تعداد 1966 (O_i)	86,09	56,2	35,64	0	0
مسح 2006 (E_i)	22,89	33,65	27,72	9,18	0,00
$O_i - E_i$	3,13	-22,55	-7,92	9,18	
$(O_i - E_i)^2$	9,80	508,50	62,73	84,27	
$(O_i - E_i)^2 / E_i$	0,11	9,05	1,76		

بعد جمع المؤشرات المبينة في السطر الأخير من الجدول أدناه، نتحصل على القيمة 10,921 التي تمثل قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة، و من خلال جدول التوزيع الاحتمالي الخاص بتوزيع قانون كاف مربع عند مستوى معنوية 0,05 و درجة حرية قيمتها $n = 4$ بحكم وجود خمسة أعمدة و سطرين، التي تم حسابها وفقا للقانون الخاص بها في مثل هذه الحالات أي بضرب عدد الأسطر ناقص واحد في عدد الأعمدة ناقص واحد ($(k-1)(L-1)$) نجد أن قيمة كاف مربع الجدولة 9,49، و ذلك بتركيز الملاحظة على التقاطع بين درجة الحرية $n = 4$ و مستوى معنوية 0,05.

بعد حساب قيمة إحصائية كاف مربع و استخراج قيمته النظرية (المجدولة)، نقارن بين القيمتين كأساس لاتخاذ القرار الخاص بقبول احد الفرضيتين، هذه الأخيرة تفيد بان قيمة كاف مربع المحسوبة اكبر من قيمة نظيرتها المجدولة و على هذا الأساس نرفض الفرضية الصفرية H_0 ، و نقبل الفرضية البديلة H_1 التي مفادها انه يوجد اختلاف معنوي و دال إحصائيا في نسب الأسر ذات الحجم من فرد إلى أربعة أفراد من مجموع الأسر المكونة لكل بنية أسرية بين التاريخين 1966 و 2006، و عليه فانه يوجد اختلاف في توزيع هذه النسب بين التاريخين، إذن يمكن القول أن نسب الأسر ذات الحجم من فرد إلى أربعة أفراد من مجموع الأسر المكونة لكل بنية أسرية عرفت تغيرا كمياما بين نتائج تعداد 1966 و نتائج مسح 2006.

4-3-1-2 الحجم الجزئي من خمسة إلى ستة أفراد:

أ - دراسة الاختلاف في نسب الأسر ذات الحجم 5-6 أفراد أفقيا: من اجل الإثبات الإحصائي على وجود اختلاف أو عدم وجوده بين نسب الأسر المتكونة من خمسة إلى ستة أفراد التي سجلتها حسب نتائج تعدادي سنة 1966 و 1987 و المسحين الوطنيين المنجزين سنتي 2002 و 2006 من مجموع الأسر المشكلة لكل بنية أسرية أفقيا أي دراسة كينونة اختلاف نسبها بين مختلف البنى الأسرية، نوظف الاختبار الإحصائي اللامعلمي كندال على ما يلزمنا من المؤشرات الملخصة في الجدول رقم 8.4، والذي يقوم على نفس شروط الاختبار الإحصائي اللامعلمي فريدمان كما سبق و أن تعرضنا لهذا في العناصر السابقة من هذا الفصل.

الغاية من استعمال اختبار كندال حاليا هي الكشف عن صدق احد الفرضيتين الصفرية أو البديلة، بحيث تقوم الفرضية الصفرية H_0 على عدم وجود اختلاف و فروق في وسطاء نسب الأسر ذات الحجم من خمسة إلى ستة أفراد من مجموع الأسر المكونة لكل بنية أسرية بين مختلف البنى الأسرية المقترحة في الدراسة، في المقابل تنص الفرضية البديلة H_1 على وجود اختلاف معنوي و دال إحصائيا في نسب الأسر ذات الحجم من خمسة إلى ستة أفراد من مجموع الأسر المكونة لكل بنية أسرية بين مختلف البنى الأسرية من خلال نتائج الأعمال الأربعة المذكورة .

لإتمام هذا الاختبار نعتمد على البرنامج الإحصائي SPSS، بتطبيقه على البيانات محل اهتمامنا الخاصة بنسب الأسر ذات الحجم من خمسة إلى ستة أفراد الملخصة في الجدول رقم 8.4 عند مستوى معنوية $\alpha = 0,05$ ، و الذي نتحصل من خلاله على جدولين كنتيجة له، الجدول الأول يُظهر وصفا لرتب نسب الأسر ذات الحجم من خمسة إلى ستة أفراد من مجموع أسر البنى الأسرية و متوسط رتبها، بحيث تمثل القيمة 1,75 الرتبة المتوسطة لنسب الأسر ذات الحجم من خمسة إلى ستة أفراد من مجموع أسر البنية الأسرية أسر عديمة التركيبة العائلية، أما القيم 4، 4، 4 و 1,25 فتتمثل على الترتيب الرتب المتوسطة لنسب

الأسر ذات الحجم من خمسة إلى ستة أفراد من مجموع البنى الأسرية الأسر البسيطة، الأسر الموسعة 1، الأسر الموسعة 2 و الأسر المركبة.

الرتب

الرتبة المتوسطة	
1,75	الأسر عديمة التركيبة العائلية
4,00	الأسر البسيطة
4,00	الأسر الموسعة 1
4,00	الأسر الموسعة 2
1,25	الأسر المركبة

فيما يتعلق بالجدول الثاني المبين أدناه، فيظهر نتائج اختبار كندال، و الذي على أساسه يُتخذ القرار بقبول احد الفرضيتين الصفريّة أو البديلة و بالتالي رفض الأخرى، من خلال المؤشرات المبينة فيه نجد أن معامل التناسق لكندال المتوصل إليها قيمته 0,763، أما إحصائية كاف مربع المحسوبة المرافقة لهذا الاختبار فقيمتها 12,2 بحجم عينة $N=4$ بحكم وجود نواتج أربعة أعمال (تعدادين و مسحين)، و بدرجة حرية قيمتها $n = 4$ (عدد العينات ناقص واحد) بسبب أن الاختبار يتضمن خمسة عينات مرتبطة كل منها مكونة من نسب الأسر ذات الحجم من خمسة إلى ستة أفراد في كل بنية أسرية.

اختبار كندال

الحجم	4
معامل كندال ^a	,763
كاف مربع	12,200
درجة الحرية	4
مستوى الدلالة	,016

a. Coefficient de concordance de Kendall

ما يهمنا بدرجة اكبر في هذا الجدول، هو قيمة مستوى الدلالة الاحتمالية الناتج عند تطبيق اختبار كندال على نسب الأسر ذات الحجم من خمسة إلى ستة أفراد من مجموع الأسر المكونة لكل بنية أسرية بين نتائج التعدادين و المسحين، و التي نجد أن قيمتها هي 0,016، بمقارنة هذه القيمة بمستوى المعنوية الذي عملنا عليه (0,05)، نجد أن قيمة مستوى الدلالة الاحتمالية اقل من قيمة مستوى المعنوية، على أساس هذه المقارنة نرفض الفرضية الصفريّة H_0 القائمة على عدم الاختلاف و نقبل الفرضية البديلة H_1 التي مفادها

أن هناك اختلاف معنوي و دال إحصائيا في نسب الأسر ذات الحجم من خمسة إلى ستة أفراد من مجموع الأسر المكونة لكل بنية أسرية بين مختلف البنى الأسرية المقترحة في دراستنا.

على ضوء ما سبق يمكن القول بوجود اختلاف كمي هام في نسب الأسر ذات الحجم من خمسة إلى ستة أفراد من مجموع الأسر المكونة لكل بنية أسرية المسجلة حسب نتائج تعدادي سنتي 1966 و 1987 و المسحين الوطنيين المنجزين سنتي 2002 و 2006 بين مختلف البنى الأسرية محل الاختبار مثلي مثلي، و يمكن تعميمه على سائر السنوات البيئية للأعمال الأربعة، كما يتوجب أن يُدرس و يُتبع خلال كامل مدة الدراسة الممتدة من 1966 إلى غاية سنة 2006.

ب - دراسة الاختلاف في نسب الأسر ذات الحجم 5-6 أفراد عموديا: من أجل إثبات كينونة الاختلاف أو عدمها في نسب الأسر ذات الحجم من خمسة إلى ستة أفراد من مجموع الأسر المكونة لكل بنية أسرية المسجلة بين نتائج تعدادي سنتي 1966 و 1987 و المسحين الوطنيين المنجزين في سنتي 2002 و 2006، نستعمل الاختبار الإحصائي كاف مربع لمقارنة توزيع نسب الأسر ذات هذا الحجم بين ما سُجل حسب نتائج تعداد 1966 و ما تمخض عن نتائج مسح سنة 2006 لأنهما التاريخين المحددين للمجال الزمني لفترة الدراسة.

يكون أساس قيام كاف مربع في الحالة هو اختبار الفرضية الصفرية H_0 التي تقوم على العدم، أي عدم وجود اختلاف معنوي و دال إحصائيا بين نسب الأسر ذات الحجم من خمسة إلى ستة أفراد من مجموع الأسر المكونة لكل بنية أسرية التي سجلتها حسب نتائج تعداد 1966 و نظيرتها التي سجلتها حسب نتائج المسح الوطني المتعدد المؤشرات المنجز سنة 2006، ضد الفرضية البديلة H_1 التي تقضي بوجود اختلاف معنوي و دال إحصائيا في توزيع نسب هذه الأسر بين نتائج تعداد 1966 و نظيرتها المسجلة حسب نتائج مسح 2006، لإتمام هذا الاختبار نقوم بحساب إحصائية كاف مربع اعتمادا على العلاقة الإحصائية التي بينها في العناصر السابقة من هذا الفصل، و لبلوغها نوظف الجدول التالي الملخص لمختلف الخطوات الحسابية الممهدة للحصول على قيمة هذه الإحصائية.

أسرة بدون تركيبة عائلية	أسرة بسيطة	أسرة موسعة 1	أسرة موسعة 2	أسرة مركبة	
13,12	30,41	43,24	51,94	1,41	تعداد 1966 (O _i)
93,6	33,42	29,97	28,36	9,63	مسح 2006 (E _i)
-6,73	3,01	-13,27	-23,58	8,22	O _i - E _i
45,29	9,06	176,09	556,02	67,57	(O _i - E _i) ²
3,45	0,30	4,07	10,70	47,92	(O _i - E _i) ² / E _i

يجمع المؤشرات الموضحة في السطر الأخير من الجدول أعلاه نتحصل على قيمة إحصائية كاف مربع بالمقدار 66,448، و نستخرج قيمة كاف مربع المجدولة (النظرية) اعتمادا على جدول التوزيع الاحتمالي الخاص بقانون كاف مربع عند مستوى المعنوية الإحصائية المعمول به $\alpha = 0,05$ و عند درجة حرية حسب بضرب عدد الأسطر ناقص واحد في عدد الأعمدة ناقص واحد ($(k-1)(L-1)$) بحكم وجود خمسة أعمدة و سطرين تكون درجة الحرية $n = 4$ ، بملاحظة التقاطع في جدول توزيع كاف مربع عند درجة الحرية و مستوى المعنوية المذكورين نجد أن قيمة كاف مربع الموافقة لتقاطعهما هي 9,49 .

لاتخاذ القرار الخاص بقبول احد الفرضيتين و نفي الأخرى، نحتكم إلى المقارنة بين قيمة كاف مربع المحسوبة و قيمته المجدولة. و بما أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة (66,448) اكبر من قيمة كاف مربع المجدولة (9,49)، فإننا نرفض الفرضية الصفرية القائمة على العدم، و نقبل الفرضية البديلة التي مفادها وجود اختلاف معنوي و دال إحصائيا في توزيع نسب الأسر ذات الحجم من خمسة إلى ستة أفراد من مجموع الأسر المكونة لكل بنية أسرية التي سجلتها حسب نتائج تعداد 1966 و نظيرتها التي سجلتها حسب نتائج المسح الوطني المتعدد المؤشرات المنجز سنة 2006، و عليه يمكن القول بوجود تغير كمي هام في نسب الأسر ذات هذا الحجم بدلالة الزمن بين تاريخي فترة الملاحظة.

3-1-3-4 الحجم الجزئي أكثر من سبعة أفراد:

أ - دراسة الاختلاف في نسب الأسر ذات الحجم سبعة أفراد فما أكثر أفقيا: بغية دراسة التغير في نسب الأسر المتكونة من سبعة أفراد فما أكثر التي سجلتها حسب نتائج الأعمال الأربعة (تعدادي سنة 1966 و 1987 و المسحين الوطنيين المنجزين سنتي 2002 و 2006) من مجموع الأسر المشكلة لكل بنية أسرية على المستوى الأفقي، نعمل على الإثبات الإحصائي على وجود اختلاف أو عدم وجوده في نسب الأسر ذوات هذه الأحجام التي سجلتها من مجموع أسر البنى الأسرية بين مختلف البنى الأسرية المقترحة في

دراستنا، لبلوغ هذه الغاية نستعمل الاختبار الإحصائي اللامعلمي كندال على ما يلزمنا من المؤشرات الملخصة في الجدول رقم 8.4، بحكم بقاء شروط و نوعية المعطيات محل الاختبار على حالها.

كما أسلفنا الذكر، يقوم الاختبار الإحصائي كندال على الفرضيتين الصفرية التي تقوم على العدم و البديلة التي تقوم على الوجود، في هذه الحالة الفرضية الصفرية H_0 مفادها عدم وجود اختلاف و فروق معنوية و دالة إحصائية في وسطاء نسب الأسر ذوات الأحجام الأكثر من سبعة أفراد من مجموع البنى الأسرية المنتمية إليها المسجلة حسب نتائج الأعمال الأربعة بين مختلف البنى الأسرية، على عكس هذا تفيد الفرضية البديلة H_1 وجود اختلاف أي فروق في وسطاء نسب الأسر ذات هذه الأحجام بين مختلف البنى الأسرية. لانجاز هذا الاختبار نستعين بالبرنامج الإحصائي SPSS إتماما له، و الذي يزودنا بجدولين كنتاج عند تطبيقه

الجدول الأول مبين أدناه، يقتصر على عملية وصف لرتب نسب الأسر ذوات الأحجام سبعة أفراد فما أكثر و رتبها المتوسطة عند كل بنية أسرية، بحيث نجد أن الرتبة المتوسطة لنسب الأسر ذوات الأحجام سبعة أفراد فما أكثر المنتمية للبنية الأسرية أسر عديمة التركيبية العائلية هي 1 و التي يفهم منها أن نسب هذه الأسر المنتمية لهذه البنية كانت دائما في الترتيب الأدنى مقارنة بنسبها من مجموع باقي البنى الأسرية بحكم العمل بتصاعدية الترتيب في هذا الاختبار، في حين كانت القيم 2، 3، 4 و 5 كرتب متوسطة لنسب الأسر ذوات الأحجام سبعة أفراد فما أكثر المنتمية للبنى الأسرية البسيطة، الأسر الموسعة 1، الأسر الموسعة 2 و الأسر المركبة على الترتيب، و نفس فكرة الترتيب مقارنة بباقي البنى الأسرية تنطبق تماما على نسب الأسر ذوات الأحجام سبعة أفراد فما أكثر المنتمية إلى كل بنية أسرية .

الرتب

	الرتبة المتوسطة
الأسر عديمة التركيبية العائلية	1,00
الأسر البسيطة	2,00
الأسر الموسعة 1	3,00
الأسر الموسعة 2	4,00
الأسر المركبة	5,00

يتبين من خلال الجدول الثاني أدناه، أن معامل التناسق لكندال مساو للقيمة 1,00، أما إحصائية كاف مربع المرافقة له فقيمتها 16، بدرجة حرية $n = 4$ ، أما مستوى الدلالة الاحتمالية الناتج عن اختبار فريدمان فمقداره 0,003، و هو اقل من قيمة مستوى المعنوية المعمول به $\alpha = 0,05$ ، اعتمادا على هذه

المقارنة نتخذ القرار برفض الفرضية الصفرية H_0 و قبول الفرضية البديلة H_1 التي مفادها وجود اختلاف و فروق معنوية و دالة إحصائية في وسطاء نسب الأسر ذوات الأحجام سبعة أفراد فما أكثر من مجموع البنى الأسرية المنتمية إليها المسجلة حسب نتائج الأعمال الأربعة بين مختلف البنى الأسرية المقترحة في الدراسة.

اختبار كندال

الحجم	4
معامل كاندال ^a	1,000
كاف مربع	16,000
درجة الحرية	4
مستوى الدلالة	0,003

من خلال ما تقدم، نستنتج أن هناك فروق هامة كميًا في نسب الأسر التي تحوي أكثر من سبعة أفراد كحجم لها من مجموع أسر البنية الأسرية المنتمية إليها بين مختلف البنى الأسرية محل الاختبار، و أن الاختلاف في نسب الأسر ذات هذه الأحجام بين مختلف البنى الأسرية المقترحة معنوي و ذو دلالة إحصائية و يمكن تعميمه على السنوات البيئية المندرجة زمنيا على طول فترة الدراسة .

ب - دراسة الاختلاف في نسب الأسر ذات الحجم سبعة أفراد فما أكثر عموديا: لدراسة التغير في نسب الأسر ذات الحجم سبعة أفراد فما أكثر على المستوى العمودي، نقارن بين نسب الأسر ذات هذه الأحجام من مجموع أسر البنى الأسرية المنتمية إليها المسجلة حسب نتائج تعداد سنة 1966 و نظيرتها التي سجلتها حسب مسح سنة 2006، لهذا الغرض و لبقاء شروط و نوعية المعطيات كما هي، نوظف الاختبار الإحصائي كاف مربع للمقارنة بين التوزيعين في النسب المسجلة حسب العمليين (تعداد سنة 1966 و مسح سنة 2002).

كما رأينا سابقا، فإن الاختبار الإحصائي كاف مربع لمطابقة التوزيع أساسه اختبار الفرضية الصفرية ضد الفرضية البديلة، بحيث تنص الفرضية الصفرية H_0 على عدم اختلاف توزيع نسب الأسر ذات الحجم سبعة أفراد فما أكثر من مجموع أسر البنى الأسرية المنتمية إليها بين ما تم تسجيله حسب نتائج تعداد سنة 1966 و نظيراتها التي سجلتها حسب نتائج مسح سنة 2006، نظير ذلك تفيد الفرضية البديلة القائمة على الوجود H_1 وجود اختلاف بين نتائج تعداد سنة 1966 و نتائج مسح سنة 2002 من حيث نسب الأسر ذات الحجم سبعة أفراد فما أكثر من مجموع أسر البنى الأسرية المنتمية إليها. لحساب إحصائية كاف

مربع نستعين بالجدول التالي الذي لخصنا فيه كل الخطوات الحسابية اللازمة تمهيدا للتطبيق العددي في العلاقة الإحصائية الخاصة بإحصائية كاف مربع التي سبق أن وردت في العناصر السابقة من هذا الفصل.

أسرة بدون تركيبة عائلية	أسرة بسيطة	أسرة موسعة 1	أسرة موسعة 2	أسرة مركبة	
0,8	13,39	21,12	48,06	98,59	تعداد 1966 (O_i)
,374	32,91	42,29	62,45	90,36	مسح 2006 (E_i)
3,57	19,52	21,17	14,39	-8,23	$O_i - E_i$
12,74	381,03	448,17	207,07	67,73	$(O_i - E_i)^2$
15,93	28,46	21,22	4,31	0,69	$(O_i - E_i)^2 / E_i$

بعد عملية جمع المؤشرات المبينة في السطر الأخير من الجدول أعلاه نتحصل على قيمة إحصائية كاف مربع بقيمة 70,603، كخطوة أخيرة ممهدة لاتخاذ القرار برفض أو قبول الفرضية المناسبة نستخرج قيمة كاف مربع المجدولة من جدول توزيع قانون كاف مربع، بتركيز الملاحظة على التقاطع بين مستوى المعنوية المعمول به $\alpha = 0,05$ و درجة الحرية $n = 4$ التي حسبت بضرب عدد الأسطر ناقص واحد في عدد الأعمدة ناقص واحد بحكم وجود خمسة أعمدة و سطرين اثنين، نجد أن القيمة الموافقة لتقاطع مستوى المعنوية و درجة الحرية المذكورين هي 9,49، و التي بدورها تمثل القيمة النظرية لكاف مربع.

عند مقارنة قيمتي كاف مربع المحسوبة (70,603) و المجدولة (9,49)، نجد أن إحصائية كاف مربع المحسوبة أكبر و بكثير من نظيرتها المجدولة، و عليه و كقرار مُخَذ نرفض الفرضية الصفرية التي تنص على العدم و نقبل الفرضية البديلة التي تفيد بوجود اختلاف معنوي في توزيع نسب الأسر ذات الحجم سبعة أفراد فما أكثر من مجموع أسر البنى الأسرية المنتمية إليها بين ما سجلته حسب نتائج تعداد سنة 1966 و نظيراتها التي سجلتها حسب نتائج مسح سنة 2006، و عليه فان الاختلاف في نسب الأسر ذات هذه الأحجام بين نتائج تعداد 1966 و نتائج مسح 2006 معنوي و دال إحصائيا مما يؤكد وجود تغير هام كليا في نسب الأسر ذات هذه الأحجام بين التاريخين المحددين لفترة الدراسة.

من خلال ما تقدم في الفقرات السابقة من تحليل كمي للبيانات الخاصة بنسب الأسر حسب الأحجام الجزئية، يمكن القول بشكل إجمالي انه تم الإثبات إحصائيا على أن نسب الأسر بدلالة التقسيم الحجمي المقترح (نسب الأسر ذات الحجم من فرد إلى أربعة، من خمسة أفراد إلى ستة، سبعة أفراد فما فوق) من مجموع أسر البنى الأسرية تختلف من بنية أسرية إلى أخرى، كما تمت البرهنة إحصائيا على أن نسب

الأسر بدلالة هذه الأحجام من مجموع أسر البنى الأسرية المنتمية إليها تختلف بشكل هام كميًا بدلالة الزمن أي بين نتائج سنة 1966 و نتائج المسح العنقودي المتعدد المؤشرات المنجز سنة 2006، مما يؤكد وجود تطور عددي و تغير كمي جد هام في نسب الأسر حسب التقسيم الحجمي الجزئي المقترح بدلالة الزمن أي حسب نتائج الأعمال الإحصائية الأربعة تعدادي سنتي 1966 و 1987 و مسحي سنتي 2002 و 2006 بشكل صريح و موافق تماما للاستقراء الرقمي لهذه المؤشرات اعتمادا على ملاحظة تطور البيانات، و على كامل السنوات البيئية التي حوتها فترة الدراسة الممتدة من سنة 1966 إلى غاية سنة 2006 بشكل ضمني اعتمادا على معنوية هذا التغير كميًا المثبت إحصائيا.

كما تم في نفس الوقت الإثبات و البرهنة إحصائيا على وجود علاقة بين التوجه الأسري في الجزائر و أحجام الأسر مهما كان الحجم الجزئي الذي يوافق عدد أفراد الأسر، و بالتالي تعدياً إيثبات وجود علاقة بين متوسط حجم الأسرة الجزائرية و التوجه العام الأسري في الجزائر، أي أن التوجه زمنياً نحو بنية أسرية معينة و بالتالي الابتعاد عن البنية (البنى) الأخرى له تأثير كمي على متوسط حجم الأسرة في الجزائر وهذا ما يؤكد الاختلاف المعنوي في حجم الأسر بدلالة انتمائها إلى البنى الأسرية، و بتأكيد هذا الطرح نكون قد أثبتنا صدق احد فرضيات الدراسة التي نصت على وجود علاقة بين التوجه الأسري في الجزائر و متوسط حجم الأسرة، و بذلك يؤثر التوجه نحو البنية الأسرية البسيطة و الابتعاد عن البنى الأخرى على متوسط حجم الأسرة سلبا أي يؤدي التوجه الأسري في الجزائر إلى الأسر البسيطة إلى الإنقاص الكمي من أحجام الأسر المعبر عنه بمتوسط حجم الأسرة.

4-3-2 التتبع الوصفي لتطور أحجام الأسر حسب البنى الأسرية:

بعد الإثبات الإحصائي لوجود تغيرات معنوية باختلافها عن الصفر و ذات دلالة إحصائية في نسب الأسر الجزائرية بدلالة التقسيم الحجمي المقترح بين مختلف البنى الأسرية من جهة، و من جهة أخرى بين نتائج تعدادي سنتي 1966 و 1987 و مسحي سنتي 2002 و 2006، يمكننا حاليا تتبع مسارات هذه التغيرات بين مختلف تواريخ انجاز هذه الأعمال، و تبين البنى الأسرية التي تميزت بمتوسط حجم أسري مرتفع من البنى الأسرية التي عرفت عكس ذلك. و على هذا الأساس سنعمل على رصد و تتبع كل التغيرات وصفيا التي مست متوسط حجم الأسر حسب البنية الأسرية، و نسب الأسر حسب التقسيمات الحجمية الجزئية المقترحة على مستوى كل بنية أسرية بشكل مستقل، استنادا إلى المعطيات التي تم جمعها من نتائج تعدادي سنتي 1966 و 1987 و المعطيات التي تم استخراجها من ملفي المسحين الوطنيين المنجزين بسنتي 2002 و 2006.

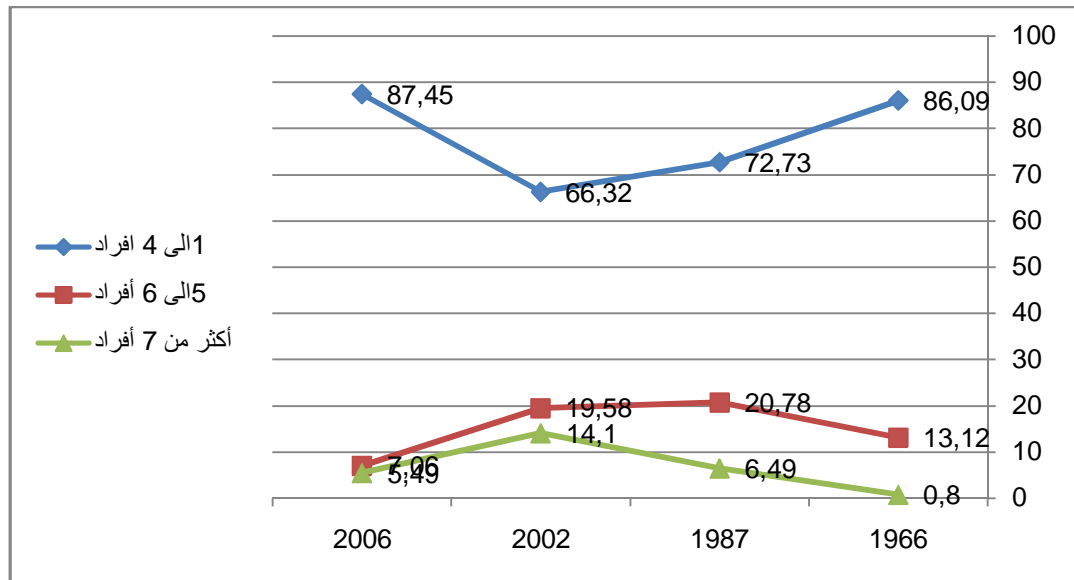
قبل البدء في عملية التتبع الوصفي لتطور أحجام الأسر بدلالة انتمائها إلى البنى الأسرية، نقوم أولاً بحساب مختلف معدلات التغيير (نحو الزيادة و التراجع) التي سجلتها نسب الأسر الجزائرية بدلالة عدد الأفراد المنتمين إليها حسب التقسيم الحجمي الجزئي المقترح سابقاً بين نتائج تعدادي سنتي 1966 و 1987 و نتائج المسحيين الوطنيين المنجزين سنتي 2002 و 2006، أخذين نتائج تعداد سنة 1966 كقاعدة للمقارنة مع نتائج الأعمال التي أنجزت بعده في السنوات 1987، 2002 و 2006، وكذا معدلات التغييرات في هذه النسب للفترات البيئية التي تتحدد بتاريخها انجاز عمليتين (تعداد أو مسح) بحيث تتمثل هذه التواريخ في السنوات 1987، 2002 و 2006، وذلك اعتماداً على المعطيات الملخصة في الجدول رقم 8.4 الخاصة بنسب الأسر بدلالة أحجامها الجزئية و انتمائها إلى البنى الأسرية. تكمن الغاية وراء حساب معدلات التغيير هذه في تحديد القيمة الكمية التطورية في نسب هذه الأسر، بعد حساب مختلف المؤشرات التي تترجم معدلات التغيير الخاصة بهذه النسب لخصناها في الجدول التالي الحامل رقم 9.4.

1- البنية الأسرية أسر بفرد واحد: لم تشهد نسب الأسر بدلالة أحجامها الجزئية من مجموع الأسر الممثلة للبنية الأسرية أسر ذات فرد واحد أي تطور، هذا راجع إلى كون أن هذه الأسر تتكون من فرد واحد و عليه فإن نسبها بقيت مساوية 100% عند الحجم الجزئي من 1 إلى 4 أفراد و مساوية للقيمة 0% عند الحجمين الجزئيين 4 - 5 أفراد و أكثر من 7 أفراد حسب نتائج كلى التعدادين و كلى المسحيين مصدر المعطيات، كما بقي الحجم المتوسط لهذه البنية الأسرية دائماً مساوياً للقيمة 1 حسب ما يبينه الجدول رقم 8.4. و في ما يتعلق بمعدل تغيراتها نحو الزيادة أو النقصان فإنه كذلك بقي ثابتاً دائماً عند المقدار 0% حسب ما ورد من مؤشرات الجدول رقم 9.4، و ذلك لثبات نسبها بدلالة أحجامها الجزئية عند القيمتين 100% و 0% لان هذا البنية الأسرية تحوي فرداً واحداً.

2- البنية الأسرية أسر بدون تركيبة عائلية: عرف متوسط حجم الأسر عديمة التركيبة العائلية تذبذباً في قيمته خلال فترة الملاحظة حسب ما بينه الجدول رقم 8.4، بحيث انتقل من 2,58 فرد في الأسرة حسب نتائج تعداد 1966 إلى 2,78 فرد في الأسرة حسب نتائج تعداد 1987 مواصلاً ارتفاعه إلى أن بلغ 4,04 فرد في الأسرة وفقاً لنتائج مسح 2002 ليتراجع إلى 2,96 فرد في الأسرة استناداً للنتائج المستخرجة من ملف مسح سنة 2006 إلا أنه بقي مرتفعاً مقارنة بما سجله سنة 1966.

مثلت الأسر ذات الأحجام من فرد إلى أربعة أفراد النسب الأغلب بشكل مطلق من مجموع الأسر عديمة التركيبة العائلية عبر نتائج مختلف الأعمال، غير أن نسبتها انخفضت بشكل جاد بين تعداد 1966 و مسح 2002، بحيث تراجعت نسبتها من 86,09% في تعداد 1966 إلى 72,73% حسب نتائج تعداد 1987 مواصلة انخفاضها إلى أن وصلت إلى 66,32% في مسح 2002 حسب بيانات الجدول رقم 8.4، مسجلة بهذا الانخفاض في وتيرة مسارها معدلي تغيير نحو التراجع قيمتهما 15,52% و 8,81% خلال

الفترتين البيينيتين 1966-1987 و 1987-2002 على الترتيب و معدل تغير نحو الانخفاض خلال الفترة 1987-2002 قدره 22,96%، ثم عاودت ارتفاعها بشكل جد ملحوظ إلى أن بلغت نسبتها 89,22% حسب نتائج مسح 2006 مسجلة بهذا الارتفاع معدل تغير نحو الزيادة قيمته 3,64% بين 1966 و 2006. و هذا ما يبينه بشكل أكثر وضوحا المخطط رقم 14.4 المنجز اعتمادا على بيانات الجدول رقم 8.4 و الذي يترجم مختلف مراحل تطور الأسر عديمة التركيبة العائلية من 1966 إلى غاية 2006 حسب الأحجام.



مخطط 14.4 : تطور نسب الأسر عديمة التركيبة العائلية حسب التقسيم الحجمي من 1966 إلى 2006

أما الأسر ذات الحجمين خمسة و ستة أفراد فقد مثلت حسب نتائج مختلف الأعمال نسبا معتبرة من مجموع الأسر عديمة التركيبة العائلية، و فيما تعلق بمسار تغيرها فقد شهد تذبذبا بين الارتفاع و الانخفاض، إذ ارتفعت نسبتها في بداية مرحلة الملاحظة من 13,12% سنة 1966 إلى 20,78% سنة 1987 ثم انخفضت بشكل ملحوظ في نهاية المرحلة إلى 6,39% سنة 2006 حسب بيانات الجدول رقم 8.4، مسجلة معدل تغير نحو الارتفاع قدره 58,38% في الفترة 1966-1987 في بداية المرحلة و في نهايتها عرفت العكس بتسجيلها معدل تغير نحو التراجع قدره 69,25% في الفترة 1987-2006 و يعد اخفض معدل تغير نحو التراجع سجلته نسبة هذه الأسر على الإطلاق خلال مسارات تغيرها حسب بيانات الجدول رقم 9.4.

أما نسب الأسر ذات الأحجام اكبر من سبعة أفراد من مجموع الأسر عديمة التركيبة العائلية، فكادت أن تتعدم خلال سنة 1966 بحيث لم تمثل سوى 0,8% من مجموع الأسر ثم ارتفعت بشكل كبير جدا خلال مسح 2002 بتمثيلها 14,10% من مجموع الأسر ثم عاودت انخفاضها سنة 2006 بحيث سجلت 4,37% حسب بيانات الجدول رقم 8.4، هذا التذبذب في الأسر ذات الأحجام اكبر من سبعة أفراد نتج عليه تحقيقها معدل تغير نحو الزيادة قدره 711,25% في الفترة 1966-1987 و 1662,5% خلال كامل فترة الملاحظة أي بين 1966 و 2006.

مما تقدم يمكن القول عموما أن الأسر عديمة التركيبة العائلية تميزت بشكل عام بأحجام ضئيلة نسبيا عبر مختلف الأعمال (التعدادين و المسحين)، و بالأخص عند السنوات المحددة لفترة الدراسة 1966 و 2006، يمكن إرجاع ضآلة حجمها إلى طبيعة العلاقة الجامعة بين الأفراد المشكلين لها بحيث تنعدم بينهم أي صلة قرابة لا علاقة زواجية و لا صلة دموية.

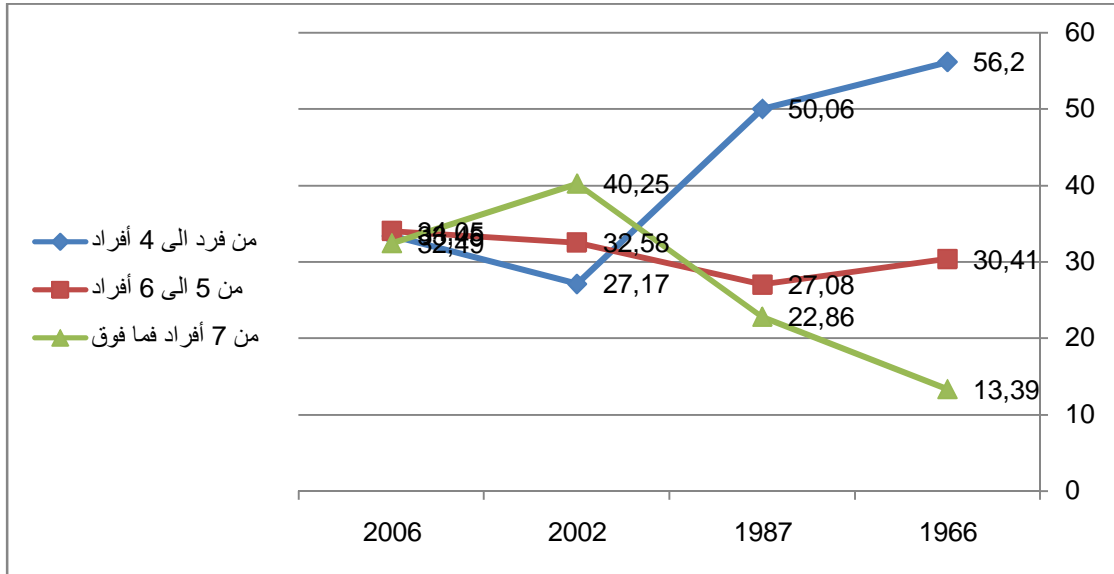
3- البنية الأسرية أسر بسيطة: تميز متوسط حجم الأسر البسيطة باتجاه عام نحو الارتفاع خلال فترة الدراسة، بحيث ارتفع من 3,82 فرد في الأسرة سنة 1966 إلى 4,4 فرد في الأسرة سنة 1987 مواصلا ارتفاعه إلى غاية بلوغه 6,06 فرد في الأسرة حسب نتائج مسح 2002، ثم تراجع نسبيا إلى 5,63 فرد في الأسرة تبعا لنتائج مسح 2006 غير انه بقي جد مرتفع مقارنة مع نواتج السنة المرجعية (3,82) 1966، حسب بيانات الجدول رقم 8.4.

تميزت نسب الأسر ذات الحجم من فرد إلى أربعة أفراد بارتفاع قيمتها من مجموع الأسر البسيطة خلال الثلاث أرباع الأولى من فترة الملاحظة (31 سنة)، بحيث مثلت أكثر من نصف الأسر البسيطة و ذلك بتسجيلها 56,20% و 50,06% حسب نتائج تعداد 1966 و تعداد 1987 على الترتيب محققة معدل تغير نحو التراجع بين التعدادين قدره 10,93%، واصلت نسبة هذه الأسر انخفاضها بشكل جد حاد إلى غاية سنة 2002 إذ لم تسجل إلا 27,17%، ثم انتعشت نسبتها بمثلها 33,65% من مجموع الأسر البسيطة حسب نتائج مسح 2006 اعتمادا على معطيات الجدول رقم 8.4، محققة معدل تغير نحو التراجع بمقدار 51,65% خلال الفترة 1966-2002 و 40,12% خلال الفترة 1966-2006 تبعا للبيانات الملخصة في الجدول رقم 9.4.

بخصوص نسب الأسر ذات الحجمين خمسة و ستة أفراد من مجموع الأسر البسيطة، اعتمادا على بيانات الجدول رقم 8.4 نلاحظ أنها تميزت بمسار شبه ثابت خلال تطورها يؤول إلى الارتفاع الجزئي، بتمثيلها نسبا جد متقاربة بين مختلف الأعمال، إذ بلغت نسبتها 30,41%، 32,58% و 33,42% حسب نتائج تعداد 1966، مسح 2002 و مسح 2006 على الترتيب، محققة بهذا معدلي تغير نحو الارتفاع بمقدار 7,14% و 9,90% خلال الفترتين 1966-2002 و 1966-2006 على التوالي حسب ما يبرزه الجدول رقم 9.4.

سار خط الاتجاه العام لنسب الأسر البسيطة ذات الأحجام سبعة أفراد فما فوق خلال تغيراتها وفق مسار معاكس بشكل تام للذي سارت عليه نسب الأسر البسيطة ذات الأحجام من فرد إلى أربعة أفراد و هذا ما يبرزه المخطط رقم 15.4 الخاص بالإيضاح بيانيا لنسب الأسر البسيطة حسب التقسيم الحجمي المقترح من سنة 1966 إلى غاية 2006، بحيث كان اتجاه تغيراتها نحو الارتفاع مقارنة مع نتائج 1966، إذ مثلت

13,39% سنة 1966 ثم ارتفعت إلى 22,86% حسب نتائج تعداد 1987، مواصلة ارتفاعها إلى غاية بلوغها 40,25% وفقا لنتائج مسح 2002 لتتراجع نسبتها إلى 32,91% وفقا لنتائج مسح سنة 2006، غير أنها بقيت جد مرتفعة مقارنة مع ما سجلته خلال تعدادي 1966 و 1987، محققة بارتفاعها هذا معدل تغير نحو الزيادة بمقادير 70,72% خلال الفترة البيئية 1966-1987 و 200,6% خلال الفترة البيئية 1966-2002 الذي يعتبر اكبر معدلات التغير نحو الارتفاع المسجلة على مستوى الأسر البسيطة بدلالة الأحجام الجزئية، في حين كان معدل تغيرها على امتداد فترة الدراسة بقيمة 145,78% نحو الارتفاع.



مخطط 15.4 : تطور نسب الأسر البسيطة حسب التقسيم الحجمي من 1966 إلى 2006

بشكل عام، يمكن القول بان متوسط حجم الأسر البسيطة تميز بالارتفاع في بداية فترة الملاحظة (1966-2002) الخاصة بالدراسة خلال فترة الدراسة ثم انخفض نسبيا في نهايتها (2006)، كما أن نسب الأسر المتكونة من فرد إلى أربعة أفراد من مجموع الأسر البسيطة مثلت قيما جد مرتفعة كميًا على حساب الحجمين الجزئيين الآخرين قبل تعداد 1987، غير أن نسبها بدلالة التقسيم الحجمي أخذت في التغير حسب نتائج مسحي 2002 و 2006، بحيث بدأت نسبة الأسر ذات الأحجام الكبيرة (سبعة أفراد فما فوق) في الارتفاع على حساب التراجع في نسب الأسر ذات الأحجام الأقل إلى درجة التساوي الكمي تقريبا في قيم نسب الأسر حسب التقسيم الحجمي، وذلك بتمثيل نسب الأسر ذات الحجم من فرد إلى أربعة أفراد، من خمسة إلى ستة أفراد و سبعة أفراد فما فوق النسب 33,65%، 33,42% و 32,91% على الترتيب من مجموع الأسر البسيطة، مما يوحي إلى زيادة عدد الأفراد المشكلين للأسرة البسيطة.

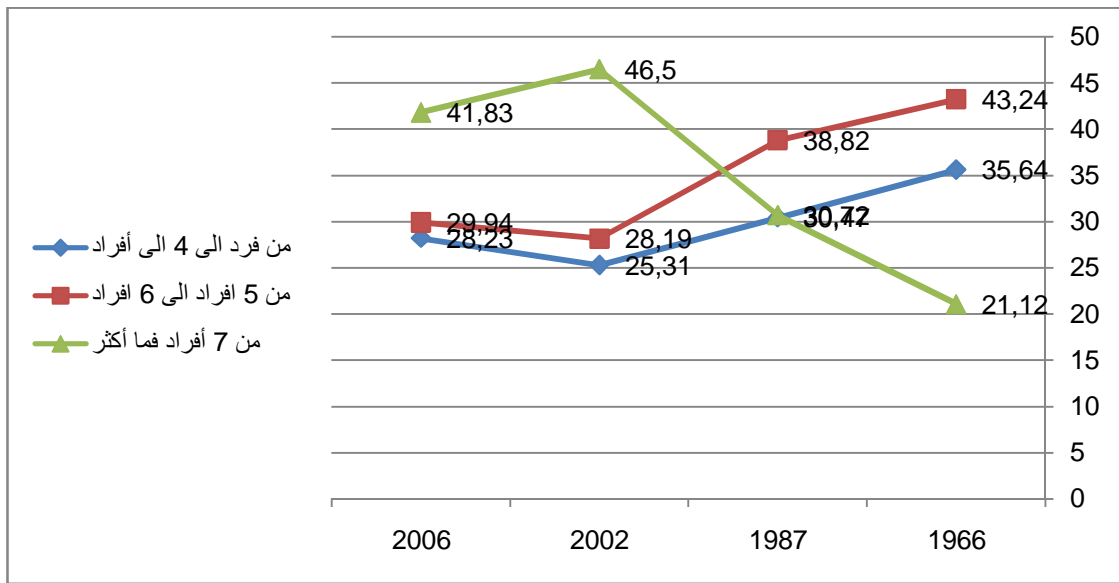
4- البنية الأسرية أسر موسعة من النموذج 1: عرف متوسط حجم الأسر الموسعة من النموذج 1 اتجاهها عاما نحو الزيادة خلال فترة الدراسة في شكلها العام، بحيث لاحظنا من خلال بيانات الجدول رقم 8.4 أن قيمته ارتفعت من 4,93 فرد في الأسرة سنة 1966 إلى 5,4 أفراد في الأسرة حسب تعداد سنة 1987 استمر ارتفاعه إلى غاية وصوله 6,51 فردا في الأسرة سندا لنتائج مسح 2002، ثم تراجع جزئيا إلى 6,18 فردا في الأسرة حسب النتائج المستخرجة من مسح 2006، غير أن قيمته بقيت جد مرتفعة كليا إذا قورنت مع ما نتج خلال تعداد السنة المرجعية (4,93) 1966.

شهدت نسب الأسر ذات الحجم من فرد إلى أربعة أفراد من مجموع الأسر الموسعة من النموذج 1 تراجعا كليا بين 1966 و 2002، بحيث نلاحظ من خلال المعطيات المبينة في الجدول رقم 8.4 أنها مثلت نسبة 35,64% من مجموع هذه الأسر خلال تعداد 1966 لينخفض تمثيلها إلى 25,31% حسب نتائج مسح 2002، ثم ارتفعت نسبتها جزئيا إلى 27,72% خلال مسح 2006 غير أن ما سجلته في المسح الأخير بقي منخفضا كليا إذا قورن بنظيره المسجل حسب نتائج تعدادي 1966 و 1987. محققة بهذه التغيرات حسب ما ورد في بيانات الجدول رقم 9.4 معدلات تغير نحو التراجع 14,51% و 28,98% خلال الفترتين البيئيتين 1966-1987 و 1966-2002 على التوالي و معدل تغير قدره 22,22% خلال كامل فترة الدراسة 1966-2006.

سار اتجاه تغير نسب الأسر المكونة من خمسة و ستة أفراد بنفس وتيرة تطور نسب الأسر ذات الحجم من فرد إلى أربعة أفراد، إذ لاحظنا من خلال ما لُخص من بيانات في الجدول رقم 8.4 أن نسبتها انخفضت من 43,24% من مجموع هذه الأسر خلال تعداد 1966 إلى 38,82% حسب نتائج تعداد 1987 مواصلة انخفاضها إلى أن مثلت 28,19% حسب ما ورد في نتائج مسح 2002، ثم ارتفعت نسبتها جزئيا إلى 29,97% خلال مسح 2006 غير أن ما سجلته كنسبة في المسح الأخير بقي جد منخفض كليا مقارنة مع نظيرتها المسجلتين حسب نتائج تعدادي سنتي 1966 و 1987. فيما تعلق بمعدلات تغيرها، بملاحظة المؤشرات المبينة في الجدول رقم 9.4 نجد أنها كانت كلها باتجاه التراجع باستثناء المعدل المسجل في الفترة البيئية المحددة بالمسحين، اكبر معدل تغير نحو التراجع سجلته نسب الأسر ذات الحجم خمس و ستة أفراد بشكل مطلق كان خلال الفترة البيئية 1966-2002 بمقدار 34,81%.

فيما خص وتيرة تطور نسب الأسر ذات الأحجام سبعة أفراد فما أكثر، وجدنا أنها تميزت بمسار مناقض تماما لمساري نسب الحجمين الجزئيين السابقين الذكر، بحيث امتازت باتجاه عام نحو الزيادة بملاحظة المرحلة في شكلها العام. و هذا ما يبرزه المخطط البياني رقم 16.4 الخاص بتغيرات الأسر الموسعة من النموذج 1 بدلالة التقسيم الحجمي المقترح من سنة 1966 إلى غاية سنة 2006، بتركيز الملاحظة على بيانات الجدول رقم 8.4 نجد أن نسبتها انتقلت من 21,12% حسب نتائج مسح 1966 إلى

30,72% تبعاً لما سجل في تعداد سنة 1987 مواصلة ارتفاعها إلى أن بلغت القيمة 46,50% خلال مسح 2002، ثم تراجع نسبته بشكل بسيط بين المسحين بتمثيلها نسبة 42,29% استناداً إلى نتائج سنة 2006 غير أن ما يُلاحظ أن هذه الأخيرة لازالت جد مرتفعة بالمقارنة مع نظيرتها المسجلتين حسب نواتج التعدادين المنجزين سنتي 1966 و 1987، و تبعاً للمعطيات المبينة في الجدول رقم 9.4 نجد أن نسب هذه الأسر سجلت معدلات تغير نحو الارتفاع بين كل الفترات البيئية إذا استثنينا الفترة 2002-2006، كما نجد أن أكبر معدل تغير نحو الارتفاع سجلته نسب الأسر ذات الأحجام سبعة أفراد فما أكثر بشكل مطلق كان خلال الفترة البيئية 2002-1966 ذو القيمة 120,17%.



مخطط 16.4 : تطور نسب الأسر الموسعة 1 حسب التقسيم الحجمي من 1966 إلى 2006

مما سبق، يمكن القول بشكل إجمالي أن الأسر الموسعة من النموذج 1 أخذ عدد الأفراد المنتمين إلى أسرها بالتزايد مع مرور الزمن انطلاقاً من 1966 إلى غاية 2006 وبشكل أحد بين 1966 و 2002، بسبب ارتفاع متوسط عدد أفراد أسرها من جهة، ومن جهة أخرى إلى ارتفاع نسب الأسر ذات الأحجام سبعة أفراد فما أكثر بدلالة الزمن على حساب نسب الأسر ذات الأحجام الأقل من سبعة أفراد.

5- البنية الأسرية أسر موسعة من النموذج 2: تميزت الأسر الموسعة من النموذج 2 بمتوسط

حجم أسر مرتفع حسب نتائج الأعمال الأربعة، عرف هذا المتوسط اتجاهها عاماً ينحو إلى التزايد خلال فترة الدراسة في شكلها الإجمالي، بحيث لاحظنا من خلال بيانات الجدول رقم 8.4 أنه انتقل من 7 أفراد في الأسرة حسب نتائج 1966 إلى 7,29 فرد في الأسرة وفقاً للنتائج المسجلة حسب تعداد 1987، واصل ارتفاعه إلى أن بلغ 8,08 فرد في الأسرة وفقاً لما سُجل حسب مسح 2002، تراجع قيمة هذا المؤشر بين المسحين إذ

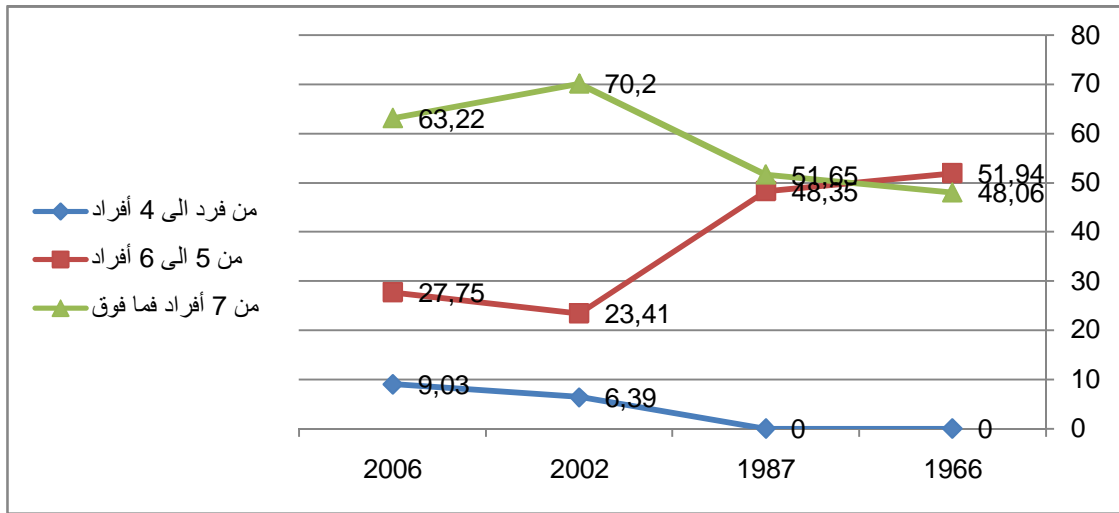
قُدرت قيمته 7,52 فرد في الأسرة تبعاً لنتائج مسح 2006، بالرغم من نقصانه قيمته كمياً في المسح الأخير إلا أنه لازال مرتفعاً مقارنةً بنظيره المسجلين حسب نتائج تعدادي سنة 1966 و 1987.

لاحظنا من خلال البيانات الملخصة في الجدول رقم 8.4 انعدام نسبة الأسر ذات الحجم من فرد إلى أربعة أفراد من مجموع الأسر الموسعة من النموذج 2، بينما لم تسجل سوى نسب جد متواضعة من مجموع أسر هذه البنية الأسرية حسب نتائج مسحي سنتي 2002 و 2006 قدرهما على التوالي 6,39% و 9,18%، محققة بهذا معدل تغير نحو الارتفاع بين المسحين قدره 43,66% حسب ما لوحظ من بيانات الجدول رقم 9.4.

عرفت نسب الأسر ذات الحجم خمسة و ستة أفراد خلال تطورها على امتداد فترة الدراسة اتجاهها عاماً نحو الانخفاض بشكل مجمل، بحيث لاحظنا من خلال بيانات الجدول رقم 8.4 أن هذه الأسر شكلت تقريباً نصف الأسر الموسعة من النموذج 2 خلال تعدادي 1966 و 1987 إذ مثلت خلالهما القيمتين 51,94% و 48,35% من مجموع أسر هذه البنية، انخفضت هذه نسبة هذه الأسر إلى القيمة 23,41% حسب نتائج مسح 2002، ثم انتعشت قليلاً ببلوغها النسبة 28,36% استناداً على نتائج مسح 2006. ومحققة بهذه الانخفاض معدلات تغير نحو التراجع خلال كامل الفترات البيئية إذا أخذنا سنة 1966 كحد أسفل للفترة حسب المؤشرات الملخصة في الجدول رقم 9.4 أكبرها المسجل في الفترة البيئية 1966-2002 ذو القيمة 54,93%، بينما كان معدل التغير الوحيد الموجب أي نحو الارتفاع من بين معدلات التغير المترجمة لتطوراتها ذلك المسجل في الفترة البيئية بين المسحين بمقدار 21,14%.

نلاحظ من خلال بيانات الجدول رقم 8.4، أن نسب الأسر ذات الأحجام أكبر من سبعة أفراد مثلت نسباً جد معتبرة من مجموع الأسر الموسعة 2، كما وجدنا أن نسبها سارت في خط تطور مخالف لمسار تطور نسب الحجمين الجزئيين السابقين، وهذا ما يؤكد بيانياً المخطط رقم 17.4 الخاص بتغيرات الأسر الموسعة من النموذج 2 بدلالة التقسيم الحجمي المقترح من سنة 1966 إلى غاية سنة 2006. بحيث ارتفعت نسبتها من 48,06% حسب نتائج تعداد 1966 إلى 51,65% وفق ما سجلته حسب نتائج تعداد 1987 مواصلة ارتفاعها بشكل ملحوظ و جد هام إلى غاية بلوغها 70,20% تبعاً لنتائج مسح 2002. تراجعت نسبتها بشكل نسبي 62,45% حسب ما نتج عن مسح 2006، لكن بقيت نسبتها جد مرتفعة مقارنةً بنتيجتي التعدادين محل الملاحظة و بالأخص تعداد 1966. اعتماداً على المؤشرات المبينة في الجدول رقم 9.4، نلاحظ أن نسب الأسر ذات الأحجام سبعة أفراد فما فوق حققت خلال تغيراتها معدلات تغير نحو الزيادة خلال كامل الفترات البيئية إذا استثنينا الفترة المحددة بالمسحين 2002-2006 ذات المعدل السالب أي التغير نحو التراجع بمقدار 11,04%، أما أكبر معدل تغير نحو الزيادة سجلته نسب هذه الأسر خلال تطورها كان

خاصا بالفترة البيئية 1966-2002 بقيمة 46,07%، في حين كان معدل التغير خلال كامل فترة الدراسة 1966-2006 نحو الارتفاع بقيمة 29,94%.



مخطط 17.4 : تطور نسب الأسر الموسعة 2 حسب التقسيم الحجمي من 1966 إلى 2006

على ضوء ما سبق من استقراء وصفي للبيانات المتعلقة بنسب البنية الأسرية اسر موسعة من النموذج 2، يمكننا القول عموما أنها امتازت بمتوسط حجم اسري جد معتبر خلال كامل الأعمال (التعدادين و المسحين). كما أن عدد الأفراد في الأسرة الموسعة امتاز بالتحيز إلى الكبر بدلالة الزمن، بحكم أن نسب أسرها ذات الأحجام الكبيرة أي سبعة أفراد فما فوق كانت الأغلب و بشكل كاد أن يكون ساحقا عبر نتائج مختلف الأعمال مقابل ذلك لم تسجل نسب الأسر ذات الحجمين الجزئيين المتبقين إلا نسبا منخفضة كميًا، و بالأخص نسب الأسر ذات الأحجام أربعة أفراد فما اقل و التي انعدمت حسب نتائج التعدادين.

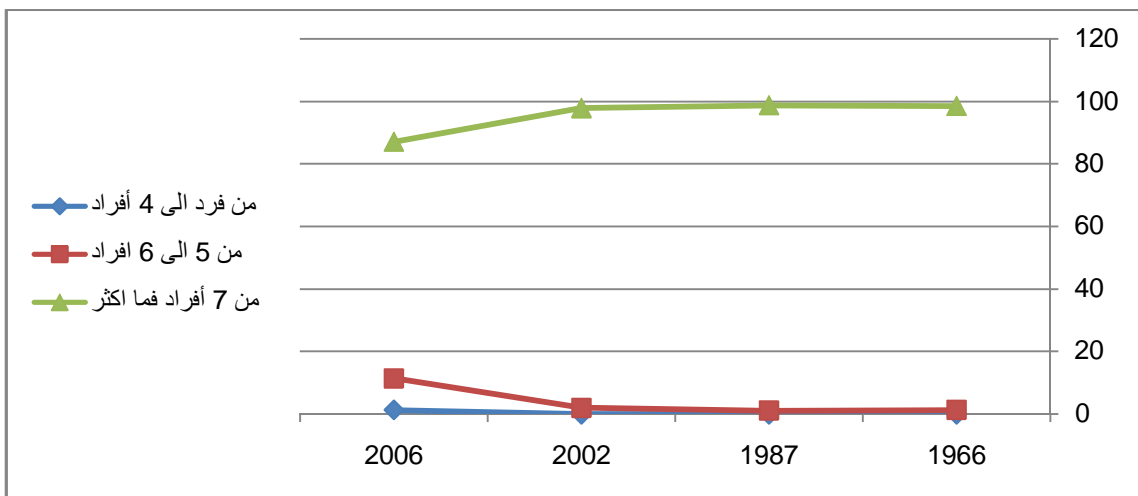
5- البنية الأسرية أسر مركبة: اتصفت الأسر المركبة بمتوسط حجم اسري مرتفع جدا عبر نتائج مختلف الأعمال (التعدادين و المسحين)، و هو اكبر من كل نظرائه في البنى الأسرية الأخرى مهما كان العمل الملاحظة نتائجه. فيما تعلق بتغيراته فقد ارتفع في بادئ مرحلة الملاحظة ثم انخفض في نهايتها، و بالرغم من هذا الانخفاض في قيمته إلا انه لازال مرتفعا كميًا، فحسب المعطيات الملخصة في الجدول رقم 8.4 نجد انه ارتفع من 12,97 فرد في الأسرة حسب نتائج تعداد 1966 إلى 13,76 فرد في الأسرة و بدورها تعتبر اكبر قيمة بلغها متوسط حجم الأسرة في الجزائر بدلالة البنى الأسرية بين التاريخين المحددين للدراسة 1966 و 2006، انخفض هذا المؤشر إلى 11,89 فرد في الأسرة وفقا لنتائج مسح 2002، مواصلا هذا الانخفاض إلى أن بلغ 10,24 فرد في الأسرة استنادا إلى نتائج مسح 2006.

انعدمت نسبة الأسر ذات الأحجام أربعة أفراد فما اقل من مجموع الأسر المركبة حسب نتائج كل الأعمال دون استثناء (تعداد 1966، تعداد 1987، مسح 2002 و مسح 2006)، انعدام نسبة الأسر ذات

هذه الأحجام في الأسر المركبة راجع أساسا إلى تشكيلة الأفراد المكونين للأسرة المركبة، بحيث كما ذكرنا في الفصل الثاني من هذه الدراسة فإن الأسرة المركبة تتكون على الأقل من عائلتين اثنتين إضافة إلى فرد خارج العائلتين، و كما ذكرنا في الفصل الأول فإن العائلة الواحدة تتكون على الأقل من فردين تربطها رابطة دموية أو زواجية و عليه فإن الأسرة المركبة تتكون على الأقل من خمسة أفراد، و على هذا الأساس فإن كل معدلات التغير الخاصة بنسب هذه الأسر التي تم حسابها و تلخيصها في الجدول رقم 9.4 كانت معدومة في كل الفترات البيئية دون استثناء.

سار التغير الكمي في نسب الأسر ذات الحجمين خمسة و ستة أفراد من مجموع الأسر المركبة في شكله العام بدلالة تواريخ (الزمن) في اتجاه عام نحو الزيادة بالرغم من تسجيلها نسب جد ضئيلة كميًا، و بالأخص في التعدادين 1966 و 1987 إضافة إلى مسح سنة 2002، و هذا ما يظهره بيانيا المخطط رقم 18.4 الخاص بتغيرات الأسر المركبة بدلالة التقسيم الحجمي المقترح من سنة 1966 إلى غاية سنة 2006. إذ نلاحظ اعتمادا على ما تم تلخيصه من بيانات الجدول رقم 8.4 أنها مثلت على التوالي النسب 1,41%، 1,15% و 2,07% من مجموع الأسر المركبة في الأعمال الثلاثة الأولى، ثم عاودت نسبتها الارتفاع حسب نتائج مسح 2006 بتمثيلها نسبة 9,63% من مجموع هذه الأسر المركبة.

و ما يلاحظ من خلال المؤشرات التي هُب و لُخصت في الجدول رقم 9.4 أن نسب هذه الأسر حققت معدلات تغير نحو الزيادة باستثناء المعدل المسجل في الفترة البيئية 1966-1987 ذو القيمة السالبة أي نحو التراجع بنسبة 18,44%، في المقابل كان أكبر معدل تغير نحو الزيادة في نسب هذه الأسر بدلالة الفترات البيئية على الإطلاق ذلك المسجل في الفترة 1987-2006 بقيمة 737,39% ، أما معدل التغير خلال كامل المرحلة الخاصة بالدراسة 1966-2006 فكان بقيمة 365,22% باتجاه التزايد.



مخطط 18.4 : تطور نسب الأسر المركبة حسب التقسيم الحجمي من 1966 إلى 2006

عرف مسار تغير نسب الأسر ذات الأحجام سبعة أفراد فما فوق من مجموع الأسر المركبة شبه ثبات خلال الفترة الممتدة من 1966 إلى غاية سنة 2002، ثم انخفضت نسبتها في المرحلة بين المسحين كما اتضح في المخطط أعلاه رقم 18.4. لوحظ من خلال بيانات الجدول رقم 8.4 أن الأسر ذات هذه الأحجام مثلت الأغلبية المطلقة من مجموع الأسر المركبة عبر مختلف نتائج الأعمال مع فرق جد شاسع بينها وبين نسب نظيراتها في الحجمين السابقين، بحيث بلغت نسبتها 98,59% حسب نتائج تعداد 1966 لتزيد قيمتها نسبيا إلى 8,85% تبعا لنتائج 1987 ثم انخفضت نسبة تمثيلها من مجموع الأسر المركبة بشكل طفيف وفقا لما نتج عن مسح 2002 إلى 97,93%، تراجعت نسبتها بين المسحين بحيث مثلت 90,36% استنادا إلى النتائج المستخرجة من ملف مسح 2006.

من خلال معطيات الجدول رقم 9.4، نلاحظ أن نسب الأسر ذات الأحجام سبعة أفراد فما فوق سجلت معدلات تغير تعد منخفضة بسبب تقاربها كميا، إضافة إلى ذلك نجد أنها كلها تسير نحو التراجع باستثناء معدل التغير المسجل في الفترة البيئية 1966-1987 بالقيمة 0,26%، أما أكبر معدل تغير نحو التراجع على الإطلاق فقد سُجل في المرحلة البيئية 1987-2006 بقيمة 29,93%، في حين كان معدل التغير خلال كامل فترة الدراسة بقيمة 16,5% باتجاه التراجع.

اعتمادا على ما ورد في الفقرات السابقة الخاصة بالدراسة الوصفية لنسب الأسر المركبة بدلالة الأحجام الجزئية، يمكن القول عموما أن الأسرة المركبة في الجزائر امتازت بكون عدد الأفراد المنتمين إليها، اعتمادا على متوسط حجم الأسرة الخاص بها المسجل عبر مختلف الأعمال، و إلى الكبر المطلق لنسب الأسر ذات الأحجام الكبيرة (سبعة أفراد فما فوق) من مجموع أسرها مع انعدام نسب الأسر ذات الأحجام الأقل من أربعة أفراد عبر نتائج مختلف الأعمال.

جدول رقم 9.4: معدلات التغير في نسب الأسر بدلالة الأحجام الجزئية حسب البنى الأسرية خلال

الفترة 1966 إلى 2006

التعداد	عدد الأفراد في الأسرة		أسرة بفردي واحد	بدون تركيبة عائلية	أسرة بسيطة	أسرة موسعة 1	أسرة موسعة 2	أسرة مركبة	المجموع
	1 إلى 4	5 إلى 6 و 7 +							
بين 1966 و 1987	1 إلى 4	00	00	-15,52	-10,93	-14,51	00	00	15,31
	5 إلى 6	00	00	58,38	-10,95	-10,22	-6,91	-18,44	31,71
	7 و +	00	00	711,25	70,72	45,45	7,47	0,26	52,99
بين 1966 و 2002	1 إلى 4	00	00	-22,96	-51,65	-28,98	100	00	6,66
	5 إلى 6	00	00	49,24	7,14	-34,81	-54,93	46,81	-20,60
	7 و +	00	00	1662,50	200,60	120,17	46,07	-0,67	17,12
بين 1966 و 2006	1 إلى 4	0	0	3,64	-40,12	-22,22	0,00	0,00	27,55
	5 إلى 6	0	0	-51,30	9,90	-30,69	-45,40	582,98	-15,54
	7 و +	0	0	446,25	145,78	100,24	29,94	-8,35	-2,21
بين 1987 و 2002	1 إلى 4	00	00	-8,81	-45,73	-16,93	100	00	69,43
	5 إلى 6	00	00	-5,77	20,31	-27,38	-51,58	80,00	-5,58
	7 و +	00	00	117,26	76,07	51,37	35,91	-0,93	-16,08
بين 1987 و 2006	1 إلى 4	0	0	22,67	-32,78	-9,03	0,00	0,00	102,61
	5 إلى 6	0	0	-69,25	23,41	-22,80	-41,34	737,39	0,44
	7 و +	0	0	-32,67	43,96	37,66	20,91	-8,59	-29,93
بين 2002 و 2006	1 إلى 4	0	0	34,53	23,85	9,52	43,66	0,00	21,31
	5 إلى 6	0	0	-67,36	2,58	6,31	21,14	365,22	6,37
	7 و +	0	0	-69,01	-18,24	-9,05	-11,04	-7,73	-16,5

نخلص من الاستقراء الوصفي للبيانات الملخصة في الجدول رقم 8.4 الخاص بتوزيع نسب الأسر بدلالة التوزيع الحجمي المقترح و متوسط حجم الأسر حسب البنى الأسرية عبر نتائج تعدادي سنتي 1966 و 1987 و مسحي سنتي 2002 و 2006، و الجدول رقم 9.4 الخاص بتوزيع معدلات التغير في نسب الأسر بدلالة الأحجام الجزئية حسب البنى الأسرية بين مختلف الفترات البيئية، أن النتائج المسجلة حسب نتائج المسح الوطني لسنة 2002 تعتبر بمثابة نقطة انعطاف في متوسط حجم الأسرة الجزائرية بالنسبة لمختلف البنى الأسرية المقترحة، فلاحظنا أن متوسط حجم الأسرة كان في ارتفاع مستمر ابتداء من نتائج تعداد 1966 إلى غاية نتائج مسح 2002 مهما كانت البنية الأسرية، ثم انخفض ابتداء من التاريخ الأخير مهما كانت البنية الأسرية، نفس الملاحظة تنطبق على معطيات الجدول رقم 1.3 في الفصل الثالث، أين لاحظنا بداية انخفاض مستوى متوسط حجم الأسرة الجزائرية في سنة 2002 بعدما كان في مسار مرتفع. اشتراك و تطابق نقطة (تاريخ) الانعطاف في قيمة متوسط حجم الأسرة الجزائرية في شكله العام و في قيمته حسب المتغيرين البنية الأسرية و التقسيم الحجمي يدل على أن المعيار المعتمد في هذه الدراسة في تشكيل النماذج الأسرية مقنع للغاية هذا من جهة، و من جهة أخرى فان التقسيم الحجمي الذي اعتمدها بغية التحليل الكمي لنسب الأسر و الاستقراء الوصفي لتغيراتها يعد جد مقبول و عاكسا للتغيرات الفعلية التي مست الأسر الجزائرية.

4.4 - أهم أسباب تطور النماذج الأسرية في الجزائر من 1966 إلى غاية 2006:

تعمل عدة عوامل و أسباب في تطور توفيقية نسب البنى الأسرية من مجموع الأسر الجزائرية من تعداد إلى آخر و من مسح إلى آخر، قد تتداخل هذه العوامل ببعضها البعض إلى درجة انه قد يصعب أحيانا عزل هذه العوامل حتى ندرس تأثيرها الخاص على التوجه الأسري في الجزائر، لهذا سنحاول في هذا العنصر التركيز على دراسة تأثير أهم العوامل التي ساهمت في تغير نسب البنى (نماذج) الأسرية في الجزائر و بالأخص الديموغرافية منها، و باعتبار أن البنية الأسرية عبارة عن متغير نوعي اسمي يحمل سبعة صفات كل صفة تعبر عن احد البنى من بين البنى السبعة المقترحة في هذه الدراسة، يعكس البعد الكمي لحجم الأسر المشكلة له، فان هذا المتغير مرتبط بشكل كبير في تحوله من صفة إلى أخرى أي من بنية أسرية إلى أخرى بتغير حجم الأسرة من الناحية النوعية للأفراد المضافين إلى الأسرة أي الأفراد الوافدين إليها أو الأفراد الخارجين منها، و على هذا الأساس فان العوامل المسببة في التطور الكمي لنسب النماذج الأسرية تكاد تكون نفسها هي العوامل المؤثرة في تطور حجم الأسر، نذكر منها:

1.4.4- السكن:

يعد السكن القالب المكاني الذي تستقر فيه الأسرة لوقت زمني طويل نسبيا، كما يعد ثاني المعيارين حتى تنطبق صفة الأسرية على مجموعة من الأفراد أي باشتراكهم لنفس الوحدة السكنية مهما كان شكله بعد معيار الوحدة الاقتصادية وفقا لمفهوم الأسرة المعمول به ديموغرافيا. يعمل السكن في التأثير على متغير البنية الأسرية وفقا للمتغير الوسيط عدد الغرف المخصصة للنوم، بحيث يعمل هذا المتغير في توجيه الأسر إلى بنية أسرية على حساب غيرها، فمثلا تؤدي القلة العددية للغرف المخصصة للنوم إلى تفكيك الأسر الموسعة من النموذجين الأول والثاني والأسر المركبة إلى مجموعة من الأسر البسيطة (النووية)، أو على الأقل تبقى الأسر البسيطة على حالها دون تغيير. فتعمل على تفكيك الأسر الموسعة والأسر المركبة إلى أسر بسيطة باستقلال (خروج) العائلات المكونة لها بسكنات خاصة بها نظرا للعدد غير الكافي من الغرف التي تسمح بتوفير احتياجات وراحة كل ساكنيها، وبهذه الاستقلالية ينتج تشكيل أسر بسيطة بسكنات مستقلة بعدما كانت عبارة عن عائلات ضمن الأسر الموسعة والمركبة، وبقاء أسرة واحدة في المسكن الأصلي والتي بدورها ستشكل أسرة بسيطة. كما تعمل قلة الغرف على إبقاء الأسر البسيطة على حالها بسبب عدم قدرة استقبال الأسرة لأفراد خارج العائلة المكونة لهذه الأسرة مهما كانت العلاقة التي تجمعهم بها. في المقابل تؤدي كثرة عدد الغرف عدديا بالمسكن الواحد إلى عكس ذلك، وهذا بإمكانية توسيع الأسر من بسيطة إلى أسر موسعة وحتى إلى أسر مركبة وذلك لقدرة استقبال مساكن هذه الأسر لأفراد آخرين، حتى وإن كانوا خارج انتماء العائلة.

يعبر ديموغرافيا عن العلاقة الجامعة بين حجم الأسرة و عدد الغرف المخصصة للنوم التي يحويها سكن هذه الأسرة بمؤشر معدل الأفراد في الغرفة الواحدة أو معدل شغل الغرف، و يحسب هذا المؤشر بقسمة عدد الأفراد في التجمع السكاني على عدد غرف السكنات في هذا التجمع، كما يعكس هذا المؤشر مدى كثافة المسكن والتي تترجم بدورها وضعية ومدى تفاقم مشكلة السكن في التجمعات السكانية، بغية معرفة وتحديد مدى كثافة المسكن اعتمادا على معدل شغل الغرف وتوحيدها عالميا تم الاصطلاح والتعارف عالميا في مؤتمر فنكوفر بكندا سنة 1996 على المعايير العالمية لاستغلال الغرف من قبل الأفراد، و المبينة في الجدول التالي¹:

¹ عبد الحميد دليمي: الواقع والظواهر الحضرية، منشورات جامعة قسنطينة، 2004، ص 18.

جدول رقم 10.4: المعايير العالمية لاستغلال الغرف من قبل الأفراد

مدى الكثافة	معدل الأفراد في الغرفة الواحدة
كثافة ضعيفة	0,7-0,1
كثافة عادية	1,1-0,8
اكتظاظ مقبول	2,0-1,2
اكتظاظ حرج	3,3-2,1
اكتظاظ لا يطاق	3,4 وأكثر

بغية الكشف على مدى اكتظاظ الغرف و تغيره زمنيا على المستوى الجزائري، نستخرج نسب المساكن و نسبة الأفراد القاطنين بها من ملفي المسحين الوطنيين 2002 و 2006 بدلالة كل مجال لمعدل الأفراد في الغرفة الواحدة كما هو مبين في الجدول أعلاه، و مقارنتها بما نتج عن معطيات تعداد 1987.

جدول رقم 11.4: توزيع متوسط عدد الأفراد في الغرفة حسب عدد الغرف سنتي 2002 و 2006

مسح 2002					مسح 2006				
متوسط الأفراد في الغرفة	عدد الأفراد	عدد الغرف الإجمالي	عدد الأسر	الغرف في المسكن	متوسط الأفراد في الغرفة	عدد الأفراد	عدد الغرف الإجمالي	عدد الأسر	الغرف في المسكن
4,84	9912	2050	2050	1	4,536	17800	3924	3924	1
2,97	23633	7956	3978	2	2,753	37042	13456	6728	2
2,11	39789	18846	6282	3	1,969	55644	28257	9419	3
1,74	24796	14268	3567	4	1,635	34153	20888	5222	4
1,47	8894	6070	1214	5	1,384	13066	9440	1888	5
1,35	4203	3108	518	6	1,212	6596	5442	907	6
1,16	1611	1393	199	7	1,071	2467	2303	329	7
0,96	880	920	115	8	0,926	1793	1936	242	8
1,02	516	504	56	9	0,914	609	666	74	9
0,88	468	530	53	10	0,769	623	810	81	10
0,77	102	132	12	11	0,882	165	187	17	11
0,75	161	216	18	12	0,616	207	336	28	12
0,92	48	52	4	13	0,648	59	91	7	13
0,89	25	28	2	14	0,571	32	56	4	14
0,89	40	45	3	15	0,467	28	60	4	15
					0,813	13	16	1	16
					1,368	26	19	1	19
					0,300	18	60	3	20

المصدر: مستخرج من ملف مسح 2002، ملف مسح 2006

استغلالا للمجاميع الناتجة عن الجدول أعلاه رقم 11.4 الخاصة بعدد الأفراد و عدد الغرف من خلال البيانات المستخرجة من ملفي المسحين، نجد أن متوسط الأفراد في الغرفة الواحدة سنة 2002 بلغ 2,051 فرد في الغرفة الواحدة مما يوحي بوجود اكتظاظ مقبول في الغرف على مستوى الجزائر بشكل عام حسب المعايير الدولية لمعدلات شغل الغرف المبينة في الجدول رقم 10.4، في حين بلغ متوسط الأفراد في الغرفة الواحدة سنة 2006 بلغ 1,937 فرد في الغرفة الواحدة مما يجعلنا نقول بوجود اكتظاظ مقبول في الغرف لكن اكتظاظ هذه الغرف يعد اقل مقارنة مع ما تم تسجيله سنة 2002.

تبقى الملاحظات السابقة ذات نوع من الشمولية، و لكن لو ركزنا الملاحظة بشكل جزئي اعتمادا على حساب نسب الأسر بدلالة مجال معدل الاكتظاظ في الغرفة انطلاقا من البيانات الملخصة في الجدول

رقم 11.4 لوجدنا أن 13,59% من الأسر الجزائرية تعيش (أفرادها) في اكتظاظ لا يطاق سنة 2006 بمتوسط عدد أفراد في الغرفة الواحدة قدره 4,536 و هي الأسر التي تقطن بمساكن ذات غرفة واحدة، في حين كانت الأسر الجزائرية التي تعيش في اكتظاظ لا يطاق ذات نسبة 11,34% من مجموع الأسر الجزائرية سنة 2002 بمتوسط أفراد في الغرفة الواحدة قدره 4,84.

أما الأسر التي تعيش في اكتظاظ حرج فأصبحت تمثل نسبة 23,297% من مجموع الأسر الجزائرية سنة 2006 بعدما كانت تمثل 56,776% من مجموع الأسر الجزائرية سنة 2002، كما يلاحظ أن الأسر التي تقطن بمساكن ذات مستوى مقبول من الاكتظاظ بلغت نسبتها 60,38% من مجموع الأسر الجزائرية سنة 2006 بعدما كانت تمثل 29,32%. بنفس المنطق، حسابيا نجد أن الأسر القاطن أفرادها بمساكن ذات غرف كثافتها عادية أو ضعيفة لم تمثل إلا نسبا جد متواضعة من مجموع الأسر الجزائرية حسب نتائج المسحين 2002 و 2006، بحيث مثلت على الترتيب القيمتين 4,6% و 1,29% حسب نتائج مسح سنة 2006 و النسبتين 0,44% و 0,16% على التوالي مجموع الأسر الجزائرية سنة 2002.

كفكرة أولية، يتضح من خلال مقارنة نسب الأسر بدلالة مجالات معدل الأفراد في الغرفة الواحدة التي تبين مدى الاكتظاظ الغرفي من مجموع الأسر الجزائرية بين نتائج المسحين 2002 و 2006 أن نسبة الأسر إجمالا التي يعيش الأفراد المنتمين إليها في غرف ذات اكتظاظ عالي المسجلة حسب مسح 2002 أكبر من نسب نظيرتها المسجلة حسب مسح 2006، أي أن الغرف سنة 2002 أكثر اكتظاظا من سنة 2006، مما ساهم في توجيه الأسر الجزائرية نحو البنية البسيطة التي انتقلت نسبة مساهمتها في الأسر الجزائرية من 70,6% حسب نتائج مسح 2002 إلى 76,6% حسب ما سُجل من نتائج مسح 2006.

لتأكيد هذا الطرح، سنعمل على كشف مدى تأثير الاكتظاظ الغرفي على الامتداد الزمني من سنة 1987 إلى غاية 2006، بإدراج المتغيرين نسبة الأفراد من مجمع سكان الجزائر و نسبة المساكن من مجموع المساكن المتوفرة في الجزائر بدلالة مجالات معدل الأفراد في الغرفة الواحدة المعمول بها عالميا أي حسب المعايير الدولية المبينة في الجدول رقم 10.4، لخصنا المعطيات الخاصة بالمؤشرين (نسبة الأفراد و نسبة السكنات) المستقاة من نتائج تعداد 1987 و المستخرجة من ملفي مسحي 2002 و 2006 في التالي الحامل للرقم 12.4.

جدول رقم 12.4: توزيع نسبة المساكن و الأفراد حسب المعايير الدولية لمتوسط عدد الأفراد في

الغرفة من 1987 إلى 2006

مسح 2006		مسح 2002		تعداد 1987		المعايير الدولية	متوسط عدد الأفراد في الغرفة
نسبة الأفراد	نسبة المساكن	نسبة الأفراد	نسبة المساكن	نسبة الأفراد	نسبة المساكن		
0,568	1,607	0,229	0,620	1,1	4,1	قليل السكان	0,7-0,1
2,963	5,808	3,118	6,187	3,5	7,6	عدد سكان عادي	1,1-0,8
64,274	72,823	32,928	41,780	21,1	26,1	اكتظاظ مقبول	2,0-1,2
21,746	15,300	55,112	47,760	32,1	26,7	اكتظاظ حرج	3,3-2,1
10,450	4,462	8,613	3,653	42,2	35,5	اكتظاظ لا يطاق	و أكثر 3,4
100	100	100	100	100	100		المجموع

المصدر: - ملف مسح 2002

- ملف مسح 2006

-RGPH 1987: Conditions d'habitat des ménages Algériens. Collection statistique n°24. Série Analyses Vol.2 ONS, 1991, P.22.

من خلال المعطيات الملخصة في الجدول رقم 12.4، يتبين أن نسبة المساكن من مجموع سكنات الجزائر و نسبة قاطنيها من مجموع سكان الجزائر التي تميزت بقلة كثافة غرفها حسب المعايير الدولية لشغل الغرف سجلت نسبا جد منخفضة مقارنة مع نسب المساكن و الأفراد للمجالات الأخرى لمتوسط عدد الأفراد في الغرفة خلال السنوات 1987، 2002 و 2006. إضافة إلى ذلك فقد تراجعت نسبها بين سنتي 1987 و 2006، بحيث انخفضت نسبة المساكن قليلة السكان من 4,1% إلى 1,6% أما نسبة ساكنيها فانخفضت من 1,1% إلى 0,56% بين التاريخين، رافقها تراجع نسبة المساكن ذات الكثافة العادية من 7,6% إلى 5,8% أما نسبة ساكنيها فانخفضت هي الأخرى من 3,5% إلى 2,96%، نفس الملاحظة تنطبق تماما على المساكن التي تشهد اكتظاظا مرتفعا، بحيث انخفضت نسبة المساكن التي يعيش أفرادها اكتظاظا حرجا من 26,7% من مجموع المساكن الجزائرية سنة 1987 و التي تحوي 32,1% إلى 15,3% سنة 2006 و التي يسكنها 21,74% من مجموع سكان الجزائر، أما المساكن التي يعيش أفرادها اكتظاظا لا يطاق انخفضت نسبتها من 35,5% من مجموع المساكن الجزائرية سنة 1987 محتوية 42,2% من مجموع السكان إلى 4,46% و التي ينتمي إليها 10,45% من مجموع سكان الجزائر. مقابل ذلك عرفت نسب المساكن التي يعيش أفرادها بغرف ذات اكتظاظ مقبول ارتفاعا بين التاريخين، و ذلك

بانتقال نسبتها من 26,1% باحتوائها 21,1% من مجموع السكان سنة 1987 إلى 72,82% سنة من مجموع المساكن الجزائرية 2006 و التي تحوي اغلب سكان الجزائر بنسبة 64,2%.

بغية الكشف عن التغير كميًا في نسبة المساكن و نسبة الأفراد القاطنين بها حسب المجالات المعبرة على مدى الكثافة و الاكتظاظ في الغرفة، تم حساب معدلات التغير (نحو الزيادة أو الانخفاض) في مختلف نسبها خلال الفترتين المحددتين بالتاريخين 1987-2006 و 2002-2006 انطلاقًا من البيانات الملخصة في الجدول أعلاه رقم 12.4، النتائج المتحصل عليها ملخصة في الجدول أدناه رقم 13.4.

جدول رقم 13.4: معدلات التغير في نسبة المساكن و الأفراد حسب المعايير الدولية لمتوسط عدد الأفراد في الغرفة من 1987 إلى 2006

معدل التغير (%)		الفترة	الاكتظاظ الغرفي
نسبة الأفراد	نسبة المساكن		
-48,36	-60,80	تعداد 1987-مسح 2006	قليل السكان
148,03	159,19	مسح 2002-مسح 2006	
-15,34	-23,58	تعداد 1987-مسح 2006	عدد سكان عادي
-4,429	-4,99	مسح 2002-مسح 2006	
131,12	111,83	تعداد 1987-مسح 2006	اكتظاظ مقبول
204,62	179,02	مسح 2002-مسح 2006	
-18,79	-23,87	تعداد 1987-مسح 2006	اكتظاظ لا يطاق
-103,9	-121,57	مسح 2002-مسح 2006	
-368,6	-849,66	تعداد 1987-مسح 2006	اكتظاظ حرج
4,35	2,28	مسح 2002-مسح 2006	

بتركيز الملاحظة على الفترة الكلية المحددة بالتاريخين 1987 و 2006، نجد أن كل نسب المساكن و نسب الأفراد القاطنين بها بدلالة مدى الاكتظاظ حسب المجالات المحددة لمتوسط عدد الأفراد في الغرفة وفق المعايير الدولية للسكن كانت سالبة عند كل المجالات بنوع من التفاوت باستثناء نسب المجال المعبر عن الاكتظاظ المقبول [1,2 - 2,0] فرد في الأسرة، بالمقارن 179,02% نحو الزيادة لنسب المساكن و 204,62% نحو الزيادة لنسب الأفراد القاطنين بها، مما يوحي بان الاكتظاظ الحرج في الغرف الجزائرية أخذ في الانحسار و التراجع، و في نفس الوقت تتجه الغرف التي كانت متميزة بعم الاكتظاظ (قليلة السكان و عادية عدد سكان) نحو زيادة اكتظاظها بالأفراد، و بهذا فان اكتظاظ الغرف المعبر عنه بمتوسط عدد الأفراد في الغرفة الواحدة أخذ بالابتعاد عن القيم المتطرفة سواء نحو الصغر أو الكبر كميًا، و يتجه نحو التمرکز أي إلى متوسط عدد أفراد في الغرفة في المجال المقبول. يُفهم مما سبق أن مساكن

الأسر غير قابلة على استقبال أفراد آخرين خارج العائلة القاطنة بها، و في نفس لها قابلية الحفاظ على عدد الأفراد المقيمين بها نظرا لمتوسط عدد الأفراد في الغرفة و الذي يعكس متوسط عدد الغرف، و بهذا فان الأسر ذات البنية الأسرية البسيطة (النوعية) يكون لها الحظ الأوفر في التوجه لها، و في نفس الوقت يكون لها الحظ الأوفر في الحفاظ على بنيتها كما هي مقارنة بباقي البنى الأسرية الأخرى.

2.4.4 - نسبة التحضر:

المقصود بنسبة التحضر في هذه الفقرة هو نسبة سكان التجمعات السكانية ذات الطابع الحضري من مجموع السكان إجمالاً، تقابلها نسبة السكان في التجمعات السكانية ذات الطابع الريفي، قد تزيد نسبة التحضر بعملية الانتقال السكاني جغرافياً من المناطق الريفية نحو المناطق الحضرية، يترتب على هذا الانتقال التكيف التدريجي مع ما تتطلبه الحياة المدنية نتيجة تأثر المنتقلين (المهاجرين) ديموغرافياً مع مرور الزمن بالسلوك الديموغرافي المتبنى من طرف السكان الموفد إليهم.

بعد التتبع، وجدنا أن توجه المجتمع السكاني في الجزائر نحو السكن في المناطق الحضرية يعمل بشكل عام إلى توجه الأسر إلى البنية الأسرية البسيطة ذات العائلة الواحدة، على عكس ذلك التوجه السكاني أو البقاء بالإقامة في المناطق الريفية الذي يعمل على توجه البنى الأسرية نحو الأسر ذات الأحجام الأكبر المكونة من أكثر من عائلة واحدة أي التوجه الأسري نحو الأسر الممتدة (البنية الأسرية الموسعة و البنية الأسرية المركبة) بسبب الخصائص السوسيوديموغرافية التي يفرضها الوسط الريفي و المميّزة للسكان قاطني المناطق الريفية إضافة إلى وظائف و سلوكيات الأسر في هذه المناطق المتميزة بتمسكها بالإرث الديموغرافي، و الذي بدوره يعتبر خاضعاً أساساً للعادات و الأعراف السائدة بالمنطقة الريفية، التي تشجع و تقدر البقاء في أسر كبيرة الحجم نسبياً تضم غالباً مجموعة عائلات من مختلف الأجيال.

فلاحظنا انه من الممكن أن تتشكل الأسر القاطنة بالمناطق ذات الطابع الريفي من عائلة رب الأسرة بصفته صاحب القرار نزولاً إلى عائلات (عائلة) ابنية، و أحياناً نحو الصعود إلى عائلة الأب المكونة من أب و أم رب الأسرة و إخوته العزاب، و في أحيان أخرى نحو العرض أي إضافة إلى عائلة رب الأسرة نجد عائلة (عائلات) الإخوة، و أحياناً أخرى مزيج من العائلات المتجهة نحو النزول (الابنية) و نحو العرض (عائلات أخوة). سنحاول إثبات هذا الطرح من خلال تتبع تطور نسبة سكان الجزائر في كلى الوسطين الحضري و الريفي اعتماداً على المعطيات التي تم جمعها من نتائج مختلف التعدادات المنجزة في الجزائر و المعطيات المستخرجة من ملفي مسحين سنتي 2002 و 2006، و التي لخصناها في الجدول التالي الحامل لرقم 14.4.

جدول رقم 14.4: تطور نسب سكان الجزائر حسب المنطقة السكنية

السنة	سكان الحضر (%)	سكان الريف (%)	المجموع (%)
1962	29,1	70,9	100
1966	32,6	67,4	100
1977	41	59	100
1987	49,6	50,4	100
1989	50	49,9	100
1998	58,3	47,7	100
2002	59,1	40,9	100
2006	55,8	44,2	100
2008	65,93	34,06	100

المصدر: - المجلس الاقتصادي والاجتماعي، تقرير حول السكن الاجتماعي لسنة 1996

- ملف مسح 2002

- ملف مسح 2006

- تعداد 2008

قبل تتبع تطور نسب الأسر حسب وسط الإقامة وصفيًا، سنحاول إثبات اتجاه العلاقة إحصائيا بين التوجه السكاني نحو المنطقة السكنية (ريف - حضر) و التوجه الأسري إلى البنى الأسرية اعتماد على معامل الارتباط الخطي لبيرسون وفقا للمعطيات الملخصة في الجدول أعلاه رقم 14.4 و معطيات الجدول رقم 5.4 الخاص بتوزيع البنى الأسرية في الجزائر، و ذلك بين متغير نسبة السكان في الوسطين الحضري و الريفي من مجموع سكان الجزائر و نسبة الأسر البسيطة من مجموع الأسر الجزائرية بصفتها تعبر عن توجه الأسر نحو النموذج النووي، ثم بين نسبة السكان في الوسطين حضر و ريف و نسبة الأسر المركبة من مجموع الأسر الجزائرية كنموذج عن الأسر الممتدة أي التي تحوي أكثر من عائلة، تسهيلا لحساب هذا المعامل بين مختلف المتغيرات المشار إليها بتطبيق علاقته الإحصائية المستعملة سابقا في العناصر المتقدمة من هذا الفصل لخصنا العمليات الحسابية به في الجداول التالية.

معامل الارتباط الخطي بيرسون بين نسب الأسر البسيطة و نسب سكان المنطقة الحضرية:

السنة	نسب الأسر البسيطة (X)	نسب سكان الحضر (Y)	X x Y	X ²	Y ²
1966	59,39	32,6	1936,11	3527,17	1062,76
1977	58,79	41	2410,39	3456,26	1681,00
1987	65,14	49,6	3230,94	4243,22	2460,16
1998	71,05	58,3	4142,22	5048,10	3398,89
2002	70,6	59,1	4172,46	4984,36	3492,81
2006	76,6	55,8	4274,28	5867,56	3113,64
المجموع	401,57	296,4	20166,40	27126,68	15209,26

اعتمادا على المجاميع المبينة في السطر الأخير من الجدول أعلاه، و استغلالها إتماما لحساب معامل الارتباط بين نسب الأسر البسيطة و نسب سكان المنطقة الحضرية، نجد أن قيمة معامل الارتباط بيرسون 0,873 بين المتغيرين نسب الأسر البسيطة و نسب سكان المنطقة الحضرية، و عليه يمكن القول بوجود علاقة طردية بين المتغيرين إضافة إلى قوتها كميا بينهما لقربها من القيمة واحد (1)، أي أن التوجه السكاني لسكان الجزائر نحو المناطق الحضرية جغرافيا يعمل على المساهمة بنوع من القوة في توجه البنى الأسرية الجزائرية نحو النووية إي إلى البنية الأسرية البسيطة.

معامل الارتباط الخطي بيرسون بين نسب الأسر البسيطة و نسب سكان المنطقة الريفية:

السنة	نسب الأسر البسيطة (X)	نسب سكان الريف (Y)	X x Y	X ²	Y ²
1966	59,39	67,4	4002,89	3527,17	4542,76
1977	58,79	59	3468,61	3456,26	3481,00
1987	65,14	50,4	3283,06	4243,22	2540,16
1998	71,05	47,7	3389,09	5048,10	2275,29
2002	70,6	40,9	2887,54	4984,36	1672,81
2006	76,6	44,2	3385,72	5867,56	1953,64
المجموع	401,57	309,6	20416,90	27126,68	16465,66

بتوظيف المجاميع المبينة في الجدول أعلاه، في العلاقة الإحصائية الخاصة بحساب معامل الارتباط بين المتغيرين نسب الأسر البسيطة و نسب سكان المنطقة الريفية في الجزائر، نجد أن معامل الارتباط بيرسون بين المتغيرين المتابعين قيمته -0,868، بحكم ورود قيمته بالإشارة السالبة فيمكن استنتاج وجود علاقة عكسية بين المتغيرين محل المتابعة من ناحية اتجاه العلاقة، أما من ناحية قوتها فهذه العلاقة تعد جد قوية بين المتغيرين بسبب اقتراب قيمتها إلى القيمة واحد (1-)، و عليه نخلص إلى أن التوجه السكاني لسكان الجزائر نحو المناطق السكنية الريفية يساهم في انحراف البنى الأسرية في الجزائر عن التوجه البنية الأسرية أسر بسيطة، و بالتالي التوجه إلى البنى الأسرية الأخرى.

معامل الارتباط الخطي بيرسون بين نسب الأسر المركبة و نسب سكان المنطقة الحضرية:

السنة	نسب الأسر المركبة (X)	نسب سكان الحضر (Y)	X x Y	X ²	Y ²
1966	5,17	32,6	168,54	26,73	1062,76
1977	5,8	41	237,80	33,64	1681,00
1987	5,07	49,6	251,47	25,70	2460,16
1998	2,39	58,3	139,34	5,71	3398,89
2002	3,8	59,1	224,58	14,44	3492,81
2006	2,46	55,8	137,27	6,05	3113,64
المجموع	24,69	296,4	1159,00	112,28	15209,26

بعد الاعتماد على الجدول أعلاه في حساب قيمة معامل الارتباط بيرسون بين نسب الأسر المركبة من مجموع الأسر الجزائرية و نسب سكان المنطقة الحضرية، وجدنا أن قيمة هذا المعامل $-0,78$ ، بما أن الناتج الخاص بقيمة هذا المعامل بالإشارة السالبة، فيمكننا القول بوجود علاقة عكسية بين توجه المتغيرين محل الدراسة وان العلاقة الجامعة بينهما تمتاز بالقوة، و عليه نستنتج أن توجه سكان الجزائر للإقامة في المناطق الحضرية يعمل على خفض كميا من توجه الأسر الجزائرية إلى البنية الأسرية أسر مركبة.

معامل الارتباط الخطي بيرسون بين نسب الأسر المركبة و نسب سكان المنطقة الريفية:

السنة	نسب الأسر المركبة (X)	نسب سكان الريف (Y)	X x Y	X ²	Y ²
1966	5,17	67,4	348,46	26,73	4542,76
1977	5,8	59	342,20	33,64	3481,00
1987	5,07	50,4	255,53	25,70	2540,16
1998	2,39	47,7	114,00	5,71	2275,29
2002	3,8	40,9	155,42	14,44	1672,81
2006	2,46	44,2	108,73	6,05	1953,64
المجموع	24,69	309,6	1324,34	112,28	16465,66

إتماما لحساب معامل الارتباط بيرسون بين المتغيرين نسب الأسر المركبة من مجموع الأسر الجزائرية و نسب سكان المناطق الريفية من مجموع سكان الجزائر، نوظف المجاميع المبينة في السطر الأخير من الجدول أعلاه، و الذي ينتج عنها المقدار $0,69$ كنتاج لقيمة معامل الارتباط بين المتغيرين المذكورين، اعتمادا على هذه النتيجة يمكننا القول بوجود علاقة طردية بين المتغيرين بسبب ايجابية الناتج المتحصل عليه و أن العلاقة كميا بين المتغيرين تعد متوسطة تميل إلى القوة، و التي نخلص على أساسها إلى أن توجه سكان الجزائر بالتوطن في المناطق السكنية الريفية يساهم في توجه الأسر الجزائرية إلى البنية الأسرية أسر مركبة.

نخلص بشكل إجمالي، بعدما تم الإثبات الإحصائي على اتجاه العلاقة بين المتغيرات السابقة اعتمادا على معامل الارتباط الخطي لبيرسون بين المتغيرات الكمية إلى أن التوجه الجغرافي للسكان نحو التحضر يساهم في رفع تمثيل الأسر البسيطة من مجموع الأسر الجزائرية، و في نفس الوقت ينقص من تمثيل الأسر الممتدة من مجموع الأسر. في المقابل يعمل التوجه الجغرافي للسكان نحو المناطق الريفية على نقيض ما تم ذكره، أي أن الوسط المعاش للأسر له علاقة قوية بالتوجه الأسري في الجزائر.

بعد الإثبات الإحصائي على وجود العلاقة بين المتغيرين البنية الأسرية و المنطقة السكنية، يمكن تتبع تطور نسب الأسر الجزائرية في الوسطين السكنيين من خلال المعطيات التي تم جمعها و تلخيصها في الجدول رقم 14.4 ابتداء من 1962 إلى غاية 2008، و استنتاج انعكاساته على التوجه الأسري في الجزائر، فنلاحظ من خلال معطياته أن نسبتي سكان الحضر و سكان الريف من مجموع سكان الجزائر تسيران في خطي تطور متعاكسان تماما، بحيث وجدنا أن نسب السكان في المنطقة الحضرية تسير في خط اتجاه عام باستمرارية نحو الارتفاع بدلالة تواريخ الملاحظة، فارتفعت من 29,1% سنة 1966 إلى 49,6% مواصلة ارتفاعها إلى غاية وصولها إلى 65,93% حسب نتائج تعداد 2008، كما يلاحظ أن مسار التطور عبر الزمن لهذه النسب جاء تقريبا مطابق لخط سير تغيرات نسب الأسر البسيطة، في المقابل عاكس سير تغيرات نسب باقي البنى الأسرية. أما التغير الكمي وفق الزمن لنسب السكان في المنطقة الريفية فسار نحو الانخفاض على امتداد فترة الملاحظة بشكل جد حاد، بحيث تراجعت نسبتهم من 70,9% سنة 1962 إلى 34,06% فقط سنة 2008 من مجموع سكان الجزائر، تماشى انخفاض النسب سكان الريف من مجموع سكان الجزائر مع ارتفاع نسب الأسر البسيطة من مجموع الأسر الجزائرية و انخفاض نسب باقي البنى الأسرية و بالأخص نسب الأسر الموسعة و الأسر المركبة.

عموما، لا يمكن إرجاع ارتفاع نسب سكان الجزائر في المناطق الحضرية على حساب تراجع نسب سكان المناطق الريفية إلى ارتفاع النمو الطبيعي السكاني بالمدن و انخفاضه بالريف فلو تتبعنا معدلي النمو السكاني الطبيعي في المنطقتين السكنتين الحضرية و الريفية في الجزائر لوجدنا العكس، و لكن يكمن السبب الحقيقي وراء التغيرات التي رصدناها بالدرجة الأولى إلى ظاهرة الهجرة الداخلية التي عرفتها الجزائر من الأرياف نحو المدن، و التي أطلق عليها ظاهرة النزوح الريفي نظرا لحدتها و بالأخص في سنوات السبعينات و بدايات الثمانيات، فكان وراء التدفق البشري في الجزائر جغرافيا من الأرياف نحو المدن عدة أسباب و عوامل قد يكون من أبرزها العاملين الاقتصادي و الاجتماعي التي كانت كحجة لأغلب المهاجرين، باعتقادهم أنهم بهجرتهم نحو المدن تزول كل أو معظم مشاكلهم مهما كان نوعها أو سببها و بذلك يحققون غاية العيش في حياة بظروف أفضل من المناطق المهاجر منها.

عملت هذه الهجرات على المساهمة في تفكيك الأسر المركبة و الموسعة التي كانت قاطنة بالمناطق الريفية إلى مجموعة أسر بسيطة تقطن بالمناطق الحضرية، بحيث تجد الأسر المركبة أو الموسعة المهاجرة إلى المناطق الحضرية نفسها مجبرة مع مرور الزمن إلى الانقسام إلى مجموعة أسر بفعل الواقع الذي اصطدمت به بالمدن المتمحور أساسا في نقطتين، الأولى واقع السكن الذي يتميز عموما بقلّة عدد غرفه على عكس ما يشهده نظيره بالمناطق الريفية و مما يزيد من استفحال المشكلة هو كبر عدد أفراد أسرها بحيث وجدنا أن متوسط حجم الأسر في المناطق الريفية دائما أكبر من نظيره في المناطق الحضرية،

و الذي بلغ 6,67 فرد في الأسرة حسب نتائج تعداد سنة 1977 لينتقل إلى 7,69 فرد في الأسرة حسب نتائج التعداد الموالي سنة 1987 من خلال معطيات الجدول رقم 1.3 في الفصل الثالث من هذه الدراسة، أما النقطة الثانية فهي واقع الشغل بالمناطق الحضرية الذي يخالف تماما ما عهدته الأسر المهاجرة في مناطق سكناها السابقة بحيث أتاح النموذج الاقتصادي المتبنى في أواخر الستينات و سنوات السبعينات في الجزائر بفعل المخططات التنموية ذات الطابع الاقتصادي فرص كبيرة للشغل و أدى إلى الانتقال من نمط العمل الجماعي المتمثل خاصة في النشاط الزراعي، التجارة و حرفة الرعي إلى نمط العمل الفردي المستقل المأجور، و بالتالي شجع تزامنا مع واقع السكن المذكور إلى انفصال و خروج الأبناء المتزوجين من البيت الأسري الأبوي و تشكيل أسر بسيطة مستقلة سكنيا و اقتصاديا، مما قاد إلى تفكيك كل من الأسر المركبة و الموسعة و التقليل من أعدادها و زيادة عدد الأسر البسيطة.

3.4.4 - حجم الأسرة: يعمل حجم الأسرة (متوسط حجم الأسرة) دورا هاما في توجيه الأسر

الجزائرية من بنية أسرية على حساب أخرى، فقد أثبتنا إحصائيا في المحور الثاني من هذا الفصل عند تتبع أحجام الأسر بدلالة انتمائها إلى البنى الأسرية المقترحة في الدراسة وجود علاقة بين نسب الأسر حسب التقسيمات الحجمية الجزئية و التوجه الأسري في الجزائر.

فينقص حجم الأسرة بوفود فرد إليها، أو يزيد بخروج احد أفرادها منها، فمثلا تتحول الأسرة البسيطة إلى أسرة موسعة من النموذج الأول عند تغير الحالة الزوجية لأحد الأبناء من العزوبية إلى الزواج، و بهذا يشكل الابن المتزوج عائلة وسط الأسرة الأبوية، كما يزيد حجم الأسرة عدديا (زوجة الابن ثم أولاده)، و عند زواج الابن الثاني لهذه الأسرة تتحول الأسرة بنيويا مرة أخرى من موسعة من النموذج الأول إلى موسعة من النموذج الثاني كما يزيد حجمها كذلك باستقدام زوجة الابن إلى هذه الأسرة. و في حالة خروج الابن المتزوج من المسكن الأبوي و استقلاله بسكن خاص يشكل أسرة بسيطة بحجم أفراد اقل من حجم أفراد الأسرة التي كان احد أفرادها، كما تتحول هذه الأسرة من موسعة إلى أسرة بسيطة إضافة إلى نقصان حجمها. عموما تساهم زيادة أحجام الأسر في توجيهها إلى البنى الأسرية الموسعة من النموذجين الأول و الثاني و إلى الأسر المركبة، أما تقلص أحجام الأسر عدديا فيؤدي إلى توجيهها إلى البنية الأسرية البسيطة. مما سبق قوله، يمكننا القول بان تواصل انخفاض متوسط حجم الأسر الجزائرية و بالأخص مع مطلع الثمانينات إلى غاية 2006 حسب بيانات الجدول رقم 1.3 في الفصل الثالث من هذه الدراسة ساهم بشكل قوي بتوجه الأسر الجزائرية إلى البنية الأسرية البسيطة دون غيرها من البنى، و انحرافها عن باقي البنى الأسرية.

4.4.4 - الزواجية:

يلعب الزواج دورا رئيسيا في تشكيل الأسرة الجزائرية إن لم نقل عنه بأنه محرك قيام الأسرة في الجزائر، فبعد تتبع التوجه الأسري في الجزائر وجدناه ينحو بالدرجة الأولى إلى البنية الأسرية أسر بسيطة على حساب الانحراف عن البنى الأسرية الأخرى، بحيث مثلت الأسر البسيطة 76,6% من مجموع الأسر الجزائرية حسب ما تم التوصل إليه من دراسة ملف المسح الوطني متعدد المؤشرات لسنة 2006. كما نعلم أن الأسر البسيطة تتشكل نظريا بفعل عاملين اثنين، الأول تفكك الأسر الموسعة (بالأخص من النموذج الثاني) و الأسر المركبة إلى مجموعة أسر بسيطة، و الثاني زواج أبناء أو إخوة رب الأسرة مع انفصالهم عن الأسرة الأصلية مباشرة بعد الزواج و استقلاليتهم بسكن خاص، و هذا ما تم ملاحظة تحققه في الجزائر فعليا، أي أن كل الأسر البسيطة في الجزائر مرت في مرحلة تكوينها على احد العاملين تفكك الأسر الممتدة (موسعة و مركبة) أو الاستقلالية عقب الزواج مباشرة.

إضافة إلى ما تقدم، قد يكون عامل الزواج بالنسبة لأفراد الأسر المركبة أو الأسر الموسعة من النموذج الثاني أحد عوامل التفكك لعدة أسباب من بينها مشكلة الاكتظاظ في المسكن و الاكتظاظ في الغرف كما اشرنا في العنصر السابق. تجدر الإشارة في هذا السياق إلى أن بعض علماء الاجتماع يطلقون على الأسر البسيطة تسمية الأسر الزواجية أي أن السبب المباشر في تشكيلها هو الزواج و العلاقة بين أفرادها منبعها الزواج، وهذا صحيح إلى حد ما. لكشف كيفية تأثير الزواج كمتغير على التوجه الأسري في الجزائر يمكن الاعتماد على متغيرين وسيطيين يعبران على متغير الزواج بشكل عام و هما نسبة الزواج أي نسبة المتزوجين من مجموع الأفراد البالغة أعمارهم أكثر من 15 سنة و متوسط السن الأول للزواج.

بغية الوصول للهدف المشار إليه، تم جمع البيانات الخاصة بنسب العزاب و نسب غير العزاب مهما كانت حالتهم الزواجية من مجموع سكان الجزائر البالغة أعمارهم أكثر من 15 سنة، كون الأفراد الواقعة أعمارهم تحت هذا العمر غير معنيين بظاهرة الزواجية ديموغرافيا من خلال نتائج التعدادات المنجزة سنوات 1966، 1977، 1987 و 1998 و المسحين الوطنيين المنجزين سنتي 2002 و 2006 و التي لخصناها في الجدول التالي الحامل لرقم 15.4.

تجدر الإشارة هنا إلى انه تم جمع نسب الأفراد غير العزاب معا مهما كانت حالتهم الزواجية لان الأفراد المتزوجين، المطلقين و الأرمال يمكنهم تشكيل عائلات وفقا لمفهوم العائلة ديموغرافيا داخل الأسر التي ينتمون إليها بشرط وجود أبناء معهم أي بسبب وجود صلة قرابة دموية بين رب العائلة نو الحالة الزواجية متزوج، مطلق أو أرملة و أفراد عائلته (أبناؤه) بُنيت على أساس الزواج حاليا أو سابقا (الطلاق أو الترملة)، كما يمكنهم كذلك تشكيل أسر في حالة توفر شرط الاستقلالية في السكن و الاستقلالية الاقتصادية

هذا من جهة، و من جهة أخرى فان الأفراد المتزوجين، المطلقين و الأرامل يشتركون كلهم في صفة الزوجية أي سبق لهم الزواج و على هذا الأساس فهم يشتركون في نفس كيفية التأثير على التوجه الأسري إلى حد بعيد، أما العزاب فلا يمكنهم تشكيل عائلات كما أنهم أكثر حظا في تغير حالتهم الزوجية من العزوبة إلى الزواج من المطلقين و الأرامل لعدة اعتبارات ديموغرافية و اجتماعية، و على هذا الأساس يكون لهم تأثير مخالف للأفراد الآخرين غير العزاب.

جدول رقم 15.4: توزيع الأفراد البالغة أعمارهم أكثر من 15 سنة حسب الحالة الزوجية و الجنس

السنة	العزاب (%)		غير العزاب (%)		المجموع (%)	
	ذكور	إناث	ذكور	إناث	ذكور	إناث
1966	37,1	21,8	62,9	78,2	100	100
1977	45,2	31,5	54,8	68,5	100	100
1987	51,1	40,1	48,9	59,9	100	100
1998	53,38	44,21	46,62	55,79	100	100
2002	52,9	43,8	47,1	56,2	100	100
2006	51,1	41,6	48,9	58,4	100	100

المصدر: - التعدادات العامة للسكان و السكن : 1966، 1977، 1987 و 1998

- ملف مسح 2002

- ملف مسح 2006

محاولة منا لإثبات وجود علاقة (كما و اتجاها) بين الزوجية كمتغير اعتمادا على نسبة العزاب و نسبة غير العزاب من مجموع الأفراد في الجزائر البالغة أعمارهم أكثر من 15 سنة و متغير نسبة البنية الأسرية الذي يعبر على التوجه الأسري في الجزائر، نوظف معامل الارتباط الخطي بيرسون لدراسة العلاقة بين نسبة البنية الأسرية اسر بسيطة من مجموع الأسر الجزائرية في كل عمل (تعداد و مسح) و بين نسب العزاب وكذا نسب غير العزاب لدى الجنسين ذكور و إناث، كون أن الأسر البسيطة كانت الأكثر تمثيلا بين مجموع الأسر الجزائرية كما تعبر على التوجه نحو نووية الأسر، على أساس نفس المنطق نحسب كذلك معامل الارتباط الخطي بيرسون لكشف اتجاه و قوة العلاقة بين نسب الأسر المركبة من مجموع الأسر الجزائرية في كل عمل كمتغير و كنموذج معبر عن الأسر المركبة من جهة و بين نسب العزاب و نسب غير العزاب لدى الجنسين ذكور و إناث كمتغير ثان من جهة أخرى.

لإتمام حساب معامل الارتباط الخطي بيرسون بين ثنائيات مختلف المتغيرات المذكورة نعتمد على علاقته الإحصائية التي سبق أن استعملناها في العناصر السابقة من هذه الدراسة، بهدف تسهيل و تلخيص الوصول إلى قيمة معامل الارتباط بين كل متغيرين نستعين بالجدول التالية التي وضحنا فيها مختلف الخطوات الحسابية اللازمة لهذه الغاية.

أ- معامل الارتباط الخطي بيرسون بين نسب الأسر البسيطة و نسب العزاب (ذكور- إناث):

تسهيلا و توضيحا لمختلف العمليات الحسابية استعملنا الرموز التالية في الجدول الآتي:

X : نسب الأسر البسيطة من مجموع الأسر الجزائرية حسب نتائج كل عمل (تعداد و مسح)

Y : نسب العزاب حسب نتائج كل عمل من مجموع ذكور الجزائر البالغة أعمارهم أكثر من 15 سنة

Z : نسب العازبات حسب نتائج كل عمل من مجموع إناث الجزائر البالغة أعمارهن أكثر من 15 سنة

السنة	X x Y	X ²	Y ²	X x Z	Z ²
1966	2203,37	3527,17	1376,41	1294,70	475,24
1977	2657,31	3456,26	2043,04	1851,89	992,25
1987	3328,65	4243,22	2611,21	2612,11	1608,01
1998	3792,65	5048,10	2849,42	3141,12	1954,52
2002	3734,74	4984,36	2798,41	3092,28	1918,44
2006	3914,26	5867,56	2611,21	3186,56	1730,56
المجموع	19630,98	27126,68	14289,70	15178,66	8679,02

اعتمادا على المجاميع المتحصل عليها في الجدول أعلاه و المبينة في السطر الأخير منه، و تطبيقها في العلاقة الإحصائية الخاصة بمعامل الارتباط، وجدنا أن قيمة معامل الارتباط بين نسب الأسر البسيطة و نسب العزاب **0,763**، وفقا للنتائج المتوصل إليه يمكن القول بأن المتغيرين يسيران في نفس مسار التطور بحكم ايجابية الناتج أي أن العلاقة بينهما طردية، و فيما يخص قيمة هذه العلاقة كميّا فيمكننا القول بأنها قوية بسبب وقوع ناتج معامل بيرسون في المجال [0,75 ، 1]. بنفس الخطوات الحسابية وجدنا قيمة معامل الارتباط بيرسون بين نسب الأسر البسيطة و نسب العازبات **0,81**، يفهم من هذه القيمة بان المتغيرين يسيران في نفس اتجاه التطور أي أن العلاقة بينهما كذلك طردية، و بخصوص قوة العلاقة كميّا بين المتغيرين محل المتابعة فيمكن القول بوجود علاقة قوية بينها بحكم دنو قيمة المؤشر المحسوب إلى الواحد،

تجدر الإشارة إلى أن العلاقة بين نسب الأسر البسيطة و نسب العزاب الذكور أقوى من العلاقة بين نسب الأسر البسيطة و نسب العازبات الإناث.

من خلال ما تقدم، يمكن القول بأن الارتفاع المتواصل لنسب العزوبة لدى الجنسين الذكور و الإناث بدلالة الزمن أي بدلالة تواريخ انجاز التعدادات و المسحين ابتداء من 1966 إلى غاية 2006 ساهم بشكل كبير في بقاء الأسر البسيطة على حالها و في تحول البنى الأسرية الأخرى غير البنية البسيطة إلى البنية الأسرية البسيطة، أي أن ارتفاع نسب العزوبة في الجزائر يعمل على توجيه الأسر إلى البنية الأسرية البسيطة.

ب- معامل الارتباط الخطي بيرسون بين نسب الأسر البسيطة و نسب غير العزاب (ذكور- إناث):

بنفس الفكرة السابقة، لتوضيح مختلف العمليات الحسابية استعملنا الرموز التالية في الجدول الآتي:

X : نسب الأسر البسيطة من مجموع الأسر الجزائرية حسب نتائج كل عمل (تعداد و مسح)

Y : نسب غير العزاب حسب نتائج كل عمل من مجموع ذكور الجزائر البالغة أعمارهم أكثر من 15 سنة

Z : نسب غير العازبات حسب نتائج كل عمل من مجموع إناث الجزائر البالغة أعمارهن أكثر من 15 سنة

السنة	X x Y	X ²	Y ²	X x Z	Z ²
1966	3735,63	3527,17	3956,41	4644,30	6115,24
1977	3221,69	3456,26	3003,04	4027,12	4692,25
1987	3185,35	4243,22	2391,21	3901,89	3588,01
1998	3312,35	5048,10	2173,42	3963,88	3112,52
2002	3325,26	4984,36	2218,41	3967,72	3158,44
2006	3745,74	5867,56	2391,21	4473,44	3410,56
المجموع	20526,02	27126,68	16133,70	24978,34	24077,02

بعد استعمال المجاميع الهامشية العمودية المبينة في السطر الأخير من الجدول أعلاه بهدف التطبيق العددي في العلاقة الإحصائية الخاصة بحساب معامل الارتباط بيرسون بين المتغيرين نسب غير العزاب و نسب الأسر البسيطة ثم المتغيرين نسب غير العازبات و نسب الأسر البسيطة، وجدنا أن قيمة هذا المؤشر بين نسب غير العزاب و نسب الأسر البسيطة $-0,763$ ، بحكم الوصول إلى نتيجة تحمل الإشارة السالبة فإن العلاقة بين المتغيرين محل المتابعة عكسية أي كلما انخفضت نسبة غير العزاب ارتفعت نسبة الأسر البسيطة أي أن المتغيرين يسلكان مساري تطور متناقضين، و بخصوص قوتها نجد أن قيمة المؤشر

تقع ضمن المجال $[0,75 - , -1]$ و عليه فهي تمتاز بالقوة. أما قيمة معامل الارتباط بيرسون بين المتغيرين نسب غير العازبات و نسب الأسر البسيطة فوجدناها $0,809 -$ ، نترجم هذه النتيجة وجود علاقة عكسية بين المتغيرين بحكم سلبية إشارتها، كما أنها جد قوية بسبب قربها من القيمة (-1) .

من خلال ما تقدم، نستنتج وجود علاقة عكسية بين التغير في نسب الأسر البسيطة من مجموع الأسر الجزائرية و التغير في نسب غير العزاب (ذكور- إناث) من مجموع سكان الجزائر (ذكور- إناث) البالغة أعمارهم أكثر من 15 سنة و بالأخص نسب المتزوجين بحكم أنها النسبة الأكبر من بين الأفراد غير العزاب، أي أن الانخفاض المتواصل في نسب المتزوجين خلال فترة الدراسة عمل على المساهمة في توجه الأسر الجزائرية إلى البنية الأسرية اسر بسيطة.

ج- معامل الارتباط الخطي بيرسون بين نسب الأسر المركبة و نسب العزاب (ذكور- إناث):

اعتمادا لنفس المنهجية السابقة، و توضيحا لمختلف العمليات الحسابية استعملنا الرموز التالية الذكر ولخصنا مختلف الخطوات الحسابية و النتائج في الجدول الآتي:

X : نسب الأسر المركبة من مجموع الأسر الجزائرية حسب نتائج كل عمل (تعداد و مسح)

Y : نسب العزاب حسب نتائج كل عمل من مجموع ذكور الجزائر البالغة أعمارهم أكثر من 15 سنة

Z : نسب العازبات حسب نتائج كل عمل من مجموع إناث الجزائر البالغة أعمارهن أكثر من 15 سنة

السنة	X x Y	X ²	Y ²	X x Z	Z ²
1966	191,81	26,73	1376,41	112,71	475,24
1977	262,16	33,64	2043,04	182,70	992,25
1987	259,08	25,70	2611,21	203,31	1608,01
1998	127,58	5,71	2849,42	105,66	1954,52
2002	201,02	14,44	2798,41	166,44	1918,44
2006	125,71	6,05	2611,21	102,34	1730,56
المجموع	1167,35	112,28	14289,70	873,15	8679,02

استنادا على المجاميع العمودية الملخصة في السطر الأخير من الجدول أعلاه، و توظيفها في العلاقة الإحصائية الخاصة بمعامل الارتباط بيرسون بين المتغيرين نسب العزاب و نسب الأسر المركبة ثم المتغيرين نسب العازبات و نسب الأسر المركبة، تحصلنا على القيمة $0,636 -$ كنتاج لمعامل الارتباط بين نسب العزاب و نسب الأسر المركبة، التي يفهم على ضوءها وجود علاقة عكسية من ناحية اتجاهها بين المتغيرين كون الناتج المتحصل عليه ورد بالإشارة السالبة، أي أن المتغيرين نسب العزاب و نسب الأسر

المركبة يسيران بوتيرتي تغير متنافيتين، إضافة إلى أن قوة العلاقة بينهما متوسطة تقترب إلى القوة بحكم اقتراب الناتج المتوصل إليه إلى القيمة $-0,75$ و بعده عن القيمة $-0,3$. أما معامل الارتباط بين نسب العازبات و نسب الأسر المركبة فوجدناه بالقيمة $0,69$ -، كون المؤشر وُجد بالقيمة السالبة فهذا يعني وجود علاقة عكسية بين المتغيرين، أي أن التغير الحاصل في نسبتيهما يسلك مسارين متنافيين، و فيما يخص قوة العلاقة الجامعة بينهما كميا فهي قوية بحيث تكاد تكون مساوية للقيمة $0,75$ -.

على ضوء قيم معامل الارتباط بيرسون المتحصل عليها بين نسب الأسر المركبة و نسب العزاب الذكور ثم نسب العازبات الإناث، يمكن القول بان الارتفاع المتواصل لنسب العزاب في الجزائر للإناث و الذكور ساهم في انحراف الأسر الجزائرية عن الأسر المركبة خلال فترة الدراسة الممتدة من سنة 1966 إلى غاية سنة 2006.

د- معامل الارتباط الخطي بيرسون بين نسب الأسر المركبة و نسب غير العزاب:

بنفس الفكرة السابقة، و توضيحا لمختلف العمليات الحسابية استعملنا الرموز التالية الذكر ولخصنا مختلف الخطوات الحسابية و النتائج في الجدول الآتي:

X : نسب الأسر المركبة من مجموع الأسر الجزائرية حسب نتائج كل عمل (تعداد و مسح)

Y : نسب غير العزاب حسب نتائج كل عمل من مجموع ذكور الجزائر البالغة أعمارهم أكثر من 15 سنة

Z : نسب غير العازبات حسب نتائج كل عمل من مجموع إناث الجزائر البالغة أعمارهن أكثر من 15 سنة

السنة	X x Y	X ²	Y ²	X x Z	Z ²
1966	325,19	26,73	3956,41	404,29	6115,24
1977	317,84	33,64	3003,04	397,30	4692,25
1987	247,92	25,70	2391,21	303,69	3588,01
1998	111,42	5,71	2173,42	133,34	3112,52
2002	178,98	14,44	2218,41	213,56	3158,44
2006	120,29	6,05	2391,21	143,66	3410,56
المجموع	1301,65	112,28	16133,70	1595,85	24077,02

بهدف الوصول إلى نتيجتي معامل الارتباط الخطي بيرسون، الأولى بين المتغيرين نسب غير العزاب و نسب الأسر المركبة والثانية بين المتغيرين نسب غير العازبات و نسب الأسر المركبة، وظفنا المجاميع العمودية المبينة في السطر الأخير من الجدول أعلاه بتطبيقها عدديا في العلاقة الإحصائية الخاصة بحساب هذا المؤشر، و التي نتج عنها القيمة $0,636$ بين المتغيرين نسب غير العزاب و نسب الأسر

المركبة، تفيد هذه النتيجة بوجود علاقة طردية من حيث اتجاهها و متوسطة تميل إلى القوة (قوية نسبيا) من حيث كميتها بين المتغيرين المذكورين، أما بين المتغيرين نسب غير العازبات و نسب الأسر المركبة فكانت نتيجة معامل الارتباط بيرسون بينهما بالقيمة **0,69** و التي يُفهم منها كذلك وجود علاقة خطية طردية بين نسب المتغيرين المذكورين من الناحية الاتجاهية، ومن ناحية قوتها فيمكن القول بوجود علاقة قوية بينهما.

يُفهم مما سبق، وجود علاقة خطية طردية قوية نسبيا (تميل إلى القوة) بين نسب الأسر المركبة من مجموع الأسر الجزائرية و نسب غير العزاب (ذكور - إناث) من مجموع سكان (ذكور - إناث) الجزائر خلال فترة الدراسة، أي أن الارتفاع المتواصل لنسبة غير العزاب لاسيما المتزوجون منهم أدت إلى المساهمة في رفع نسب الأسر المركبة من مجموع الأسر الجزائرية خلال فترة الدراسة.

بعد الإثبات الإحصائي لوجود علاقة قوية بين المتغير التوجه الأسري في الجزائري بأخذ البنيتين الأسريتين البسيطة و المركبة كنموذج و المتغير الزواجية اعتمادا على نسب العزاب و نسب غير العزاب ذكور و إناث من مجموع الأفراد (ذكور - إناث) البالغين أكثر من 15 سنة، سنحاول الكشف عن هذه العلاقة و توجيهها بين المتغيرات المذكورة اعتمادا على الاستقراء الوصفي للمعطيات الملخصة في الجدول رقم 15.4، بحيث لاحظنا من خلال معطياته أن نسب العزاب و نسب العازبات تتميزان بخط اتجاه عام نحو الارتفاع، إذ ارتفعت نسب العزاب بشكل مستمر و هام جدا بين مختلف التواريخ الموافقة لانجاز مختلف التعدادات، فمثلت 53,38% من مجموع الذكور البالغة أعمارهم أكثر من 15 سنة خلال تعداد 1998 بعدما كانت ممثلة للنسبة 37,1% خلال نتائج تعداد سنة 1966، ثم انخفضت بشكل جد بسيط كليا إلى القيمة 51,1% حسب نتائج مسح سنة 2006، نفس مسار التغير ينطبق تماما على التغير الذي شهدته نسب العازبات من مجموع الإناث البالغة أعمارهن أكثر من 15 سنة، بحيث انتقلت نسبتهن من 21,8% حسب ما نتج عن تعداد سنة 1966 إلى 44,21% وفقا لنتائج تعداد سنة 1998، لتراجع بشكل جد طفيف إلى 41,6% حسب ما نتج عن معطيات مسح سنة 2006، و ما هو جدير بالذكر أن نسب العزاب الذكور جاءت دائما اكبر من نسب العازبات الإناث مهما كانت سنة الملاحظة.

سائر الارتفاع في نسب العزاب عند الجنسين ارتفاع في نسب الأسر البسيطة من مجموع الأسر الجزائرية مع انخفاض مستمر في نسب الأسر المركبة، يمكن إرجاع التوافق في مسار التطور بين نسب الأسر البسيطة و نسب العزاب لدى الجنسين إلى أن أفراد الأسر البسيطة و نقصد بهم الأبناء و البنات يبقون مددا أطول تحت الرعاية الأسرية الأبوية دون زواج، و هذا من شأنه رفع عدد الأسر البسيطة دون غيرها، وهذا التفسير ينطبق تماما و يترجم عكسية العلاقة بين نسب المتزوجين و نسب الأسر البسيطة. يُفهم من هذا التفسير أن الأسر البسيطة تعمل على الحد من رفع نسب الزواج و تشجع أكثر على ارتفاع نسب العزوبة

لدى الجنسين و بالتالي الرفع كميًا من متوسط السن الأول للزواج لدى الجنسين، و عليه مبدئيًا يمكننا القول بأن التوجه الأسري في الجزائر نحو البنية الأسرية البسيطة يعمل على خفض مستويات الخصوبة.

بتركيز الملاحظة على المعطيات الخاصة بنسب غير العزاب من مجموع الأفراد البالغة أعمارهم أكثر من 15 سنة من خلال معطيات الجدول رقم 15.4، نجد أن نسب غير العزاب لدى الذكور تتجه باستمرار نحو الانخفاض بين تواريخ انجاز التعدادات بحيث تراجعت بشكل حاد من 62,9% حسب نتائج تعداد سنة 1966 إلى 46,62% حسب نتائج تعداد سنة 1966، ثم انتعشت نسبيًا بارتفاعها الجزئي إلى 48,9%. فيما يخص الإناث فقد سار التغيير في نسب غير العازبات منهن بمنحى مطابق تمامًا لسيرورة غير العزاب من الذكور من الناحية الاتجاهية، بحيث انخفضت نسبتهم من 78,2% وفقًا لنتائج تعداد سنة 1966 إلى 55,79% حسب نتائج تعداد سنة 1998 لترتفع جزئيًا إلى 58,4% حسب ما ورد من نتائج مسح سنة 2006، ما لوحظ هو ورود نسبة غير العازبات دائمًا أكبر من نسب غير العزاب مهما كان مصدر الملاحظة خلال فترة الدراسة الممتدة من سنة 1966 إلى غاية سنة 2006. ما أثبت إحصائيًا فيما تقدم و ما لوحظ من خلال بيانات الجدول رقم 15.4 وجود توافق تام و تماشي بين خط سيرورة تغيير نسب الأسر المركبة مع خط سيرورة تغيير نسب غير العزاب ذكور و إناث، في المقابل وجود تناقض بين خط سير هذه النسب مع خط مسار تغيير نسب الأسر البسيطة، يمكن إرجاع سبب هذا التوافق في السيرورة التطورية لنسب الأسر المركبة مع نسب غير العزاب أي التماشي مع تطور نسب المتزوجين بحكم أن شريحة المتزوجين تمثل النسبة الأغلب من مجموع غير العزاب إلى أن الأسر المركبة تساعد على رفع معدلات الزواج و ذلك بتشجيع أفرادها (الأبناء) على الإقبال على الزواج بحكم ما يتميز به أفرادها من تكافل و تعاون مادي و معنوي من حيث التكفل المشترك بكلفة الزواج، و كذا المسؤولية المشتركة في الرعاية المادية للأطفال بحيث لا تقع بشكل مباشر و كلي على عاتق الوالد الذي يعد رب عائلة ضمن الأسرة المركبة، و على هذا الأساس ينتشر الزواج بين أوساط أبناء الأسر المركبة بشكل أكبر مقارنة بباقي البنى الأسرية، يُفهم مما تقدم أن الأسر المركبة تعمل على تشجيع الزواج و في سن مبكر نسبيًا مما ينعكس سلبًا على متوسط السن الأول للزواج أي الإنقاص منه كميًا و بالتالي الرفع من مستويات الخصوبة.

بتركيز الملاحظة على العلاقة بين نسب الأسر البسيطة و نسب غير العزاب كميًا و اتجاهيًا، و مسار التغيير في نسبي المتغيرين المذكورين، وجدنا أن العلاقة الجامعة بينهما عكسية و بمساري تغيير متفايين، مما يوحي بأن الأسر البسيطة في الجزائر لا تنتج مباشرة بفعل الزواج و لكنها ناتجة بشكل أساسي من تفكك الأسر المركبة و الموسعة، أي أن الأسر المركبة تعمل بآلية تشجيع الزواج بين أوساط أفرادها (مهما كانت علاقتهم برب الأسرة) ثم تُفكك لاحقًا بمرور الزمن قد يطول أو يقصر لتشكّل مجموعة أسر

بسيطة و بهذا السيناريو تزيد الأسر البسيطة على حساب النقصان في الأسر المركبة، أي أن ظاهرة الزواجية في الجزائر تعمل بشكل غير مباشر في توجيه الأسر نحو البنية الأسرية البسيطة.

5.4.4 - العامل الاقتصادي:

بفعل العلاقة المتبادلة بين الظواهر الديموغرافية و الظواهر الاقتصادية المبنية على أساس التأثير و التأثير بعضها ببعض، فان العامل الاقتصادي المتمثل في الوضع الاقتصادي الذي عاشته الأسر الجزائرية خلال المدة الموافقة لفترة الدراسة و الطموحات الأسرية المبنية على أساس اقتصادي خلال نفس هذه المدة كان له أثر كبير في توجيه الأسر الجزائرية نحو البنية الأسرية أسر بسيطة، فبعدما تم الإثبات إحصائيا و وصفا أن الأسر البسيطة في الجزائر كانت نتاج التفكك الأسري المستمر للأسر الممتدة بالدرجة الأولى و بالأخص المركبة في العنصر السابق عند مناقشة أثر الزواجية على التوجه الأسري في الجزائر، فمن الممكن إرجاع أحد أسباب هذا التفكك إلى العامل الاقتصادي، بحيث استقل أرباب العائلات عن الأسر الممتدة (الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة) و شكلوا أسرا بسيطة سعيا وراء تحقيق الاستقلالية الاقتصادية قصد إعالة الأفراد الذين هم تحت مسؤوليتهم المباشرة و نقصد بهم الزوجة و الأبناء و تغيرت الصفة التي كانوا يحملونها من رب عائلة في أسرهم السابقة إلى رب أسرة في الأسرة الجديدة، و بالتالي الخروج من البيت الأسري الأبوي الأصلي الذي عادة ما يحوي عدد أفراد معتبر كمي و الاستقلال بسكن خاص بأفراد هذه الأسرة فقط، و استغنائهم عن الخدمات الاقتصادية و المعنوية المقدمة من طرف باقي أفراد الأسرة الأصلية و التوجه للعمل في الأنشطة الصناعية و الوظائف التي توفر أجور ثابتة التي تم استحداثها عن طريق تبني الجزائر سياسة المخططات التنموية ذات الطابع الاقتصادي، إضافة إلى التوجه إلى الأنشطة ذات الطابع الخدماتي، ففضت هذه الأنشطة و بالأخص النشاط الصناعي على وظيفة الأسرة الاقتصادية في المجتمع الحضري و تحولت الأسرة فيه إلى وحدات استهلاكية¹.

محاولة منا لإثبات هذا الطرح نوظف البيانات الخاصة بمعدلات الإعالة في الجزائر ابتداء من سنة 1966 إلى غاية سنة 2006 بالتركيز على السنوات الموافقة لانجاز مختلف الأعمال (أي التعدادات و المسحون) استنادا على المعطيات التي تم استسقاؤها من طرف البنك الدولي لمؤشرات التنمية الخاصة بالجزائر، و التي لخصناها في الجدول التالي الحامل لرقم 16.4. هذه المعطيات تعكس تطور معدلات الإعالة الديموغرافية في شكلها العام، و معدلات الإعالة الديموغرافية الجزئية الخاصة بالمسنين أي الأفراد البالغة أعمارهم 65 سنة فما فوق و الخاصة بصغار السن (الشباب) أي الأفراد في الفئة العمرية العريضة [0 ، 14] بالنسبة لمجموع الأفراد في سن العمل أي الواقعة أعمارهم بين العمرين 15 و 64 سنة. تجدر الإشارة إلى أن الإعالة العامة (الكلية) عي عبارة عن مجموع نسبي الإعالة الجزئية.

¹ محمود حسن، رعاية الأسرة، الإسكندرية، دار الكتب الجامعية 1977، ص 15.

جدول رقم 16.4: تطور معدلات الإعالة الديموغرافية العامة و الجزئية في الجزائر من 1966 إلى 2006

السنة	الإعالة العامة (%)	إعالة المسنين (%)	إعالة الشباب (%)
1966	105,22	7,33	97,89
1977	99,22	6,97	92,25
1987	93,73	6,26	87,47
1998	67,65	6,16	61,49
2002	56,02	6,40	49,62
2006	48,61	6,69	41,92

المصدر: البنك الدولي لمؤشرات التنمية

من خلال المعطيات الملخصة في الجدول أعلاه، لاحظنا أن معدل الإعالة الديموغرافية العامة لسنة 1966 بلغ 105,22%، يفسّر تجاوز هذا المعدل القيمة 100% بأن عدد الأفراد المُعالين اكبر من عدد الأفراد المعيلين في الجزائر خلال سنة 1966، عرف هذا المؤشر في شكله العام تراجعاً حاداً و مستمراً عبر مختلف السنوات المعنية بالملاحظة إلى أن وصل القيمة 48,61% سنة 2006، بالنسبة لمعدل الإعالة الديموغرافية الجزئية الخاصة بفئة المسنين فقد تميز بقلته كماً مقارنة بالمعدل العام للإعالة كما شهد خلال تطوره تراجعاً نسبياً من 7,33% سنة 1966 إلى 6,97% خلال سنة 1977 ثم عرف شبه ثبات عبر مختلف سنوات الملاحظة بالرغم من الانخفاض المستمر لمعدل الإعالة الديموغرافية العامة، يمكن إرجاع سبب ثبات معدل الإعالة الخاص بالمسنين رغم الانخفاض المستمر و الحاد في معدل الإعالة العامة إلى الارتفاع المستمر الذي شهده المؤشر أمل الحياة عند الولادة الموضّح في الجدول رقم 15.3 في الفصل الثالث من هذه الدراسة، الذي يترجم تعمير الأفراد في الجزائر لمدد أطول و بالتالي رفع أعداد الأفراد المسنين بالنسبة لسكان الجزائر.

أما معدل الإعالة الديموغرافية الجزئية الخاصة بالفئة العمرية [0 ، 14] فقد تميز بالانخفاض خلال فترة الدراسة بحيث تراجع من 97,89% سنة 1966 إلى 41,92% خلال سنة 2006، إلا انه بقي جد مرتفع خلال كل سنوات الملاحظة مقارنة بنظيره الخاص بالأفراد المسنين، و هذا تصديق للطرح السابق أي أن انفصال أرباب العائلات عن الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة للاستقرار بسكنات خاصة أي تشكيل أسر بسيطة سعياً منهم لإعالة الأفراد الذين هم تحت مسؤوليتهم المباشرة كان احد الأسباب ذات البعد الاقتصادي التي ساهمت في تفكيك الأسر الممتدة بشكل عام و بالتالي إنقاص نسبة تمثيل الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة من مجموع الأسر الجزائرية لصالح ارتفاع تمثيل الأسر البسيطة من مجموع الجزائرية.

خاتمة

تم التركيز في هذا الفصل على تتبع مختلف التطورات الكمية التي مست البنى الأسرية الجزائرية خلال فترة الدراسة الممتدة من 1966 إلى سنة 2006، و التي خلصنا من خلالها إلى أن الأسر الجزائرية تتجه باستمرار نحو البنية الأسرية الأسر البسيطة بشكل جد ملحوظ على حساب الانحراف عن باقي البنى الأسرية الأخرى، كما اثبت إحصائيا وجود اختلاف معنوي و دال إحصائيا في نسب البنى الأسرية بين التاريخين المحددين لفترة الدراسة عند الملاحظة عموديا أي أنها عرفت تغيرات كمية هامة بين تاريخي فترة الدراسة تستدعي التتبع و الدراسة و محاولة الكشف عن مسبباتها، كما اثبت وجود اختلاف معنوي و دال إحصائيا بين نسب مختلف البنى الأسرية في كل عمل (تعداد و مسح) إضافة إلى اختلاف نسب البنية الأسرية الواحدة بين المنطقتين السكنتين الحضرية و الريفية اعتمادا على بعض الاختبارات الإحصائية التي تتماشى و نوعية و شروط البيانات التي جمعها، وتم الاستدلال إحصائيا على وجود الاختلافات و الفروق المذكورة على كامل السنوات البيئية التي تضمنتها فترة الدراسة بهدف تعميم هذه الفروق على امتداد سنوات فترة الدراسة، و بما أن هناك اختلافات جوهرية هامة كميًا بين نسب البنى الأسرية عند كل عمل و ذات تغير مستمر من عمل إلى آخر و مثبتة إحصائيا استوجب منا ذلك الوقوف على أهم العوامل على الأقل التي ساهمت في ذلك.

بعد الاهتمام بمتغير متوسط حجم الأسرة الجزائرية و مختلف العوامل التي ساهمت في تغيراته في الفصل الثالث من هذه الدراسة، تم إدراجه في هذا الفصل بنوع من التفصيل أين اعتمدنا على الأحجام الجزئية بغية التعمق في الدراسة الكمية و دراسة العلاقة التي جمعه بمتغير البنية الأسرية، هذه الدراسة أفرزت وجود علاقة متينة بين حجم الأسر الجزائرية و توجهها الأسري و التي مفادها انه كلما اتجهت الأسر نحو البنية الأسرية اسر بسيطة أدى ذلك إلى الإنقاص كميًا من متوسط حجم الأسرة الجزائرية عموما، بعد التحليل الكمي للمعطيات الخاصة بالبنى الأسرية المقترحة في الدراسة بالبرهنة إحصائيا و التتبع وصفيًا لمختلف التغيرات التي شهدتها تم رصد أهم العوامل و الأسباب التي ساهمت فيها و التي نذكر منها السكن، حجم الأسرة، التحضر، الزواجية و العامل الاقتصادي ذو الصبغة الديموغرافية المتمثل في مؤشرات الإعالة الديمغرافية العامة و الجزئية عند التركيز على إعالة المسنين و إعالة الشباب الواقعة أعمارهم في الفئات العمرية الدنيا، وذلك باستعمال الأساليب الإحصائية الكمية المناسبة لإبراز دور و كيفية تأثير هذه العوامل على التوجه الأسري .

الفصل الخامس

خصائص الأسر و العائلات الجزائرية سنة 2006

1-5 خصائص أرباب الأسر و أرباب العائلات

2-5 البنى الأسرية و التراكيب و العائلية سنة 2006

1.2.5 - النماذج الأسرية و خاصية المنطقة السكنية

2.2.5 - النماذج الأسرية و خاصية الحالة الزوجية

3.2.5 - النماذج الأسرية و خاصية التركيب العمري و النوعي

4.2.5 - النماذج الأسرية و خاصية حجم الأسر

5.2.5 - النماذج الأسرية و خاصية السكن

6.2.5 - النماذج الأسرية و خاصية المستوى التعليمي

7.2.5 - النماذج الأسرية و خاصية المستوى الاقتصادي

مقدمة :

بعد إيضاح كيفية بناء النمذجة الأسرية المزدوجة المقترحة التي استهدفت كل من الأسر و العائلات الجزائرية في الفصل الثاني من هذه الدراسة، بحيث كان المعيار الأساسي في بناء البنى الأسرية المقترحة هو صلة قرابة أفراد الأسرة برب أسرته، في حين كان المعيار الأساسي في بناء التراكيب العائلية الخاصة بالأسر هو علاقة رب العائلة (أو أرباب العائلات) برب الأسرة و الذي بدوره يحمل صفة رب عائلة. بعد متابعة التطور الحاصل في البنى الأسرية من الناحية الكمية ابتداء من سنة 1966 كونه التاريخ الموافق لأول تعداد في تاريخ الجزائر المستقلة إلى غاية سنة 2006 الموافق لانجاز المسح الوطني المتعدد المؤشرات في الفصل السابق من هذه الدراسة، سنحاول في هذا الفصل الكشف على مختلف خصائص الأسر و العائلات الجزائرية و ذلك بعد تجهيز قاعدة البيانات التي وفرها ملف المسح الوطني المتعدد المؤشرات 2006 للدراسة و نقصد بذلك الملف الخاص بالأسر، بحيث سنحاول استخراج مجمل خصائص المتغيرات التي تخص الأسر و العائلات الجزائرية المترجمة لمختلف الخصائص الديموغرافية، الاجتماعية و حتى الاقتصادية، عن طريق القراءة الوصفية لبيانات الجداول البسيطة و المركبة المستخرجة من البيانات مصدر المعطيات بهدف كشف خصائص الأسر و العائلات عموما و كشف الفروقات بين مختلف البنى الأسرية و بين مختلف التراكيب العائلية، و بحكم أن الدراسة استندت على العينة المستهدفة في المسح سنعمل على توظيف الأساليب الإحصائية المناسبة التي تمكننا من تعميم المؤشرات التي تعكس خصائص الأسر و العائلات على سائر الأسر الجزائرية.

سنعمل على التركيز على مجموعة الخصائص الأسرية الدالة على مجموعة المتغيرات التي أثبتت مجمل الدراسات الديموغرافية ارتباطها الوثيق بالخصوبة أي كل أو أهم المتغيرات التي يتم الاعتماد عليها في تفسير التغير في المستوى الخصوبي، ثم محاولة الكشف عن العلاقة بين مجمل هذه المتغيرات و متغيري البنية الأسرية و التركيبية العائلية أي إبراز اثر التوجه الأسري في الجزائر على هذه المتغيرات اعتمادا على الأساليب الإحصائية الملائمة.

1-5 خصائص أرباب الأسر و أرباب العائلات:

بهدف تجهيز ملف الأسرة للدراسة، الذي يحتوي على بيانات 29008 أسرة و 171052 فردا تماشيا مع ما يخدم موضوع دراستنا، أضفنا مجموعة متغيرات جديدة لم تكن موجودة سابقا في ملف المسح الوطني المتعدد المؤشرات المنجز من طرف الديوان الوطني للإحصائيات، المتغيرات التي تمت إضافتها تتعلق أساسا بمتغيري الأسرة و العائلة كون أن المسح أغفل المتغيرين المذكورين بسبب أن البحث فيهما لم يكن من بين أهمياته و أولوياته، بحيث جاء مركزا على المتابعة الصحية للأطفال و الأمهات بصورة أساسية. سبق و أن وضحنا بشكل مفصل في الفصل الثاني من هذه الدراسة كل المتغيرات المضافة في الملف الجزئي الخاص بالأسر الذي يعد من بين الملفات التي وفرها المسح، تتلخص المتغيرات المدرجة في ملف المسح فيما يلي:

- متغير الوضعية رب الأسرة الذي يحمل الدليل 1
- متغير الوضعية زوجة رب الأسرة الذي يحمل الدليل 2
- متغير الوضعية رب العائلة الذي يحمل الدليل 3
- متغير الوضعية زوجة رب العائلة الذي يحمل الدليل 4
- متغير البنية الأسرية الذي يحمل المداليل من 1 إلى 7
- متغير التركيبة العائلية الذي يحمل المداليل من 0 إلى 6

بعد أن أصبح الملف جاهزا للدراسة، و التحقق تقنيا من البيانات المدرجة المتعلقة بالمتغيرات المذكورة أعلاه، أصبح بالإمكان استغلال قاعدة البيانات و استخراج كل الجداول الإحصائية بنوعيتها البسيطة و المركبة التي تتماشى مع الموضوع، و التي بدورها تعد ممهدة للقيام بمختلف الاختبارات الإحصائية التي تخدم الأهداف المسطرة و المرجوة من الدراسة. من بين الجداول المستخرجة، الجدول التالي الذي يبين عدد الأسر التي استهدفها المسح و عدد العائلات المنتمية إليها.

جدول 1.5: عدد أرباب الأسر، أرباب العائلات و زوجاتهم

العدد	الصفة
29008	رب الأسرة
25062	زوجة رب الأسرة
4136	رب العائلة
3101	زوجة رب العائلة

يتضح من خلال الجدول أعلاه أن المسح الوطني المتعدد المؤشرات المنجز سنة 2006 من طرف الديوان الوطني للإحصائيات قد استهدف 29008 أسرة كوحدات بحث، كون أن كل فرد مبحوث يحمل الصفة رب أسرة يعبر عن أسرة، في حين بلغ عدد زوجات أرباب الأسر 25060، من الملاحظ أن عدد أرباب الأسر لم يأت مساويا لعدد زوجات أرباب الأسر و يمكن إرجاع عدم التساوي بينهما إلى أن بعض الأسر لا تحوي زوجات أرباب الأسر بسبب أن البنيتين الأسريتين الأسر ذات الفرد الواحد و الأسر عديمة التركيبية العائلية لا تحوي أصلا الفرد الحامل لصفة زوجة رب الأسرة بين تشكيلة الأفراد المكونين لها و ذلك لانعدام رابطة الزوجية بين أفرادها، إضافة إلى أن بعض الأسر مهما كانت بنيتها الأسرية غير البنيتين المذكورتين قد تكون الحالة الزوجية الخاصة برب الأسرة المسؤول عنها مطلق، أرمل أو أعزب، كما يمكن أن يكون رب الأسرة نفسه من جنس أنثى مهما كانت حالتها الزوجية، و سنتعرض لهذه الفكرة بنوع من التفصيل في العناصر القادمة.

أما عدم تساوي عدد أرباب العائلات مع عدد زوجات أرباب العائلات فمرده إلى أن العائلة ليس من الضروري أن تحوي الزوج و الزوجة معا مع أو بدون أولاد، فوفقا للتعريف الديموغرافي للعائلة المقدم في الفصل الأول من هذه الدراسة فمن الممكن أن تتشكل العائلة من أب و أم مع أو بدون وجود أولاد، كما يمكن أن تتشكل العائلة من أب أو أم مع إمكانية أن تكون الحالة الزوجية لرب العائلة (أم أو أب) أرمل أو مطلق تحت طائلة شرط وجود أولاد، للإشارة المقصود بالعائلات عند إضافة صفتي رب العائلة و زوجة رب العائلة في الجدول أعلاه هي العائلات الثانوية المنتمية إلى الأسر المستهدفة في المسح. إذن فالحالة الزوجية لرب الأسرة و لرب العائلة هي التي شكلت الفارق العددي بين أرباب الأسر و أرباب العائلات ككم مقارن و زوجاتهم مقارن به، و غلّبت عدد أرباب الأسر و عدد أرباب العائلات على عدد زوجاتهم.

فيما يخص العدد الإجمالي للعائلات الرئيسية والثانوية التي استهدفها المسح، فيمكن التوصل إليه بعد طرح عدد الأسر المشكلة للبنيتين الأسريتين الأسر ذات الفرد الواحد و الأسر عديمة التركيبية العائلية من المجموع الكلي للأسر المستهدفة، كون أن كل أسرة من بين أسر غير البنيتين المذكورتين تشكل عائلة ضمينا و هي العائلة الرئيسية تحت المسؤولية الاقتصادية المباشرة لرب الأسرة و التي بدورها تحوي رب الأسرة و زوجته مع أو بدون أولاد عزاب أو تحوي رب الأسرة بشرط عدم عزوبيته مع أولاده العزاب، أي أن كل أسرة من بين أسر هذه البنى الأسرية تحوي على الأقل عائلة واحدة. طرحنا عدد الأسر عديمة التركيبية العائلية من مجموع الأسر المستهدفة على أساس أنها لا تشكل عائلات وفقا للتعريف الديموغرافي لمصطلح العائلة بسبب انعدام رابطة الزوجية بين أفرادها، أما الأسر ذات الفرد الواحد فقد تم طرح عددها من مجموع الأسر لان الفرد المقيم بمفرده في مسكن مستقل لا يشكل عائلة مهما كانت حالته الزوجية، ناتج

الطرح البالغ 28341 أسرة المتحصل عليه اعتمادا على معطيات الجدول رقم 7.5 الذي يوضح توزيع الأسر حسب البنى الأسرية هو نفسه عدد العائلات الرئيسية يُضاف إليه عدد العائلات الثانوية المنتمية إلى الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة أو ذات البنية أخرى البالغ عددها 4136 و المعبر عنها بأرباب العائلات في الجدول أعلاه رقم 1.5، بهذه العملية نجد أن إجمالي العائلات التي استهدفت في هذا المسح عددها 32477 عائلة. هذه العائلات الثانوية مقسمة حسب رابطة القرابة لرب العائلة الممثل لها مع رب الأسرة المنتمية إليها كما يبينه الجدول التالي رقم 2.5 المستخرج من ملف المسح مصدر المعطيات.

جدول 2.5: توزيع العائلات الثانوية حسب صلة القرابة برب الأسرة

رب العائلة		صلة القرابة برب الأسرة
النسبة (%)	العدد	
76,45	3162	ابن
2,44	101	زوج (ة) البنت
0,10	4	حفيد (ة)
15,38	636	أب أو أم
0,10	4	أب (أم) الزوجة
4,69	194	أخ (أخت)
0,31	13	زوج (ة) الأخ (ت)
0,10	4	عم أو خال (ة)
0,02	1	ابن الأخ، ابن الأخت
0,12	5	رابطة أخرى
0,27	11	متبنى
0,02	1	بدون رابطة
100	4136	المجموع

يظهر من خلال الجدول أعلاه رقم 2.5 أن اغلب العائلات الثانوية أي الأنوية ذات اتجاه متنازل حسب منزلة رابطة قرابتها من رب الأسرة المنتمية إليها و الممثلة من طرف أرباب عائلات يحملون الصفات ابن، زوج البنت، حفيد، ابن متبنى، ابن الأخ و ابن الأخت بالنسبة لرب الأسرة، بحيث سجلت هذه العائلات مجتمعة النسبة 79,28% من مجموع العائلات الثانوية، كما تجدر الإشارة إلى أن العائلات

الثانوية الابنية أي عائلات أبناء أرباب الأسر قد مثلت النسبة الأغلب مقارنة بباقي العائلات الثانوية مهما كان اتجاهها، و ذلك بتسجيلها النسبة 76,45% من مجموع العائلات الثانوية.

جاءت نسبة الأنوية الثانوية المتصاعدة في المرتبة الثانية بتسجيلها مجتمعة النسبة 15,58%، نقصد بالعائلات الثانوية المتصاعدة كل العائلات الثانوية المنتمية للأسر الموسعة من النموذج الثاني أو الأسر المركبة الممتلئة من طرف أب، أم، جد، أب الزوجة، عم أو خال رب الأسرة، و من الملاحظ أن عائلات آباء و عائلات أمهات أرباب الأسر مثلت النسبة الأغلب مقارنة بباقي العائلات الثانوية المتصاعدة و ذلك بتسجيلها 15,38%. أما العائلات الثانوية العرضية بالنسبة لمنزلتها من رب الأسرة أي العائلات المسؤول عنها أخ، أخت، زوج أخت أو زوجة أخ رب الأسرة و المنتمية في نفس الوقت إلى أسر موسعة من النموذج الثاني أو أسر مركبة فمثلت مجتمعة 5% من مجموع العائلات الثانوية.

في حين لم تمثل باقي العائلات الأخرى المسؤول عنها أفراد ذوي قرابات أخرى بالنسبة لأرباب الأسر غير القرابات المذكورة سابقا و العائلات الثانوية الواقعة تحت مسؤولية أفراد منتمين إلى الأسر و لكن لا تجمعهم أي صلة قرابة برب الأسرة المنتمين إليها إلا نسبا جد ضئيلة كادت تنعدم، بحيث سجلنا على الترتيب النسبتين 0,12% و 0,02% من مجموع العائلات الثانوية.

بشكل عام، من خلال ملاحظة البيانات الملخصة في الجدول أعلاه وجدنا أن التوزيع النسبي لعدد العائلات الثانوية المنتمية إلى الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة حسب اتجاهها أي حسب منزلة رب أب العائلة من رب الأسرة له علاقة وطيدة بصلة القرابة الدموية التي تجمع أرباب الأسر بأرباب العائلات التي تحويها، بحيث وجدنا أن عدد العائلات الثانوية المتنازلة المشكلة من طرف الأبناء (ابن رب الأسرة) أكبر بكثير من نظيرتها التي يشكلها النسباء (زوج ابنة رب الأسرة)، كما أن العائلات الثانوية العرضية التي يشكلها إخوة أرباب الأسر أكبر و بشكل هام جدا من عدد العائلات الثانوية التي يشكلها أزواج أخوات أربابا لأسر. و كذلك جاء عدد العائلات الثانوية المتصاعدة التي يشكلها آباء و أمهات أرباب الأسر أكبر بكثير من عدد العائلات الثانوية التي يشكلها آباء أو أمهات زوجات أرباب الأسر، نستنتج من هذه النسب ما يلي:

- يمكن إرجاع سبب التفاوت الكبير جدا من الناحية الكمية بين عدد العائلات الثانوية المسؤول عنها أرباب عائلات تربطهم صلة قرابة دموية برب الأسرة و عدد العائلات الثانوية المسؤول عنها أرباب عائلات ذو صلات مصاهرة برب الأسرة إلى ميزة و تقاليد المجتمع الجزائري بحيث في غالب الأحيان تغادر المرأة البيت الأسري عند زواجها مباشرة، بحيث تغادر البنت أي ابنة رب الأسرة البيت الأسري الأبوي عند زواجها مباشرة لتستقر بمسكن خاص وبذلك تشكل أسرة بسيطة، أو تقطن

مع أسرة زوجها لتشكل عائلة ضمن الأسرة المستقبلية و بهذا الانتقال تشكّل أسرة موسعة أو أسرة مركبة. نفس الفكرة تنطبق تماما على الأخت أي أخت رب الأسرة عند زواجها بمغادرة البيت الأسري.

- أغلب الأسر الجزائرية تمثل في نفس الوقت عائلات لان كل عائلة هي أسرة تحت قيد الاستقلالية الاقتصادية، و ذلك بمقارنة عدد الأسر بعدد العائلات بحيث نجد أن عدد الأسر أكبر و بشكل جد ملحوظ من عدد العائلات، هذا من جهة و من جهة أخرى نجد نسبة الأسر التي تحوي عائلة واحدة بوجود أو عدم وجود أفراد خارجين عن العائلة قدرها 84,83% من مجموع الأسر الجزائرية، في حين تمثل الأسر التي تحوي أكثر من عائلة واحدة 12,56% من مجموع الأسر الجزائرية استنادا إلى معطيات الجدول رقم 7.5 الخاص بتوزيع الأسر حسب البنى الأسرية.

- اغلب أرباب الأسر الجزائرية الموسعة و الأسر المركبة هم الآباء أي من يحملون صفة الأصول من بين الأفراد المشكلين للأسرة الواحدة و ليسوا الأبناء أو من يحملون صفة الفروع من بين الأفراد المشكلين للأسرة الواحدة، يمكن إرجاع ذلك إلى سببين الأول مادي و الثاني معنوي. السبب المادي يُترجم بتبعية الأبناء الإقتصادية لآبائهم لأن مفهوم رب الأسرة قائم على معيار النفقة الإقتصادية اتجاه أفراد أسرته لان الأسرة ديموغرافيا هي مجموعة أفراد موحدين اقتصاديا و سكنيا. أما السبب المعنوي فمرده إلى تصريح الأبناء حتى و إن كان احدهم هو المسؤول على الإنفاق الإقتصادي بأن الآباء هم أرباب الأسر و قارا لهم و تعظيما لمكانتهم.

- وجود عائلات ثانوية داخل أوساط الأسر المركبة و الأسر الموسعة من النموذج الثاني تحت إعالة أفراد متبنين أو ذوي صلات قرابة أخرى أو بدون صلة قرابة برب الأسرة و لو بنسبة منخفضة في المجتمع الجزائري، تحت التبعية و النفقة الإقتصادية للأسر المستضيفة، يعكس وجود نوع من التضامن الإجتماعي في الأوساط الجزائرية، تتبلور و تصدق هذه الفكرة بصورة أكثر وضوحا في حالة العائلات الثانوية عديمة القرابة برب الأسرة.

تأكيدا لمدى صدق الطرح السابق و الاستنتاجات المذكورة أعلاه، نوظف الجدولين التاليين المركبين المستخرجين من الملف مصدر الدراسة، الذين لخصنا فيهما خصائص أرباب العائلات أي العائلات الثانوية حسب المتغيرات التالية صلة قرابة رب العائلة برب الأسرة المنتمي إليها، جنس رب العائلة و الحالة الزوجية لرب العائلة.

جدول 3.5: توزيع العائلات الثانوية حسب صلة القرابة برب الأسرة و جنس رب العائلة

رب العائلة						صلة القرابة برب الأسرة
النسبة (%)	المجموع	النسبة (%)	إناث	النسبة (%)	ذكور	
100	3162	14,99	474	85,01	2688	ابن
100	101	23,76	24	76,24	77	زوج (ة) البنت
100	4	25,00	1	75,00	3	حفيد (ة)
100	636	69,18	440	30,82	196	أب أو أم
100	4	25,00	1	75,00	3	أب (أم) الزوجة
100	194	33,51	65	66,49	129	أخ (أخت)
100	13	53,85	7	46,15	6	زوج (ة) الأخ (ت)
100	4	25,00	1	75,00	3	عم أو خال (ة)
100	1	0,00	0	100,00	1	ابن الأخ، ابن الأخت
100	5	80,00	4	20,00	1	رابطة أخرى
100	11	18,18	2	81,82	9	متبنى
100	1	0,00	0	100,00	1	بدون رابطة
100	4136	24,64	1019	75,36	3117	المجموع

بعد ملاحظة البيانات الملخصة في الجدول أعلاه رقم 3.5، يتضح إجمالاً أن أغلب العائلات الثانوية التي تحت مسؤولية أرباب عائلات من جنس الذكور و ذلك بتسجيلهم النسبة 75,36% من مجموع أرباب العائلات مقابل 24,64% من مجموع أرباب العائلات الثانوية المسؤول عنها أفراد من جنس الإناث، و هذا تأكيد للطرح السابق. بتركيز الملاحظة على العائلات الثانوية التي مثلت نسبة معتبرة حسب صلة القرابة برب الأسرة اعتماد على معطيات الجدول رقم 2.5، أي العائلات الثانوية تحت مسؤولية أبناء، إخوة، آباء و أمهات، أزواج أخوات، زوجات إخوة أرباب الأسر، نجد أن 85,01% من مجموع العائلات الثانوية الابنية تحت إعاله أبناء أرباب الأسر فلم تمثل سوى 14,99% من مجموع العائلات الابنية. في نفس الوقت وردت نسبة العائلات المسؤول عنها إخوة أرباب الأسر بالقيمة 66,49% من مجموع العائلات الأخوية أما العائلات الثانوية المسؤول عنها أخوات أرباب الأسر فمقدارها 33,51%.

في حين وجدنا العكس بالنسبة للعائلات الثانوية المسؤول عنها آباء و أمهات أرباب الأسر و كذا العائلات الثانوية ذات الطابع العرضي المسؤول عنها أزواج أخوات و زوجات إخوة أرباب الأسر أي أن العائلات الثانوية الخاصة بالأفراد الحاملين لهذه الصفة من صلات القرابة برب الأسرة تحت مسؤولية الإناث أكبر كميًا من نظيرتها المسؤول عنها الذكور، بحيث وجدنا أن نسبة العائلات تحت إعالة الأمهات قدرها 69,18% من مجموع العائلات الأبوية و هي أكبر و بكثير مقارنة من نسبة نظيرتها المسؤول عنها الآباء ذات المقدار 30,82% من مجموع العائلات الأبوية، كما وردت نسبة عائلات زوجات إخوة أرباب الأسر أكبر من نسبة العائلات الثانوية المسؤول عنها أزواج أخوات أرباب الأسر بحيث مثلنا على الترتيب 53,85% و 46,15%. يمكن إرجاع سبب الكبر العددي للعائلات الثانوية المسؤول عنها أفراد من جنس الإناث ذو هذه الصلات القرابية برب الأسرة مقارنة بالذكور إلى الحالة الزوجية للإناث ربات العائلات بحيث نجد أن أغلبهن إما مطلقات أو أرامل و هذا ما تؤكد المعطيات الملخصة في الجدول أدناه رقم 4.5، تجدر الإشارة إلى أن عدد هذا النوع من العائلات الثانوية يُعتبر جد ضئيل كميًا مقارنة بعدد العائلات الثانوية الابنية.

جدول 4.5: توزيع أرباب العائلات حسب صلة القرابة برب الأسرة، جنس و الحالة الزوجية

رب العائلة									صلة القرابة برب الأسرة
أرمل (%)			مطلق (%)			متزوج (%)			
المجموع	أنثى	ذكر	المجموع	أنثى	ذكر	المجموع	أنثى	ذكر	الجنس
100	95,83	4,17	100	93,92	6,08	100	0,71	99,29	ابن
100	100	0	100	100	0	100	1,28	98,72	زوج (ة) البنت
0	0	0	100	100	0	100	0	100	حفيد (ة)
100	96	4	100	100	0	100	8,72	91,28	أب أو أم
100	100	0	0	0	0	100	0	100	أب (أم) الزوجة
100	100	0	100	96,23	3,77	100	0,78	99,22	أخ (أخت)
100	100	0	100	100	0	100	14,29	85,71	زوج (ة) الأخ (ت)
100	100	0	0	0	0	100	0	100	عم أو خال (ة)
0	0	0	0	0	0	100	0	100	ابن الأخ، ابن الأخت
100	100	0	100	100	0	100	0	100	رابطة أخرى
0	0	0	100	100	0	100	0	100	متبنى
0	0	0	0	0	0	100	0	100	بدون رابطة
100	96,11	3,89	100	94,47	5,53	100	1,25	98,75	المجموع

أما المعطيات الملخصة في الجدول أعلاه رقم 4.5، فيتضح من خلالها إجمالاً أن أغلب أرباب العائلات الثانوية الذين يحملون صفة الحالة الزوجية متزوجون هم من جنس الذكور بشكل مطلق بحيث بلغت نسبتهم 98,75% من مجموع أرباب العائلات المتزوجين مقابل 1,25% كنسبة لربات العائلات المتزوجات من مجموع أرباب العائلات المتزوجين. نظير لهذا التفاوت الهام بين الجنسين من مجموع أرباب العائلات المتزوجين المتجه لصالح جنس الذكور نجد العكس تماماً بالنسبة لأرباب العائلات الحاملين لصفة مطلق أو أرمل كحالة زوجية بين الجنسين الذكور و الإناث من حيث اتجاهه و لكنه تقريباً نفسه من الناحية الكمية، بحيث وجدنا أن الأغلبية المطلقة من مجموع أرباب العائلات الحاملين لصفة مطلق و أرمل هم من جنس الإناث، إذ بلغت نسبة ربات العائلات المطلقات 94,47% من مجموع أرباب العائلات المطلقين في المقابل لم يمثل أرباب العائلات الذكور المطلقين سوى النسبة 5,53%، و فيما يتعلق بأرباب العائلات ذوي الحالة الزوجية أرمل فقد مثلت الإناث منهم النسبة 96, 11% نظير ذلك لم تبلغ نسبة الذكور منهم سوى النسبة 3, 89%.

و بملاحظة البيانات الملخصة في الجدول أعلاه رقم 4.5 بنوع من التفصيل أي نسب أرباب العائلات عند كل حالة زوجية الخاصة بكل صلة قرابة برب الأسرة على حدى نجد التباين نفسه و بنفس الحدة في نسب أرباب العائلات بين الجنسين الذكور و الإناث بالنسبة للحالات الزوجية الثلاثة، فعلى سبيل المثال لا الحصر مثل الذكور من مجموع أرباب العائلات الابنية المتزوجين النسبة 99,29% مقابل ذلك كادت تنعدم نسبة بنات أرباب الأسر من مجموع أرباب العائلات المتزوجين إذ لم تمثل سوى 0,71%، أما العائلات الثانوية المسؤول عنها إخوة أرباب الأسر المتزوجون فنجد أن الذكور يمثلون منهم نسبة 99,22% أما الإناث أي أخوات أرباب الأسر فلم يمثلن سوى النسبة 0,78%، و هذا ما يؤكد الطرح السابق القائل بان الإناث في الأسر الجزائرية مهما كانت صلتهم برب الأسرة فإنهن في الغالب يغادرن البيت الأسري عند زواجهن للانتقال إلى بيت الزوج أو إلى بيت أهل الزوج، بالرغم من ضالة نسبة العائلات الثانوية المسؤول عنها بنات و إخوة أرباب الأسر المتزوجات فإنها تعد مؤقتة و لها قابلية كبيرة للنقصان أكثر فأكثر، بحيث وجدنا عند تتبع متغير صلة القرابة برب الأسرة في ملف المسح الخاص بالدراسة أن كل بنات و إخوة أرباب الأسر المتزوجات يمثلن أفرادا ضمن البيت الأسري دون وجود أزواجهن بسبب انتقال الأزواج إلى أماكن أخرى لعدة أسباب منها اقتصادية و اجتماعية و تعذر انتقال الزوجات و الأبناء معهم.

تجدر الإشارة إلى أن أزواج بنات الأسر الحاملين لصفة رب عائلة أي المشكلين لعائلات ثانوية ضمن الأسر المنتمين إليها كلهم يحملون صفة الحالة الزوجية متزوج و انعدمت نسبتهم كذكور في الحالتين الزوجيتين أرمل و مطلق، هذا يفسر بان زوج البنت في المجتمع الجزائري يغادر بيت أب زوجته الممثل

رب الأسرة مباشرة بعد انتهاء رابطة المصاهرة بينهما سواء بالطلاق أو بالترمل، إضافة إلى ذلك نجد أن عدد العائلات الثانوية المسؤول عنها أزواج بنات أرباب الأسر جد ضئيلة كليا مقارنة بعدد العائلات الثانوية المسؤول عنها أبناء أو إخوة أرباب الأسر فحسب معطيات الجدول رقم 3.5 نجد أن عددها 77 عائلة لزوج البنت مقابل 2668 عائلة ابن.

و بتركيز الملاحظة على أرباب العائلات الثانوية الحاملين لصفة مطلق أو أرمل كحالة زواجية ضمن الأسر المستهدفة وجدنا أن الأغلبية المطلقة منهم من جنس الإناث بحيث مثلت الإناث من مجموعهم على التوالي النسبتين 94,47% و 96,11%. حسب صلة القرابة بررب الأسرة، نجد أن بنات أرباب الأسر المطلقات المشكلات لعائلات ثانوية تمثلن 93,92% من مجموع أرباب العائلات الابنية للمطلقين، أما بنات أرباب الأسر الأرامل المشكلات لعائلات ثانوية فتمثلن 95,83% من مجموع أرباب العائلات الابنية الحاملين لصفة الأرملة، في المقابل لم يمثل الأبناء الذكور من مجموع أرباب العائلات الثانوية الابنية للمطلقين و الأرامل سوى 6,08% و 4,17% على الترتيب، أما أخوات أرباب الأسر الحاملات لصفة مطلقة و أرملة و المشكلات لعائلات ثانوية أخوية فمثلن النسبتين 96,23% و 100% على التوالي من مجموع أرباب العائلات الثانوية الأخوية المسؤول عنها مطلقون و أرامل، نظير ذلك لم تمثل العائلات الثانوية الأخوية للذكور إلا 3,77% من مجموع أرباب العائلات المطلقة و انعدم وجودهم نهائيا بين أرباب العائلات المترملين. و بخصوص نسب العائلات الثانوية التي مثلتها أمهات أرباب الأسر المطلقات و الأرامل فبلغت على الترتيب 100% و 96% من مجموع العائلات الثانوية الأبوية المسؤول عنها مطلقون و أرامل، مقابل ذلك انعدمت نسبة العائلات الثانوية المسؤول عنها أفراد ذكور مطلقين يحملون صفة أب رب الأسرة، أما ذوي الحالة الزوجية أرملة فقد مثلوا النسبة 4% من مجموع العائلات الثانوية الأبوية للمطلقين.

يُفهم عموما من النسب السابقة التقديم، أن وجود عائلات ثانوية مسؤول عنها إناث ضمن الأسر الجزائرية يرتبط و يرجع بدرجة كبيرة إلى الحالة الزوجية، فبمجرد تحول الحالة الزوجية لابنة، أخت رب الأسرة من الزواج إلى الترملة أو الطلاق تعود إلى البيت الأسري الأصلي لها لتصبح هي و أبنائها كأفراد ضمن الأسرة المستقبلية و بذلك تتشكل نواة (عائلة) ثانوية ضمن هذه الأسرة.

بعد التركيز على توزيع أرباب العائلات الثانوية المستهدفة في المسح مصدر المعطيات حسب متغيرات الجنس، الحالة الزوجية و صلة قرابة رب العائلة الثانوية بررب الأسرة المنتمي إليها بنوع من التفصيل، سنحاول رصد توزيع أرباب الأسر، أرباب العائلات الثانوية و أزواجهم حسب متغير الجنس بشكل عام، و ذلك بغاية دعم الطرح السابق الخاص بأرباب العائلات من ناحية الجنس من جهة، و من جهة أخرى لمناقشة فكرة وجود أرباب أسر في المجتمع الجزائري من جنس أنثى. لبلوغ الهدفين المذكورين

وظفنا الجدول المركب التالي الحامل لرقم 5.5 الجامع بين متغيري صفة الأفراد المعنيين و متغير الجنس لنفس الأفراد، و الذي استخرجناه من ملف المسح مصدر المعطيات، بحيث لخصنا فيه البيانات الخاصة بأرباب الأسر و زوجاتهم، أرباب العائلات و زوجاتهم حسب متغير جنس الأفراد ذوي الصفات المذكورة في الأسر الجزائرية.

جدول 5.5: توزيع أرباب الأسر، أرباب العائلات الثانوية و أزواجهم حسب الجنس

المجموع	الجنس (%)		الصفة
	أنثى	ذكر	
100	11,69	88,31	رب الأسرة
100	99,62	0,38	زوجة رب الأسرة
100	24,64	75,36	رب العائلة
100	100	0	زوجة رب العائلة
100	52,97	47,03	المجموع

من خلال البيانات الملخصة في الجدول أعلاه يتضح أن نسبة الإناث (52,97%) من مجموع الأفراد ذوي الصفات الواردة في الجدول أعلاه أكبر جزئيا مقارنة مع نظيرتها (47,03%) التي مثلها الذكور غير أنها لا تعكس الغايات المرجوة من إدراج هذا الجدول دون التركيز على البيانات الواردة فيه بشكل أكثر تفصيلا.

عند ملاحظة البيانات الواردة في الجدول أعلاه بشكل مستقل أي كل نسب الأفراد عند كل صفة و كل جنس على حدى، وجدنا أن اغلب أرباب الأسر الجزائرية و أرباب العائلات الثانوية المنتمية إليها من جنس الذكور، بحيث يمثل الذكور نسبة 88,31% من مجموع أرباب الأسر الجزائرية كما يمثلون نسبة 75,36% من مجموع أرباب العائلات الثانوية، في المقابل مثلت الإناث نسبة 11,69% من مجموع أرباب الأسر الجزائرية و نسبة 24,64% من مجموع أرباب العائلات الثانوية وفيما يتعلق بجنس أزواج أرباب الأسر فمثلت الإناث منهم النسبة الأغلب بشكل مطلق قدرها 99,62% في حين كادت تنعدم نسبة أزواج أرباب الأسر من جنس الذكور بحيث لم يمثلوا سوى النسبة 0,38%، أما أزواج أرباب العائلات فكلهم كانوا من جنس الإناث، يفهم من هذه النسب ما يلي:

- وجود نسبة تبدو كميا معتبرة من الأسر الجزائرية تحت المسؤولية المطلقة للنساء قدرها 11,69%، مرده بالدرجة الأولى إلى الحالة الزوجية لهذه النسوة، بحيث بعد تحمل الزوجة أو تعرضها للطلاق تصبح الأسرة تحت المسؤولية الاقتصادية المباشرة لزوجة رب الأسرة المتوفى، أي بعد الغياب النهائي للزوج عن الأسرة.
- وجود نسبة حتى و إن كانت جد ضئيلة 0,38% من الأسر الجزائرية تحت مسؤولية نساء بالرغم من وجود الأزواج بالمسكن، و لكن هذه المسؤولية ليست بالشكل مطلق، بحيث حتى و إن كانت اقتصادية نظرا للحالية للفردية للزوج و الزوجة بحيث تكون الزوجة مشغلة أما الزوج في اغلب هذه الحالات يكون غير ذلك - و سنعالج هذه الفكرة بشكل مفصل في الفقرات القادمة الخاصة بالحالة الفردية- لكن هذه المسؤولية ليست غير معنوية حتى و إن كانت اقتصادية، بحيث تبقى الأسرة الجزائرية تحت مسؤولية الزوج حتى و إن كانت مسؤوليته معنوية على أسرته و هذه أحد خصائص الأسرة الجزائرية، و لكن لاقتران صفة رب الأسرة بالنفقة الاقتصادية أدلت المبحوثات بأنهن يمثلن ربات الأسر بحكم الحالة الفردية لهن. أما ارتفاع نسبة الرجال من مجموع أرباب الأسر بشكل جد هام و جد ملحوظ (99,62%) فهي تؤكد هذه الخاصية، أي أن المسؤولية الاقتصادية و المعنوية في نفس الوقت على الأسر بيد الرجال.
- وجود نسبة 24,64% من العائلات الثانوية تحت مسؤولية نساء، يمكن إرجاع الأهمية الكمية لهذه النسبة إلى الحالة الزوجية لربات العائلات بحيث لا توجد منهن من تحمل صفة الزوجية، بحيث كلهن إما أرامل أو مطلقات أي في حالة الغياب النهائي لرب العائلة تكون زوجته السابقة هي من تحمل صفة ربة العائلة و هذا ما تؤكدته بيانات الجدول رقم 4.5 و التي سبق و أن ناقشناها في الفقرات الفاتئة.
- انعدام نسبة النساء الحاملات لصفة رب العائلة عند وجود رب العائلة (الزوج)، و ذلك لان الزوج في حالة وجوده هو يمثل و يحمل صفة رب العائلة مهما كانت الحالة الفردية له و لزوجته بحيث أن صفة رب العائلة لا ترتبط بالحالة الفردية التي تترجم النفقة الاقتصادية، بحيث أن كل من رب العائلة و زوجة رب العائلة مع أولادهما أو بدون وجودهم كلهم تحت المسؤولية الاقتصادية لرب الأسرة.

بعد كشف و تتبع بعض خصائص أرباب الأسر و أرباب العائلات بشكل حصري، سنحاول رصد مدى التواجد الكمي لباقي الأفراد بين أوساط الأسر الجزائرية حسب صلات القرابة التي تجمعهم بأرباب الأسر المنتمين إليها بشكل إجمالي، لهذا الغرض وظفنا الجدول التالي ذو الطابع البسيط الحامل للرقم 6.5 الذي لخصنا فيه نسب الأفراد المستهدفين في هذا المسح حسب صلات القرابة التي تجمعهم بأرباب الأسر

المنتمين إليها. و الذي يتبين من خلاله أن أبناء و بنات أرباب الأسر يمثلون النسبة الأكبر من مجموع الأفراد المستهدفين مقارنة بباقي الأفراد ذوي صلات القرابة الأخرى و ذلك بتمثيلهم النسبة 59,92% من مجموع الأفراد، أنت في المرتبة الثانية نسبة الأفراد الحاملين لصفة رب الأسرة من مجموع الأفراد بالمقدار 16,96%، أما أزواج أرباب الأسر فقد مثلن نسبة 14,66% من مجموع الأفراد.

من البديهي أن نسبتي أرباب الأسر و زوجات أرباب الأسر لم تردا متساويتين لأنه ليس من الضروري أن تحوي كل الأسر الزوج و الزوجة معا، بملاحظة التكرار المتجمع الصاعد وجدنا أن الأفراد المذكورين سابقا (أرباب الأسر، أزواجهم و أولادهم) يمثلون نسبة جد مرتفعة قدرها 91,55% من مجموع الأفراد، يفهم من ارتفاع هذه النسبة و ورود نسبة أرباب الأسر في المرتبة الثانية بعد نسبة أبناء أرباب الأسر ذات النسبة الأغلب على الإطلاق و نسبة أزواج أرباب الأسر في المرتبة الثالثة نقطتين هامتين، النقطة الأولى اغلب الأسر الجزائرية تحوي الزوج بصفته رب الأسرة و الزوجة مع وجود أولادهما، أما النقطة الثانية أن اغلب الأسر الجزائرية هي أسر بسيطة.

بملاحظة البيانات المتعلقة بالأفراد ذوي صلات القرابة برب الأسرة باستثناء الصلات الثلاثة المذكورة سابقا، وجدنا أنها لا تمثل إلا نسبا جد متواضعة إلى درجة أنها كادت تنعدم عند بعض الصفات مثل أم أو أب زوجة رب الأسرة، أكبر نسبة من النسب المقصودة مثلها الأفراد ذوي الصفة حفيد رب الأسرة قدرها 3,11% من مجموع الأفراد، يفهم من ارتفاع هذه النسبة مقارنة بنسب الأفراد ذوي صلات القرابة الأخرى المقصودة إضافة إلى ارتفاع نسبة أبناء أرباب الأسر أن الأسر الجزائرية ذات تركيبة عائلية تنازلية بعد التركيبة العائلية البسيطة، عموما مثل مجموع الأفراد ذوي صلات القرابة برب الأسرة باستثناء الصلات الثلاثة المذكورة سابقا 8,5% من مجموع الأفراد المستهدفين.

جدول 6.5: توزيع الأفراد حسب صلة القرابة بأرباب الأسر

التكرار المتجمع الصاعد	النسبة (%)	رابطة القرابة برب الأسرة
16,96	16,96	رب الأسرة
31,62	14,66	زوجة رب الأسرة
91,55	59,92	ابن (ة)
93,18	1,63	زوجة الابن، زوج البنت
96,29	3,11	حفيد (ة)
97,46	1,17	أم أو أب
97,53	0,07	أم أو أب الزوجة
98,88	1,34	أخ (ت)
99,00	0,12	زوج الأخت، زوجة الأخ
99,04	0,04	عم أو خال (ة)
99,37	0,34	ابن الأخ، ابن الأخت
99,42	0,04	ابن الأخ، ابن الأخت الزوجة
99,60	0,18	قرابة أخرى
99,95	0,36	طفل متبن
100	0,05	بدون قرابة
	100	المجموع

2-5 البنى الأسرية و التراكيب و العائلية سنة 2006:

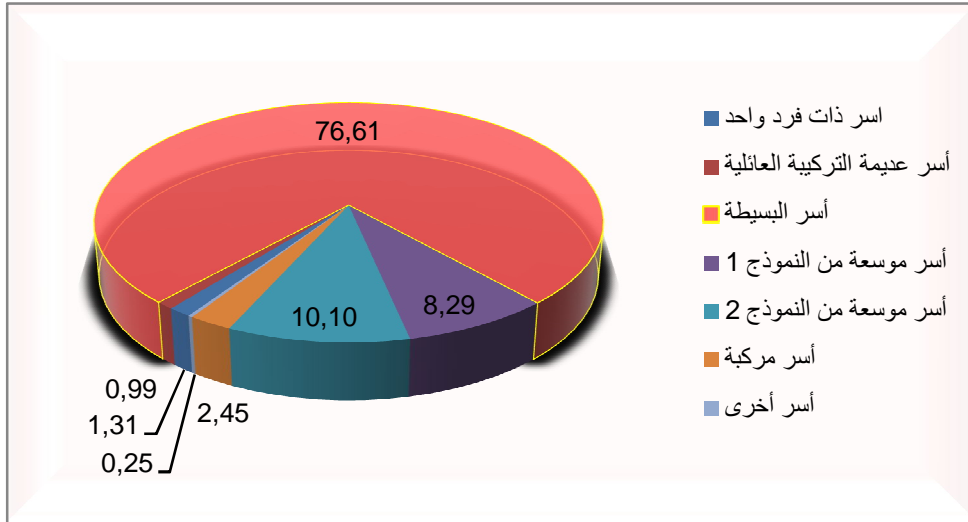
بعد إدراج متغيري البنية الأسرية و التركيبة العائلية في الملف الجزئي الخاص بالأسر ضمن ملفات المسح الوطني العنقودي المتعدد المؤشرات المنجز سنة 2006، المتغيرين المذكورين تم صيغتها في الملف على شكل مداليل رقمية تتماشى و النمذجة المزدوجة المقترحة من طرفنا المستوحاة و بنوع من التعديل من النمذجة المعتمدة من طرف بيتر لاسلات حتى تتلاءم و تتماشى مع كل تشكيلات الأفراد الممكن أن تكون الأسر الجزائرية كما أوضحنا في الفصل الثاني من هذه الدراسة، و بأخذ صلة قرابة الأفراد برب

الأسرة كمعيار لبناء النمذجة الأسرية تم التوصل إلى الكم النسبي لتواجد كل بنية أسرية بأوساط الأسر الجزائرية موزعة كما يظهره الجدول التالي:

جدول 7.5: توزيع الأسر الجزائرية حسب البنى الأسرية

البنية الأسرية	النسبة (%)	التكرار النسبي المتجمع الصاعد
الأسر ذات الفرد الواحد	1,3	1,3
الأسر عديمة التركيبة العائلية	1,0	2,3
الأسر البسيطة	76,6	78,9
الأسر الموسعة من النموذج 1	8,3	87,2
الأسر الموسعة من النموذج 2	10,1	97,3
الأسر المركبة	2,5	99,7
بنى أخرى	0,3	100
المجموع	100	

يتضح من خلال الجدول أعلاه رقم 7.5 أن البنية الأسرية أسر بسيطة تمثل أغلب تشكيلات الأسر الجزائرية من خلال تسجيلها نسبة 76,6% من مجموع الأسر الجزائرية، و بشكل قاطع يمنع المجال للشك يؤكد ذلك الفرق الشاسع و الهام جدا بين نسبة تواجدها أوساط الأسر الجزائرية و نسبة لاحقتها في الترتيب البالغ 66,5 نقطة، بحيث جاءت بعدها في المرتبة الثانية نسبة الأسر ذات البنية الأسرية أسر موسعة من النموذج الثاني بمقدار 10,1% من مجموع الأسر الجزائرية، و المخطط رقم 1.5 المنجز من خلال معطيات الجدول رقم 7.5 يبين ذلك بشكل أكثر وضوحا. تلتها في الترتيب نسبة أسر البنية الأسرية أسر موسعة من النموذج الأول التي بلغت 8,3% من مجموع الأسر الجزائرية، مثلت الأسر المركبة نسبة 2,5% من مجموع الأسر الجزائرية أما باقي البنى الأسرية فهي ذات تواجد جد ضئيل كمي في المجتمع الجزائري بحيث لم تبلغ مجتمعة سوى النسبة 2,6% من مجموع الأسر الجزائرية، و بالأخص أسر البنية الأسرية أخرى التي كادت تنعدم بحيث مثلت الأسر ذات هذا النموذج الأسري 0,3% فقط من مجموع الأسر الجزائرية.



مخطط رقم 1.5: توزيع الأسر حسب البنى الأسرية

التتبع الوصفي و استقرار النسب المخصصة في الجدول أعلاه رقم 7.5 يفيدان بأن الأسر الجزائرية و بشكل واضح تتجه نحو الأسر ذات البنية البسيطة و هذا يصب لصالح إحدى أهم فرضيات دراستنا أي مبدئيا يمكن القول بان هذه الفرضية محققة، و بحكم الأهمية البالغة لهذه الفرضية في دراستنا التي تعد محور هذه الدراسة إجمالاً و ذات علاقة وطيدة بمختلف الفرضيات الأخرى فإنه من المهم جدا عدم الاكتفاء بالاستقراء الوصفي لنسب البنى الأسرية المستخرجة من ملف المسح محل الدراسة كإثبات لقبولها و التسليم بصدقها بحكم أن هذه النسب مصدرها عينة الأسر التي استهدفها المسح، و عليه و جب إثبات صحة هذه الفرضية إحصائياً انطلاقاً من معطيات الجدول أعلاه رقم 7.5 أي إخضاع هذه الفرضية للاختبار الإحصائي الأنسب و ذلك باختبار مدى تساوي نسب البنى الأسرية المتوصل إليها من خلال ملف المسح مع نسب البنى الأسرية في الجزائر بتعبير آخر و جب التأكد من أن توزيع الأسر في العينة المستهدفة حسب البنى الأسرية المستنتب من الأسر الممثلة لعينة البحث هو نفسه توزيع الأسر الجزائرية حسب البنى الأسرية في الواقع الجزائري.

بهدف البلوغ لهذه الغاية وظفنا الاختبار الإحصائي اللامعلمي كاف مربع لإثبات صحة أو نفي هذه الفرضية إحصائياً، وقد أشرنا في الفصلين السابقين من هذه الدراسة إلى أسباب و شروط استعمال الاختبارات الإحصائية اللامعلمية، و عموماً تم توظيف هذا الاختبار دون سواه لسببين جوهريين الأول عدم التوزيع الطبيعي للبيانات المتعلقة بنسب الأسر حسب البنى الأسرية أما الثاني لان بيانات متغير البنية الأسرية معبر عنها كميًا بنسب، تم بناء هذا الاختبار على الفرضيتين الفرضية الصفرية H_0 و الفرضية البديلة H_1 بحيث:

$$\begin{cases} H_0: p_1 = 1 \\ H_0: p_1 \neq 1 \end{cases}$$

بحيث تمثل الرموز $p_1, p_2, p_3, p_4, p_5, p_6$ و p_7 في الفرضيتين نسب البنى الأسرية من بين مجموع الأسر الجزائرية أما القيم المقارنة بها فهي نسب الأسر حسب البنى الأسرية المتوصل إليها من أسر العينة المستهدفة في المسح الملخصة في الجدول أعلاه رقم 7.5، اعتمادا على برنامج SPSS نتج الجدولان التاليان:

البنى الأسرية

البواقي	التكرار النظري	التكرار الملاحظ	
2,8	377,2	380	الأسر ذات الفرد الواحد
2,6	284,4	287	الأسر عديمة التركيبة العائلية
-4,0	22227,0	22223	الأسر البسيطة
-0,5	2405,5	2405	الأسر الموسعة من النموذج 1
-0,7	2930,7	2930	الأسر الموسعة من النموذج 2
-0,2	711,2	711	الأسر المركبة
0,0	72,0	72	بنى أخرى
		29008	المجموع

اختبار كاف مربع

البنى	
0,046	كاف مربع
6	درجة الحرية
1,000	القيمة الاحتمالية

يبين الجدول الأول الناتج عن برنامج SPSS القيم الملاحظة الممثلة لعدد أسر كل بنية أسرية من بين الأسر المستهدفة في المسح و القيم النظرية أو ما يُعرف بالقيم المتوقعة و التي تمثل عدد أسر كل بنية أسرية المُتوقع تسجيله بين مجموع الأسر الجزائرية من بين نفس عدد الأسر المستهدف و لذا ورد مجموع كل من القيم الملاحظة و القيم المُتوقعة متساويا، إضافة إلى البواقي المعبرة عن الفروق المسجلة بين القيم الملاحظة و القيم المُتوقعة و التي وردت جد ضئيلة إلى درجة انعدامها لدى أسر البنية الأسرية أسر أخرى، ضالة هذه الفروق توحى بان توزيع نسب الأسر حسب البنى الأسرية بين ما هو مستخرج من العينة و ما

هو موجود على مستوى المجموع الكلي للأسر الجزائرية متساوٍ ، غير أنه لا بد من الرجوع إلى نتائج الاختبار.

أما الجدول الثاني فيبين نتائج اختبار كاف مربع، و الذي يظهر من خلاله أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 0,046 اقل و بكثير من قيمة كاف مربع النظرية المستخرجة من جدول توزيع قانون كاف مربع عند درجة حرية $n = 6$ الناتجة عن عدد صفات المتغير ناقص واحد و مستوى معنوية 0,05 ذات القيمة 12,59، كما وردت القيمة الاحتمالية الموافقة لإحصائية كاف مربع 1,000 أكبر من مستوى المعنوية المعمول به $\alpha = 0,05$ ، اعتمادا على المقارنة بين قيمتي كاف مربع الحسوبة و المجدولة و قيمتي مستويي القيمة الاحتمالية و المعنوية نرفض الفرضية البديلة H_1 بينما نقبل الفرضية الصفرية H_0 التي مفادها تساوي نسب الأسر بين العينة و المجتمع المسحوبة منه أي أن عدم الاختلاف في توزيع نسب الأسر حسب البنى الأسرية بين أسر العينة المستهدفة و أسر المجتمع الجزائري دال إحصائيا.

على أساس القراءة الوصفية لمعطيات الجدول رقم 7.5 و الاختبار الإحصائي كاف مربع يمكن القول بان توجه الأسر الجزائرية نحو الأسر البسيطة مُثبت و صفايا و إحصائيا و عليه فان الفرضية المتبناة في الدراسة التي مفادها أن الأسر الجزائرية تتجه نحو البنية الأسرية البسيطة بينما تبتعد عن البنى الأسرية الأخرى محققة و بالأخص ابتعادها و انحرافها عن التوجه نحو الأسر المركبة.

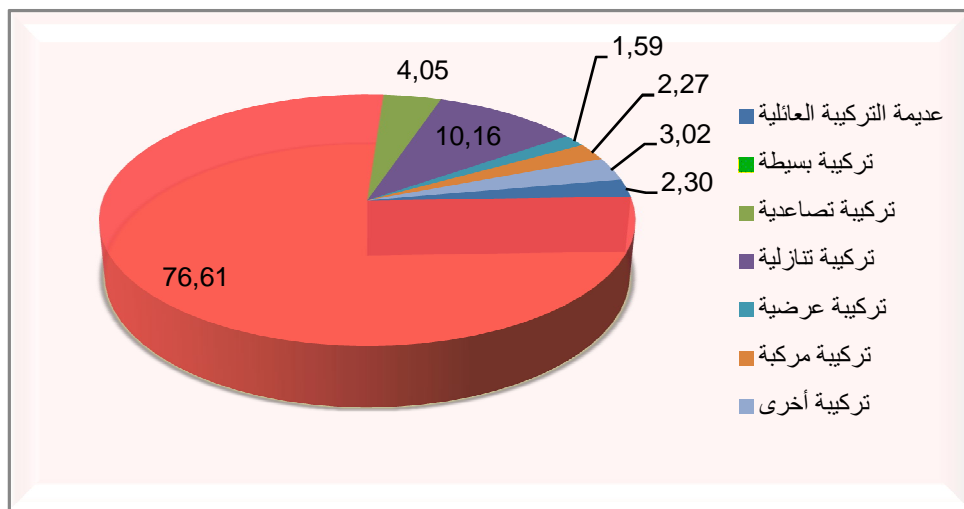
بعد رصد الانتشار الكمي للأسر الجزائرية حسب البنى الأسرية سنحاول رصد انتشارها حسب تراكيبها العائلية، و بنفس الخطوات و المنطق المتبعين عند استخراجنا للتوزيع الكمي لنسب البنى الأسرية قمنا باستخراج نسب مختلف التراكيب العائلية للأسر التي تعكس مدى تواجد تراكيبها العائلية بين مجموع الأسر التي استهدفها المسح، و الجدول التالي لخصنا فيه البيانات العاكسة لهذه الغاية.

جدول 8.5: توزيع الأسر الجزائرية حسب التراكيب العائلية

التكرار المتجمع الصاعد	النسبة	التركيبة العائلية
2,3	2,3	عديمة التركيبة العائلية
78,9	76,6	التركيبة البسيطة
83,0	4,1	التركيبة التصاعدية
93,0	10,2	التركيبة التنازلية
94,6	1,6	التركيبة العرضية
96,9	2,3	التركيبة المركبة
100,0	3,0	تراكيب أخرى
	100	المجموع

من خلال معطيات الجدول أعلاه يتضح و بشكل هام جدا أن اغلب الأسر الجزائرية ذات تركيبة بسيطة، بحيث مثلت الأسر ذات هذه التركيبة نسبة 76,6% من مجموع الأسر الجزائرية و هذا ما يبرزه المخطط رقم 5.2 المنجز اعتمادا على النسب الملخصة في الجدول أعلاه، بمقارنة هذه النسبة بنسبة الأسر ذات البنية البسيطة نجد أنهما متساويتين تماما، هذا التساوي يعكس نقطتين، الأولى الدقة المتناهية للبيانات (المداليل) التي أضفناها للملف محل الدراسة المتعلقة بالمتغيرين البنية الأسرية و التركيبة العائلية للأسر، أما النقطة الثانية منطقية و صحة النمذجة الأسرية المتبناة في هذه الدراسة و منطقية المفاهيم الديموغرافية لكل من الأسرة و العائلة، بحيث أن كل الأسر ذات البنية البسيطة هي نفسها الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة و هذا يصب في إمكانية أن تشكل الأسرة عائلة أما العكس فهو غير صحيح أي أنه من غير الممكن أن تشكل العائلة أسرة، من خلال ما تقدم يمكن القول أن 76,6% من الأسر الجزائرية تمثل في نفس الوقت عائلات و التي في نفس الوقت تحوي الزوجين مع وجود أو عدم وجود أولاد، أو احد الزوجين مع وجود أولاد.

أتت في المرتبة الثانية نسبة الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية و ذلك بتمثيلها 10,2% من مجموع الأسر الجزائرية، تجدر الإشارة إلى أن تساوي نسبة الأسر ذات التركيبة التنازلية مع نسبة الأسر ذات البنية الموسعة من النموذج الثاني حسب معطيات رقم 7.5 أتى بمجرد الصدفة أي حسب ما أفرزته المعطيات و ليس من الضروري أن تكون النسبتان متطابقتين. أما الأسر ذات التركيبة العائلية التصاعدية فقد مثلت 4,1% من مجموع الأسر، تقاربت نسبتا الأسر ذات التركيبتين العائليتين المركبة و عديمة التركيبة العائلية في حدود 2,3% من مجموع الأسر، و بخلاف توزيع الأسر حسب البنى الأسرية أتت نسبة الأسر ذات التركيبة العائلية أخرى معتبرة إذا ما قارناها ببقية التراكيب العائلية بحيث مثلت أسرها 3,0% من مجموع الأسر الجزائرية.



مخطط رقم 2.5: توزيع الأسر حسب التراكيب العائلية

بعد التتبع الوصفي للتوزيع النسبي للأسر المستهدفة في عينة المسح حسب تراكيبها العائلية تبين أنها تتجه نحو الأسر ذات التراكيب العائلية البسيطة و تنحرف عن الأسر ذات التراكيب العائلية الأخرى، غير أن القراء الوصفية و حدها غير كافية للتسليم بهذا القرار و عليه و بهدف التأكد منه و يجب أن نوظف النسب الخاصة بتوزيع أسر العينة محل البحث حسب تراكيبها العائلية للاستدلال بالنسب الخاصة بتوزيع الأسر على مستوى مجمل الأسر الجزائرية فان ثبت تساوي التوزيع إحصائيا بين توزيع الأسر على المستويين العينة المستهدفة و مجمل الأسر الجزائرية سلمنا بصحة هذا القرار و بالتالي صدق فرضية من بين أهم الفرضيات المتبناة في هذه الدراسة، و في حالة العكس أي عدم تساوي التوزيعين فان القرار المتوصل إليه يبقى صالحا على مستوى أسر العينة و لا يمكن تعميمه ليمس جميع الأسر الجزائرية، لبلوغ هذا الهدف ووظفنا الاختبار الإحصائي اللامعلمي كاف مربع بحيث الفرضية الصفرية H_0 تنص على عدم الاختلاف بين التوزيعين أي أن نسب الأسر المستخرجة من العينة حسب تراكيبها العائلية مساوي لنسب الأسر حسب تراكيبها العائلية من بين مجموع الأسر الجزائرية مصدر العينة في حين الفرضية البديلة H_1 تنص على عكس ذلك تماما أي مفادها عدم تساوي نسب الأسر حسب تراكيبها العائلية بين العينة و المجتمع الذي سحبت منه. ويمكن التعبير عن الفرضيتين كالتالي:

$$\begin{cases} H_0: p_1 = 2 \\ H_0: p_1 \neq 2 \end{cases}$$

بحيث تمثل الرموز $p_1, p_2, p_3, p_4, p_5, p_6$ و p_7 الواردة في التعبير أعلاه نسب الأسر حسب تراكيبها العائلية من مجموع الأسر الجزائرية بينما القيم الكمية محل المقارنة فتمثل نسب الأسر حسب تراكيبها العائلية على مستوى العينة محل البحث و الملخصة في الجدول رقم 8.5، باستعمال برنامج SPSS نتج الجدولان التاليان الملخصان لنتائج اختبار كاف مربع.

التراكيب العائلية

البواقي	التكرار النظري	التكرار الملاحظ	
0,1	666,9	667	عديمة التركيبة العائلية
-0,6	22223,6	22223	التركيبة البسيطة
0,1	1174,9	1175	التركيبة التصاعدية
0,1	2947,9	2948	التركيبة التنازلية
0,0	461,0	461	التركيبة العرضية
0,2	658,8	659	التركيبة المركبة
0,1	874,9	875	تراكيب أخرى
		29008	المجموع

اختبار كاف مربع

التركيبية العائلية	
0,000	كاف مربع
6	درجة الحرية
1,000	القيمة الاحتمالية

الجدول الأول يبرز قيم كل من التكرارات الملاحظة و التكرارات النظرية الخاصين بعدد أسر كل نموذج أسري إضافة إلى البواقي، بحيث لمسنا التقارب الكبير عدديا بين التكرارات الملاحظة و التكرارات النظرية إلى درجة تساويها تقريبا وهذا ما توضحه بشكل أيسر قيم البواقي الممثلة للفروق بين التكرارات الملاحظة و التكرارات النظرية عند كل نموذج أسري. يوحي تقارب قيم التكرارات الملاحظة و النظرية بقبول الفرضية الصفرية غير أن القرار المتخذ بقبولها يرجع النتائج الموضحة في الجدول الثاني، و الذي لاحظنا من خلاله أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 0,000 أقل من قيمة كاف مربع الجدولة 12,59 المستخرجة من جدول توزيع قانون كاف مربع عند درجة حرية $n=6$ و مستوى معنوية 0,05 كما لاحظنا كبر القيمة الاحتمالية الموافقة لإحصائية كاف مربع 1,00 مقارنة بمستوى المعنوية المعمول به $\alpha=0,05$.

كقرار متخذ، وعلى أساس المقارنة بين قيمتي كاف مربع المحسوبة و الجدولة و مستويي القيمة الاحتمالية و القيمة المعنوية فإننا نرفض الفرضية البديلة H_1 التي تفيد باختلاف توزيع نسب الأسر الجزائرية حسب تراكيبها العائلية عن النسب المستخرجة من العينة، بينما نقبل الفرضية الصفرية H_0 التي تنص على عدم وجود اختلاف في توزيع نسب الأسر حسب تراكيبها العائلية بين أسر العينة المستهدفة و أسر المجتمع الجزائري. و عليه يمكن القول بأن تساوي نسب الأسر بين العينة و المجتمع المسحوبة منه دال إحصائيا، بحكم المعنوية و الدلالة الإحصائية لتساوي نسب الأسر حسب تراكيبها العائلية الملخصة في الجدول رقم 8.5 مع نسب الأسر حسب تراكيبها العائلية من مجموع الأسر الجزائرية فيمكن القول بأن الأسر الجزائرية تتجه نحو الأسر ذات التراكيب العائلية البسيطة و تتحرف عن سواها من التراكيب، إذن فان فرضية الدراسة التي نصت على هذا التوجه محققة.

1.2.5 - النماذج الأسرية و خاصة المنطقة السكنية:

أفرزت نتائج تعداد 1998 الذي يعد آخر تعداد قبل تاريخ انجاز المسح تباين نسبتي السكان بين الوسطين السكنيين حضر و ريف، انعكس اختلاف توزيع سكان الجزائر بين الوسطين السكنيين على توزيع الأسر الجزائرية حسب البنى الأسرية و تراكيبها العائلية على مستوى الوسطين السكنيين الريف و الحضر،

و الجدول التالي يبين مدى التباين المشار إليه بين المنطقتين السكنتين خلال تاريخ المسح، بحيث وجدنا أن 59,49% من سكان الجزائر يقطنون بالمناطق السكنية الحضرية في المقابل يتوزع 40,51% من السكان الجزائريين بالمناطق السكنية ذات الطابع الريفي. فيما يخص الأسر و جدنا التباين نفسه بين الواسطين و لكن باختلاف كمي بحيث عدد الأسر القاطنة بالوسط الحضري أكبر من عدد نظيرتها بالوسط الريفي، و بمنطق النسب وجدنا أن 61,29% من مجموع الأسر الجزائرية تقطن بالوسط الحضري في المقابل تتوزع 38,71% من الأسر على المناطق السكنية ذات الطابع الريفي.

جدول 9.5: توزيع الأسر الجزائرية و الأفراد حسب المنطقة السكنية

المنطقة السكنية	الأسر (%)	الأفراد (%)
حضر	61,29	59,49
ريف	38,71	40,51
المجموع	100,0	100,0

يلاحظ عموما من خلال الجدول أعلاه، و جود تباين في توزيع الأسر و الأفراد بين المنطقتين السكنتين بحيث ما هو موجود بالمنطقة السكنية الريفية من أسر و أفراد أكبر مما هو موجود في بالمنطقة السكنية الريفية و لكن بنوع من الاختلاف أي نسبي الأسر و الأفراد مختلفتين في كل وسط إذ نسبة الأفراد في الحضر تقل عن نسبة الأسر في الحضر بينما نسبة الأفراد في الريف تكبر عن نسبة الأسر في الريف، يمكن تفسير هذا الاختلاف بحجم الأسر في كل منطقة بحيث متوسط حجم الأسرة في الريف الجزائري أكبر من نظيره في المنطقة الحضرية.

1.1.2.5 - البنى الأسرية و خاصة المنطقة السكنية:

بإشراك متغير البنية الأسرية لكشف توزيع الأسر الجزائرية حسب البنى التي تنتمي إليها و حسب المنطقة السكنية القاطنة بها، وجدنا أن نسب الأسر مهما كانت بنيتها الأسرية القاطنة بالمنطقة الحضرية أكبر من نظيرتها القاطنة بالمنطقة الريفية باستثناء أسر البنية البسيطة التي عرفت عكس ذلك، بحيث نسبة الأسر البسيطة القاطنة بالمنطقة السكنية الريفية أكبر من نسبة نظيرتها القاطنة بالمنطقة السكنية الحضرية، نفس المقارنة تبقى صالحة فيما يخص نسبة الأفراد مهما كانت البنى الأسرية المنتمين إليها بين المنطقتين السكنتين، و الجدول التالي يبين مدى انتشار الأسر الجزائرية و الأفراد المنتمين إليها حسب البنى الأسرية و الوسط السكاني.

جدول 10.5: توزيع الأسر الجزائرية و الأفراد حسب البنى الأسرية و المنطقة السكنية

الأفراد			الأسر			البنية الأسرية
المجموع	ريف	حضر	المجموع	ريف	حضر	
0,22	0,19	0,24	1,31	1,19	1,38	الأسر ذات الفرد الواحد
0,50	0,30	0,64	0,99	0,60	1,24	الأسر عديمة التركيبة العائلية
73,16	75,65	71,46	76,61	79,06	75,06	الأسر البسيطة
8,71	8,04	9,17	8,29	7,52	8,77	الأسر الموسعة من النموذج 1
12,94	11,62	13,83	10,10	9,13	10,72	الأسر الموسعة من النموذج 2
4,27	4,04	4,42	2,45	2,33	2,53	الأسر المركبة
0,20	0,15	0,23	0,25	0,17	0,30	بنى أخرى
100	100	100	100	100	100	المجموع

من خلال الجدول أعلاه رقم 10.5، لاحظنا أن الأسر البسيطة في الحضر مثلت نسبة 75,06% من مجموع الأسر القاطنة بالحضر و هي أقل مقارنة من نظيرتها في الريف التي سجلت 79,06% من مجموع الأسر القاطنة بالريف، أما باقي البنى الأسرية فقد مثلت نسبة أكبر من الريف التي مثلتها نظيراتها بالريف فمثلا الأسر ذات البنية الموسعة من النموذج الثاني مثلت 10,72% من مجموع الأسر في الوسط الحضري بينما مثلت 9,13% من مجموع الأسر القاطنة بالمناطق الريفية. أما نسب الأفراد المنتمين للأسر البنية الأسرية أسر بسيطة فقد بلغت إجمالا 73,16% من مجموع الأفراد و بملاحظة كل وسط سكني على حدى وجدنا أن نسبة الأفراد المنتمين لهذا النوع من الأسر و القاطنة بالوسط السكني الحضري قدرها 71,46% من مجموع سكان الحضر و هي أقل مقارنة من نظيرتها في الريف التي بلغت 75,65% من مجموع سكان الريف، أما الأفراد المنتمين للأسر الموسعة من النموذج الثاني فقد مثلوا إجمالا النسبة 12,94% من مجموع الأفراد و بالتركيز على كل وسط سكني على حدى نجد أن نسبة الأفراد المنتمين إلى أسر هذه البنية الأسرية و القاطنين بالمنطقة السكنية الحضرية مثلوا 13,83% من مجموع سكان الحضر و هي نسبة أكبر من التي مثلها أفراد هذه الأسر بالمنطقة السكنية الريفية و التي قدرها 11,62% من مجموع سكان الريف. نفس اتجاه التفاوت في نسب الأفراد حسب البنى الأسرية يبقى قائما و صحيحا بين الواسطين السكنيين مهما كانت البنى الأسرية التي ينتمون إليها.

بمقارنة نسب الأسر و نسب الأفراد المنتمين إليها وجدنا أنها منعدمة التساوي في كل البنى الأسرية، بحيث وجدنا أن نسب الأفراد المنتمين إلى البنى الأسرية الأسر الموسعة من النموذج الأول، الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة من مجموع الأفراد أكبر من نسب الأسر الممثلة لهذه البنى الأسرية، بحيث بلغت نسب الأفراد 8,71%، 12,94% و 4,27% على الترتيب من مجموع الأفراد بينما

مثلت أسر ذات نفس البنى الأسرية النسب 8,29%، 10,10% و 2,45% على التوالي من مجموع الأسر، نفس ناتج المقارنة صحيح عند إدراج متغير الوسط السكني، في المقابل لاحظنا العكس فيما يتعلق بباقي البنى الأسرية أي نسب الأسر أكبر من نسب الأفراد المنتمين إليها بشكل إجمالي و على مستوى كل وسط سكني، يمكن تفسير اختلاف اتجاه التباين بين هذه النسب إلى أحجام الأسر بحيث تتميز أسر البنى الأسرية الأسر الموسعة من النموذج الأول، الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة بمتوسطات أحجام أسر كبيرة مقارنة بمتوسطات أحجام أسر البنى الأسرية الأخرى.

بغية التعمق في التحليل الكمي بصورة أكثر تفصيلا قائمة على معيار المقارنة بين الوسطين السكنيين، استخرجنا توزيع الأسر الجزائرية و الأفراد المنتمين إليها في كل وسط سكني عند كل بنية أسرية بشكل مستقل، و الجدول التالي يلخص انتشار الأسر و الأفراد بين المنطقتين السكنتين حسب كل بنية أسرية على معزل من بقية البنى الأسرية.

جدول 11.5: توزيع الأفراد و الأسر الجزائرية حسب البنى الأسرية و المنطقة السكنية

الأفراد		الأسر			البنية الأسرية	
المجموع	ريف	حضر	المجموع	ريف		حضر
100	35,26	64,74	100	35,26	64,74	الأسر ذات الفرد الواحد
100	23,34	76,66	100	23,92	76,08	الأسر عديمة التركيبة العائلية
100	39,95	60,05	100	41,89	58,11	الأسر البسيطة
100	35,14	64,86	100	37,37	62,63	الأسر الموسعة من النموذج 1
100	34,98	65,02	100	36,39	63,61	الأسر الموسعة من النموذج 2
100	36,85	63,15	100	38,35	61,65	الأسر المركبة
100	26,39	73,61	100	31,56	68,44	بنى أخرى
100	38,71	61,29	100	40,51	59,49	المجموع

من خلال المعطيات الملخصة في الجدول أعلاه رقم 11.5، يتبين عموما أن 61,29% من سكان الجزائر يتمركزون بالمناطق الحضرية و يشكلون 59,49% من مجموع أسر الجزائر بينما 38,71% منهم ينتشرون عبر التجمعات السكنية ذات الطابع الريفي و يشكلون 40,51% من الأسر الجزائرية، بخصوص نسب الأسر وجدنا أن نسب الأسر القاطنة بالحضر أكبر من نظيرتها القاطنة بالريف مهما كانت البنية الأسرية، كما أن نسب الأفراد القاطنين بالمناطق الحضرية أكبر من نسب الأفراد في المناطق الريفية مهما كانت البنية الأسرية المنتمين إليها، و هذا مرده إلى أن سكان المنطقة الحضرية أسرا أو أفرادا أكبر عدديا من ساكنة المناطق الريفية.

لكن الغاية الجوهرية من هذا الجدول هي المقارنة بين نسب الأفراد و نسب الأسر عند كل بنية أسرية بين الوسطين السكنيين، بحيث نلاحظ تساوي النسب بين الأفراد و الأسر في كلى الوسطين عند البنية الأسرية الأسر ذات الفرد الواحد وهذا جد منطقي بحكم أن كل أسرة تحوي فردا واحدا، أما في باقي البنى الأسرة دون استثناء فقد وجدنا أن نسب الأفراد في المناطق الريفية أكبر من نسب الأسر في المناطق الريفية بينما نسب الأفراد في المناطق الحضرية أقل مقارنة من نسب الأسر في المناطق الحضرية، فمثلا نسبة الأسر البسيطة في المنطقة الريفية 41,89% من مجموع الأسر البسيطة تحوي 39,95% من مجموع الأفراد المنتمين للأسر البسيطة القاطنين بالريف في المقابل مثلت في الوسط الحضري 58,11% من مجموع الأسر البسيطة و تحوي 60,05% من الأفراد المنتمين للأسر البسيطة القاطنين بالوسط الحضري، و هذا يوحي بان أحجام الأسر القاطنة بالمناطق الريفية أكبر من أحجام الأسر القاطنة بالمنطقة السكنية الحضرية مهما كانت البنى الأسرية التي يشكلونها.

بعد رصد العلاقة وصفا بين متغير البنية الأسرية و متغير الوسط السكني كأحد خواص الأسر سنحاول إثبات وجودها أو عدم ذلك إحصائيا ثم كشف مدى قوتها بين المتغيرين بعد الإثبات الإحصائي لوجودها، بغية الإثبات الإحصائي للاستقلالية أو الارتباط (وجود العلاقة) وظننا الاختبار الإحصائي كاف مربع بحكم أن المتغيرين محل الاختبار هما كفيان، الاختبار الإحصائي في مثل هذه الحالات من شأنه إثبات وجود العلاقة بين البنية الأسرية و المنطقة السكنية على مستوى العينة محل الدراسة و الأهم من ذلك هو إمكانية تعميم العلاقة و الارتباط بين التوجه الأسري و إبراز أثر المنطقة السكنية للأسر عليه على المستوى الوطني أي إثبات هذه الخاصية و تعميمها على مستوى كل الأسر الجزائرية أو الاكتفاء بالقول بان العلاقة الملحوظة وصفا تبقى صالحة على مستوى العينة فقط و هي ناتجة عشوائيا على أساس المعاينة و لا يمكن تعميمها و التسليم بوجودها على المستوى الوطني.

يقوم اختبار كاف مربع للاستقلالية على فرضيتين، الفرضية الصفرية التي تفيد انعدام العلاقة أي الاستقلالية بين المتغيرين و الفرضية البديلة التي تفيد بوجود العلاقة أي الارتباط بين المتغيرين و وجود التأثير و لكن دون قياسه كميًا، في حالتنا هذه فان الفرضية الصفرية H_0 مفادها الاستقلالية بين البنى الأسرية للأسر الجزائرية و الوسط السكني الذي تقطن به أما الفرضية البديلة H_1 فمفادها وجود علاقة أي وجود الارتباط بين البنى الأسرية للأسر الجزائرية و الوسط السكني القاطنة به. وصولا إلى نتائج اختبار كاف مربع بين المتغيرين استعملنا برنامج SPSS و الذي افرز النتائج المبينة في الجدول التالي:

Tests du Khi-deux

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	80,606	6	,000
Rapport de vraisemblance	83,321	6	,000
Association linéaire par linéaire	19,919	1	,000
Nombre d'observations valides	29008		

من خلال نتائج اختبار كاف مربع المبينة في الجدول أعلاه يتبين أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 80,606 و القيمة الاحتمالية الموافقة لها هي 0,000 عند درجة حرية $n=6$ ، و بما أن القيمة الاحتمالية (0,000) أقل من مستوى المعنوية المعمول به 5% ($\alpha = 0,05$) فإننا نرفض الفرضية الصفرية التي تفيد بالاستقلالية و عدم الارتباط بين البنى الأسرية للأسر الجزائرية و الوسط السكني و نقبل الفرضية البديلة التي تنص على وجود علاقة بين المتغيرين البنية الأسرية و الوسط السكني، تدعيما للقرار المتخذ تقارن بين قيمتي إحصائية كاف مربع المحسوبة و الجدولة و التي من خلالها وجدنا أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 80,606 أكبر من قيمة كاف مربع النظرية (الجدولة) ذات القيمة 12,59 المستخرجة من جدول توزيع قانون كاف مربع عند درجة حرية $n=6$ التي تم حسابها وفقا للقانون الخاص بها أي بضرب عدد الأسطر ناقص واحد في عدد الأعمدة ناقص واحد $(k-1)(L-1)$ بحكم أن متغير البنية الأسرية يحمل سبعة صفات (سبع بنى) معبر عنها بسبعة أسطر في الجدول رقم 10.5 أما متغير الوسط السكني فيحمل صفتين معبر عنه بعمودين في نفس الجدول، استنادا إلى هذه المقارنة نقبل الفرضية البديلة H_1 أي انعدام الاستقلالية بين المتغيرين البنية الأسرية و الوسط السكني المقيمة به.

كما تبين من خلال نتائج الاختبار أن إحصائية كاف مربع لنسبة التناسق الداخلي للمعطيات بين معطيات المتغيرين محل الاختبار المعروفة بـ "Rapport de vraisemblance" ذات القيمة 83,321 تكاد تساوي قيمة إحصائية كاف مربع، للإشارة تستعمل هذه الإحصائية لضبطية و التحقق للقرار المتخذ على أساس اختبار كاف مربع للاستقلالية في حالة العينات ذات الحجم الكبير و نظرا لكبير عدد وحدات المعاينة أي الأسر محل البحث التي تم استهدافها في المسح البالغ عددها 29008 أسرة تم إدراج هذه الإحصائية في الاختبار، و بحكم شبه تساوي الإحصائيتين كميا من جهة، و من جهة أخرى المعنوية الإحصائية لإحصائية كاف مربع للتناسق الداخلي للمعطيات بين المتغيرين لان القيمة الاحتمالية الموافقة لها 0,000 أقل من مستوى المعنوية المعمول به 5% $\alpha =$ فإننا نرفض الفرضية الصفرية المبينة على العدم

و نقبل الفرضية البديلة و هذا تأكيد على وجود العلاقة و معنويتها إحصائيا بين المتغيرين البنى الأسرية للأسر الجزائرية و المنطقة السكنية القاطنة بها المتوصل إليه سابقا.

فيما يخص النتائج الثالث المتعلق بإحصائية الارتباط الخطي بين المتغيرين محل الاختبار الواردة في الجدول أعلاه و المعروفة بـ " Association linéaire par linéaire " فهي لا تهمنا في هذه الحالة كونها تعكس مدى التوافق و الارتباط الخطي بين المتغيرات الكيفية الترتيبية و نحن في حالتنا هذه مهتمون باختبار الاستقلالية بين متغيرين كفيين اسميين أي غير قابلين للترتيب.

اعتمادا على نتائج اختبار كاف مربع للاستقلالية نخلص إلى أن المتغيرين البنية الأسرية الخاص بالأسر و الوسط السكني القاطنة به الأسر غير مستقلين تماما و أن العلاقة بينهما معنوية إحصائيا أي أنه يمكننا تعميم هذه العلاقة الوجودية و الارتباط بينهما على مستوى كل الأسر الجزائرية بشكل مطلق، كما يمكن القول بان للتوزيع البنيوي للأسر الجزائرية أي التوجه الأسري دور و تأثير على توزيع نسب الأسر الجزائرية بين الوسطين السكنيين حضر و ريف.

بعد إثبات وجود علاقة بين متغير البنية الأسرية و الوسط السكني للأسر و جب القياس الكمي لهذه العلاقة بينهما على مستوى أسر العينة مع اختبار إمكانية تعميمها من الناحية الكمية على مستوى كل الأسر الجزائرية، لحساب معامل الارتباط المترجم للقوة الكمية للعلاقة بين المتغيرين محل المتابعة نوظف معامل الارتباط (الاقتران) فاي "Phi" لقياس العلاقة بين المتغيرين بحكم أنهما كفيين اسميين إلا انه يوظف في الغالب في حالة الجداول المتقاطعة الحاملة لصفين و عمودين أي كل متغير يحمل صفتين اثنتين، و بما أن متغير البنية الأسرية يحمل أكثر من صفتين (سبعة بنى أسرية) فانه يمكننا توظيف كل من معامل الارتباط كرامر "Coefficient de Cramer" أو معامل التوافق "Coefficient de contingence" كمقياسين للعلاقة بين المتغيرين محل المتابعة و اللذان يعتبران أساسا كتعميم لمعامل الاقتران و مؤشري تحقق من نتائجه، اعتمادا على برنامج SPSS تم حساب قيم المعاملات الثلاثة المذكورة و النتائج مبينة في الجدول التالي المعروف باسم جدول المقاييس المتناظرة.

Mesures symétriques

		Valeur	Signification approximée
Nominal par Nominal	Phi	,053	,000
	V de Cramer	,053	,000
	Coefficient de contingence	,053	,000
Nombre d'observations valides		29008	

من خلال نتائج جدول المقاييس المتناظرة الذي يلخص قيم مقاييس معاملات الارتباط المذكورة و الاختبارات الخاصة بها، تبين أن قيم كل من المعاملات الثلاث معامل فاي، معامل كرامر و معامل التوافق مساوية للقيمة 0,053، من البديهي أن تتساوى قيم المعاملات الثلاث كونها تخص نفس المعطيات من جهة، ومن جهة أخرى فإن المعاملين الأخيرين هما الحالة العامة للمعامل الأول و السبب الأبرز وراء تساوي قيم هذه المعاملات راجع إلى كون متغير الوسط السكني يحمل صفتين اثنتين فقط ريف و حضر، من خلال مقاييس الارتباط يمكن القول بوجود علاقة قليلة كميًا بين متغير البنية الأسرية و الوسط السكني بالنسبة للأسر المستهدفة في المسح و بحكم المعنوية الإحصائية لهذه المقاييس بحيث كل القيم الاحتمالية الموافقة لها مساوية للقيمة 0,000 و أقل من مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ فهذا يؤشر إلى الانعدام التام لوجود ارتباط قيمته كميًا 0,053 على سبيل الحظ و العشوائية و هذا من شأنه تأكيد وجود الارتباط بين المتغيرين البنية الأسرية للأسر الجزائرية و منطقة سكنها.

2.1.2.5 - التراكيب العائلية و خاصة المنطقة السكنية:

بعد التركيز في الفقرات السابقة على إبراز العلاقة بين متغير البنية الأسرية و متغير المنطقة السكنية للأسر و الأفراد المنتمين لكل بنية أسرية، سنحاول حاليا إدراج متغير التركيبة العائلية للأسر الجزائر و الأفراد المنتمين لكل تركيبة لكشف علاقتهما بالمنطقة السكنية، لتحقيق هذه الغاية نوظف الجدولين التاليين الحاملين للرقمين 12.5 و 13.5، كل جدول منهما لإثبات وجهة نظر و كلاهما تصبان في نفس الغاية المذكورة، الجدول الأول رقم 12.5 لخصنا فيه البيانات المتعلقة بتوزيع كل من الأسر و الأفراد حسب التركيبة العائلية المنتمين إليها و الوسط السكني محل الإقامة حضر و ريف، بحيث تمثل القيم التي أوردناها فيه نسب الأسر و نسب الأفراد من مجموعي الأسر و الأفراد في كل وسط سكني حضر و ريف، و الذي يظهر من خلاله بعض خلاف ما ورد في الجدول رقم 10.5 من تباين كمي في توزيع نسب الأسر بين الوسطين السكنيين، بحيث حسب الجدول 10.5 وجدنا أن نسب الأسر مهما كانت بنيتها الأسرية القاطنة بالمنطقة الحضرية أكبر من نظيرتها القاطنة بالمنطقة الريفية باستثناء الأسر البسيطة، أما حسب الجدول رقم 12.5 فقد تبين أن نسب الأسر ذات التراكيب العائلية البسيطة، التصاعدية و المركبة القاطنة بالوسط الريفي أكبر من نسب نظيراتها القاطنة بالوسط الحضري أما بقية التراكيب العائلية فقد وجدنا العكس أي نسب أسرها في الحضر أكبر من نظيرتها في الريف. يفهم مما سبق أن توزيع الأسر الجزائرية بمراعاة العائلات الثانوية المنتمية إليها حسب اتجاهها و قرابتها من رب الأسرة بين الوسطين السكنيين الريف و الحضر يختلف عن توزيعها بمراعاة الأسر دون إشراك التوجه العائلي لها أي أن التوجه العائلي للأسر الجزائرية يلعب دورا هاما في توزيع الأسر بين الوسطين، نفس الفكرة تنطبق تماما عند

ملاحظة توزيع نسب الأفراد. و هذا يعتبر أحد تبريرات و في نفس الوقت أحد دواعي تبني النمذجة المزدوجة للأسر الجزائرية.

جدول 12.5: توزيع الأسر الجزائرية و الأفراد حسب التراكيب العائلية و المنطقة السكنية

الأفراد			الأسر			التركيبة العائلية
المجموع	ريف	حضر	المجموع	ريف	حضر	
0,72	0,49	0,88	2,30	1,79	2,62	عديمة التركيبة العائلية
73,16	75,65	71,46	76,61	79,06	75,06	التركيبة البسيطة
4,71	4,94	4,56	4,05	4,26	3,92	التركيبة التصاعدية
13,35	11,59	14,55	10,16	8,77	11,04	التركيبة التنازلية
1,76	1,51	1,94	1,59	1,35	1,74	التركيبة العرضية
3,21	3,40	3,09	2,27	2,43	2,17	التركيبة المركبة
3,08	2,42	3,52	3,02	2,34	3,44	تراكيب أخرى
100	100	100	100	100	100	المجموع

من خلال البيانات الملخصة في الجدول أعلاه رقم 12.5 تبين أن الأسر ذات التراكيب العائلية البسيطة، التصاعدية و المركبة مثلت نسبة من مجموع الأسر القاطنة في الريف أكبر من نسب نظيراتها التي مثلتها من مجموع الأسر القاطنة في الحضر، بحيث مثلت أسر التراكيب المذكورة 79,06%، 4,26% و 4,26% على الترتيب من مجموع أسر الريف بينما مثلت 75,06%، 3,92% و 2,17% على التوالي من مجموع أسر الحضر، أما نسب الأسر ذات التراكيب الأخرى فقد سجلت عكس التباين اتجاهيا بين الوسطين السكنيين، فمثلا مثلت أسر التركيبة العائلية التنازلية 11,04% من مجموع الأسر القاطنة بالحضر و هي أكبر مقارنة من نسبة نظيرتها المسجلة بالمناطق ذات الطابع الريفي التي بلغت 8,77% من مجموع الأسر القاطنة بالريف، أما نسب الأفراد المنتمين لكل تركيبة عائلية إجمالا فوجدنا أن وتيرة التباين الاتجاهي الكمي في الكبر و الصغر المسجل في نسب الأسر حسب التراكيب العائلية بين المنطقتين السكنيتين هو نفسه في نسب الأفراد المنتمين إلى كل تركيبة عائلية بين المنطقتين السكنيتين، أي أن نسب أفراد الأسر ذات التراكيب العائلية البسيطة، التصاعدية و المركبة من مجموع سكان المنطقة الريفية أكبر من نظيرتها المسجلة من مجموع سكان المنطقة الحضرية أما باقي نسب أفراد الأسر التراكيب العائلية الأخرى فقد سجلت عكس التباين بين الوسطين السكنيين أي ما سجلته كنسب من مجموع سكان المنطقة الحضرية أكبر من التي سجلتها من مجموع سكان المنطقة السكنية الريفية، فمثلا الأفراد المنتمين للأسر ذات التركيبة العائلية التصاعدية مثلوا نسبة 4,56% من مجموع سكان الحضر في المقابل مثلوا نسبة أقل

من مجموع سكان الريف قدرها 4,94%، أما أفراد الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية فقد مثلوا 14,55% من مجموع سكان الحضر و هي أكبر من نسبة نظيرتها في الريف ذات القيمة 11,59% من مجموع سكان الريف.

عند مقارنة نسبة الأسر عند كل تركيبة عائلية من مجموع الأسر و نسبة أفراد الأسر عند كل تركيبة عائلية من مجموع الأفراد وجدنا أن نسبي أفراد الأسر ذات التركيبتين العائليين البسيطة و عديمة التركيبة العائلية 73,16% و 0,72% من مجموع الأفراد أقل من نسبي أسر التركيبتين العائليتين المذكورتين ذاتا القيمتين 76,61% و 2,30% من مجموع الأسر، هذا التفاوت في النسب المذكورة يترجم عموما صغر متوسط أحجام الأسر ذات التركيبتين المذكورتين مقارنة بباقي أسر التراكيب العائلية. في حين نجد العكس عند ملاحظة نسب أسر التراكيب العائلية الأخرى و نسب الأفراد المنتمين إليها مما يعني كبر متوسط أحجام الأسر ذات هذه التراكيب. لكن هذا الطرح يبقى صالحا دون إشراك متغير الوسط السكني بالنسبة لكل التراكيب العائلية، و للتأكد من صحته أو عدمها بين أسر التراكيب العائلية بشكل مستقل عند إدراج متغير الوسط السكني نلجأ إلى الجدول رقم 13.5.

لمناقشة الطرح المذكور، و لمقارنة أكثر دقة و تفصيلا تخص نسب أسر كل تركيبة عائلية و نسب الأفراد المنتمين إليها بين المنطقتين السكيتين وظفنا الجدول رقم 13.5 الذي لخصنا فيه نسب الأسر و نسب الأفراد حسب التراكيب العائلية و الوسط السكني التي استخرجناها من الملف مصدر المعطيات، بحيث تمثل المعطيات الواردة فيه نسب الأسر و الأفراد على المستوى الأفقي أي نسب الأفراد و الأسر في كل وسط ريف و حضر من مجموع الأفراد و الأسر المنتمين إلى كل تركيبة عائلية.

و الذي يظهر من خلاله أن نسب الأسر في المناطق الحضرية أكبر من نسب الأسر في المناطق الريفية نفس الملاحظة تصدق فيما يخص نسب الأفراد بين المنطقتين السكيتين و هذا مرده إلى أن عدد (نسبة) الأسر الجزائرية و الأفراد المنتمين لها أي سكان الجزائر بالمنطقة الحضرية أكبر كميما مما هو مسجل بالتجمعات السكانية ذات الطابع الريفي. فعلى سبيل المثال نسبة الأسر ذات التركيبة العائلية التصاعدية القاطنة بالمنطقة الحضرية 59,32% من مجموع أسر ذات التركيبة العائلية التصاعدية و تحوي 57,58% من مجموع أفراد الأسر ذات التركيبة التصاعدية، في المقابل مثلت الأسر ذات هذه التركيبة في الوسط السكني الريفي 40,68% من مجموع أسر التركيبة العائلية التصاعدية أما الأفراد المنتمون لها فمثلوا 42,42% من مجموع أفراد أسر التركيبة العائلية التصاعدية.

جدول 13.5: توزيع الأفراد و الأسر الجزائرية حسب التراكيب العائلية و المنطقة السكنية

الأفراد			الأسر			التركيبة العائلية
المجموع	ريف	حضر	المجموع	ريف	حضر	
100	27,41	72,59	100	30,13	69,87	عديمة التركيبة العائلية
100	41,89	58,11	100	39,95	60,05	التركيبة البسيطة
100	42,42	57,58	100	40,68	59,32	التركيبة التصاعدية
100	35,17	64,83	100	33,41	66,59	التركيبة التنازلية
100	34,68	65,32	100	32,97	67,03	التركيبة العرضية
100	42,83	57,17	100	41,43	58,57	التركيبة المركبة
100	31,89	68,11	100	30,06	69,94	تراكيب أخرى
100	40,51	59,49	100	38,71	61,29	المجموع

من خلال المعطيات الملخصة في الجدول أعلاه رقم 13.5، وجدنا أن نسب الأفراد في الوسط الحضري من مجموع الأفراد المنتمين إلى أسر كل تركيبة عائلية أقل من نسب أسر كل تركيبة عائلية في الوسط الحضري من مجموع أسر كل تركيبة عائلية مهما كانت التركيبة العائلية للأسر باستثناء الأسر عديمة التركيبة العائلية التي عرفت العكس بحيث 72,59% من أسرها تقطن بالمنطقة الحضرية و تحوي 30,13% من مجموع أفرادها، هذا التفاوت في نسب الأفراد و الأسر من مجموعي أسر و أفراد كل تركيبة عائلية بين المنطقتين السكنتين يعكس كبر متوسط أحجام الأسر حسب تراكيبها العائلية في الوسط السكني الريفي مقارنة بمتوسط أحجام الأسر في الوسط السكني الحضري مهما كانت التركيبة العائلية التي تنتمي إليها الأسر الجزائرية باستثناء الأسر ذات التركيبة العائلية "عديمة التركيبة العائلية" التي تميزت بعكس ذلك.

بعد التتبع و القراءة الوصفية لتوزيع الأسر الجزائرية حسب تركيبها العائلية و المنطقة السكنية و إبراز العلاقة بينهما بهدف رصد هذه الخاصية من خلال عمليات المقارنة بين توزيع الأسر حسب تراكيبها العائلية بين الوسطين من مجموع كل الأسر و توزيعها حسب كل أسر تركيبة عائلية بشكل مستقل في الفقرات السابقة، سنحاول إثبات العلاقة الوجودية بين المتغيرين التركيبة العائلية للأسر و منطقة سكن (حضر و ريف) للأسر الجزائرية حسب توجهها العائلي بنفس الكيفية التي تم بها إثبات وجود العلاقة بين البنى الأسرية و المنطقة السكنية للأسر الجزائرية أي اعتمادا على اختبار كاف مربع للاستقلالية بحكم بقاء نفس الشروط الخاصة بالمتغيرين و نفس الغاية، غير أن الفرضية الصفرية H_0 في هذه الحالة ستكون ناصة على انعدام العلاقة أي الاستقلالية بين المتغيرين التركيبة العائلية و محل إقامة الأسر الجزائرية بينما

الفرضية البديلة تفيد بوجود ربط و تأثير بين المتغيرين H_1 . إدراكا لهذه الغاية وظفنا البرنامج الإحصائي SPSS الذي زودنا بالجدول التالي الذي يلخص نتائج الاختبار .

Tests du Khi-deux

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	107,916a	6	,000
Rapport de vraisemblance	110,308	6	,000
Association linéaire par linéaire	37,838	1	,000
Nombre d'observations valides	29008		

من خلال جدول نتائج اختبار كاف مربع، تبين أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة بقيمة 107,916 أكبر و بكثير من قيمة كاف مربع النظرية المستخرجة من جدول التوزيع الاحتمالي الخاص بقانون كاف مربع ذات القيمة 12,59 عند درجة حرية $n=6$ و مستوى معنوية $\alpha = 5\%$ ، و بما أن القيمة المحسوبة لإحصائية كاف مربع أكبر من نظيرتها المجدولة فانه و كقرار مُخذ تُرفض الفرضية الصفرية و تُقبل الفرضية البديلة، تدعيما لصحة هذا القرار لاحظنا من خلال جدول النتائج أعلاه أن القيمة الاحتمالية لإحصائية كاف مربع أقل من مستوى المعنوية الأدنى المعمول به 0.05 و عليه فان الفرضية البديلة H_1 هي الفرضية الواجب قبولها و التي تفيد بوجود علاقة دالة إحصائية و تختلف عن الصفر معنويا بين متغير التركيبة العائلية للأسر و المتغير الوسط السكني للأسر الجزائرية.

أما الناتج الخاص بنسبة التناسق الداخلي للمعطيات بين معطيات المتغيرين محل الاختبار، فوجدنا أن قيمة كاف مربع للتناسق الداخلي بين معطيات المتغيرين 110,308 و هي جد مقاربة لقيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة ذات القيمة 107,916 إضافة إلى ذلك وجدنا القيمة الاحتمالية الموافقة لها 0,000 أقل من مستوى معنوية $\alpha = 5\%$ مما يدعونا للقول بان كبر حجم العينة لم يكن له تأثير في نتائج اختبار كاف مربع و بالتالي لم يكن له تأثير في القرار المتخذ.

اعتمادا على ما تقدم ذكره، يمكن القول بان هناك علاقة و ربط وثيق بين التراكيب العائلية للأسر و المنطقة السكنية القاطنة بها على مستوى العينة و بحكم الدلالة الإحصائية للعلاقة بينهما فانه يمكن تعميم هذه العلاقة على سائر الأسر الجزائرية وان للتوجه العائلي للأسر الجزائرية تأثير على توزيعها بين الوسطين السكنيين حضر و ريف.

بعد الإثبات الإحصائي لوجود العلاقة و انعدام الاستقلالية بين التراكيب العائلية للأسر الجزائرية و الوسط السكني و جب قياسها كميا بين المتغيرين المذكورين و اختبار معنويتها إحصائيا، بنفس الطريقة الموظفة في قياس العلاقة كميا بين البنى الأسرية و الوسط السكني من خلال مقاييس الارتباط سنعمل على قياس العلاقة بين المتغيرين التركيبية العائلية و المنطقة السكنية للأسر الجزائرية مع كشف مدى معنويتها و دلالتها الإحصائية و قابلية تعميمها على مجمل الأسر الجزائرية، و الجدول التالي الخاص بالمقاييس المتناظرة المنجز اعتمادا على برنامج SPSS يبين مجمل المقاييس الخاصة بهذه الغاية.

Mesures symétriques

		Valeur	Signification approximée
Nominal par Nominal	Phi	,061	,000
	V de Cramer	,061	,000
	Coefficient de contingence	,061	,000
Nombre d'observations valides		29008	

من خلال النتائج الخاصة بالمقاييس المبينة في الجدول أعلاه، تبين أن قيم المقاييس الثلاثة أي معاملات الارتباط معامل فاي، معامل كرامر و معامل التوافق بين التراكيب العائلية للأسر الجزائرية و المنطقة السكنية حضر و ريف كلها متساوية و قد سبق تفسير تساويها في الفقرات السابقة و كلها أخذت القيمة 0,061، تترجم هذه القيمة وجود علاقة يمكن وصفها بالقليلة كميا و لكن المهم أن المعاملات الثلاثة المتوصل إليها حسابيا وافقتها قيم احتمالية بالمقدار 0,000 أقل و بكثير من مستوى المعنوية 0,05 أي أنها ذات دلالة إحصائية و معنويا تختلف عن الصفر و انه يوجد احتمال مصادفة أقل من أسرة واحدة من بين أكثر من 1000 أسرة على مستوى الجزائر لا تحقق الارتباط بين تركيبها الأسرية و منطقة إقامتها، مما يؤكد صحة القرار المتخذ بعدم الاستقلالية بين تركيبية الأسر الجزائرية و وسط إقامتها الناتج على اختبار كاف مربع المشار إليه سابقا.

كمقارنة بين العلاقة الجامعة بين البنى الأسرية و وسط الإقامة للأسر الجزائرية من جهة و من جهة أخرى التراكيب العائلية للأسر و وسط إقامة الأسر الجزائرية، يمكن القول بان العلاقة الكائنة بين تراكيب الأسر و وسط إقامتها أعمق من العلاقة التي تربط بين البنى الأسرية و وسط إقامتها بحكم أن قيمتي إحصائية كاف مربع المحسوبة (107,916) و معامل الارتباط بين التراكيب العائلية للأسر و وسط الإقامة (0,061) أكبر من قيمتي هذين المؤشرين (80,606، 0,053) بين البنى الأسرية و وسط الإقامة. تدعونا هذه المقارنة إلى تأكيد ضرورة إدراج متغير التركيبية العائلية عند دراسة ديموغرافيا الأسر.

2.2.5 - البنى الأسرية و التراكيب العائلية و خاصية الحالة الزوجية:

قبل التعرض لمتغير الحالة الزوجية باعتباره أحد الخصائص الديموغرافية للأسر الجزائرية من حيث توزيعه بين الأفراد المنتمين إليها، يجب الوقوف أولا على مدى انتشار الصفات الممكن أن يحملها هذا المتغير أوساط سكان الجزائر بشكل عام، و بغية مقارنة توزيع صفاته بين الذكور و الإناث. أشركنا متغير الجنس. و الجدول التالي يبين توزيع الأفراد البالغة أعمارهم أكثر من خمسة عشر (15) حسب الجنس و الحالة الزوجية كون الأفراد دون هذا السن غير معنيين بظاهرة الزواج ديموغرافيا، تم استخراج البيانات الملخصة فيه من ملف المسح مصدر المعطيات.

جدول 14.5: توزيع الأفراد حسب الحالة الزوجية و الجنس

التكرار المتجمع الصاعد	المجموع	الجنس		الحالة الزوجية
		إناث	ذكور	
47,82	47,82	42,91	52,64	أعزب
94,55	46,74	47,49	46,00	متزوج
95,90	1,34	2,27	0,43	مطلق
100	4,10	7,34	0,92	أرمل
	100	100	100	المجموع

من خلال البيانات الملخصة في الجدول أعلاه رقم 14.5 يتضح أن أغلب الأفراد المعنيين بظاهرة الزواج هم عزاب و ذلك بتمثيلهم نسبة 47,82% من مجموع الأفراد البالغة أعمارهم أكثر من 15 سنة، أتت بعدها في الترتيب الثاني نسبة الأفراد الحاملين لصفة متزوج كحالة زوجية بتمثيلهم النسبة 46,74% من مجموع الأفراد البالغة أعمارهم أكثر من 15 سنة بهاتين النسبتين يمكن القول بان أغلب سكان الجزائر المعنيين بظاهرة الزواج إما متزوجون أو عزاب و ذلك بتمثيل الصفتين معا 94,55% من مجموع الأفراد، تلت النسبتين السابقتين نسبة الأفراد ذوي الحالة الزوجية أرمل و أخيرا حلت نسبة المطلقين. بإشراك متغير الجنس، ورد الترتيب السابق لنسب الحالات الزوجية في صورتها الإجمالية مطابقا تماما للترتيب الكمي للحالات الزوجية عند الذكور غير انه اختلف بصورة ملحوظة عند الإناث بسبب تباين نسب الحالات الزوجية الأربعة بين الجنسين.

اعتمادا على معطيات الجدول أعلاه رقم 14.5 ورد الترتيب الكمي لنسب الحالات الزوجية عند الذكور كالتالي: أعزب، متزوج، أرمل ثم مطلق، أما عند الإناث فورد ترتيب النسب تنازليا مختلفا عن ترتيب الذكور و عن ترتيب النسب في صورتها الإجمالية أي دون مراعاة الجنس و ذلك كالتالي متزوجات، عزابات، أرامل ثم مطلقات، يرجع اختلاف الترتيب الكمي في نسب الحالات الزوجية بين الجنسين إلى

اختلاف نسب كل حالة زواجية بين الجنسين و التي بدورها تتعلق بخصائص كل جنس، فوردت نسبة العزاب 52,64% من مجموع الذكور و هي أكبر من النسبة التي سجلتها العازبات من مجموع الإناث التي بلغت 42,91% بسبب أن الإناث يتزوجن في أعمار أقل مقارنة بأعمار الذكور أي أن متوسط سن الزواج الأول للإناث أقل من متوسط سن الزواج الأول لدى الذكور و هذا ما لاحظناه عند مناقشة أسباب تطور متوسط حجم الأسرة الجزائرية في الفصل الثالث من هذه الدراسة (الجدول 9.3)، و هو السبب نفسه وراء كبر نسبة المتزوجات التي بلغت 47,49% من مجموع الإناث مقارنة مع نسبة المتزوجين البالغة 46% من مجموع الذكور، أما كبر نسبة المطلقات مقارنة مع نسبة المطلقين بحيث بلغت عند الإناث 2,27% من مجموع الإناث مقابل 0,43% من مجموع الذكور فيمكن إرجاعها إلى قابلية زواج الذكور و بصورة أكثر يسرا بعد حدوث الطلاق بين الزوجين عكس الإناث التي تجد صعوبة في إعادة الزواج بعد تعرضها للطلاق بسبب قلة إقبال الرجال على الزواج من مطلقات أو عدم تقبلها فكرة إعادة الزواج بحجة مكوثها بسكنائها و تربيتها لأولادها، أما بخصوص كبر نسبة الإناث الأرامل مقارنة مع نسبة الذكور بحيث بلغت نسبة الأرامل عند الإناث 7,34% من مجموع الإناث بينما لم تبلغ نسبة الذكور الحاملين لصفة أرمل سوى 0,92% من مجموع الذكور فيمكن إرجاعها عموما إلى سببين، الأول هو ارتفاع أمل الحياة عند الولادة بالنسبة للإناث مقابل أمل الحياة عند الولادة لدى الذكور و هذا ما لاحظناه في الفصل الثالث من هذه الدراسة حسب معطيات الجدول 15.3 عند تتبع أسباب تطور متوسط حجم الأسرة في الجزائر، أما السبب الثاني هو سهولة إمكانية و قابلية الرجال لإعادة الزواج بعد الترميل في نجد العكس بالنسبة للإناث.

تعمقا في التحليل الكمي للمعطيات الممكن استخراجها من الملف الخاص بالمسح محل الدراسة المتعلقة بمتغير الحالة الزوجية و إجراء مقارنات أكثر عمقا تدعيما لأسباب التفاوت في نسب صفات الحالة الزوجية عند إدراج متغير الجنس و تأكيدا لها، وظفنا الجدول التالي الحامل لرقم 15.5 الذي يحوي نسب كل من الذكور و الإناث من مجموع أفراد كل حالة زواجية بشكل مستقل، أي تم حساب النسب أفقيا، النتائج المتحصل عليها موزعة في الجدول أدناه.

جدول 15.5: توزيع الأفراد حسب الجنس و الحالة الزوجية

المجموع	الجنس		الحالة الزوجية
	إناث	ذكور	
100	44,47	55,53	أعزب
100	50,35	49,65	متزوج
100	83,76	16,24	مطلق
100	88,63	11,37	أرمل
100	49,55	50,45	المجموع

من خلال معطيات الجدول أعلاه رقم 15.5، يتبين لنا صدق الترتيب الكمي السابق الذكر و الخاص بنسب كل من الذكور و الإناث، بحيث وجدنا إجمالاً أن الذكور يمثلون 50,45% من سكان الجزائر المعنيين بالزواج ديموغرافيا في حين بلغت نسبة الإناث 49,55% من مجموع السكان، بالتركيز على نسب صفات الحالة الزوجية وجدنا أن الذكور يمثلون 55,53% من مجموع العزاب و تزيد نسبتهم بما يربو عن 11 نقطة عند مقارنتها بنسبة الإناث من مجموع العزاب التي بلغت 44,47%، أما الأفراد المتزوجون فقد مثل الذكور منهم نسبة 49,65% في حين مثلت الإناث منهم 50,35%. فيما يخص الأفراد ذوي الحالة الزوجية مطلق و أرمل فقد تباينت نسبتا الذكور و الإناث بشكل لافت للانتباه و بفرق كبير جدا كحيا بحيث مثلت الإناث منهم على التوالي 83,76% و 88,63% في حين لم يمثل الذكور منهم سوى النسبتين 16,24% و 11,37% على الترتيب.

بعد رصد انتشار صفات متغير الحالة الزوجية على مستوى الأفراد البالغة أعمارهم أكثر من خمسة عشر سنة، سنركز حاليا على توزيع صفات الحالة الزوجية على مستوى أرباب الأسر و أرباب العائلات فقط، مع إدراج متغير الجنس ذكور و إناث فيما يتعلق بأرباب الأسر و أرباب العائلات حتى نتمكن من إجراء عمليات المقارنة للحالات الزوجية للمعنيين بين الجنسين و في نفس لتأكيد الاستنتاجات المتوصل إليها في العنصر السابق من هذا الفصل إضافة لإبراز خاصية الحالة الزوجية لأرباب العائلات و لأرباب الأسر الجزائرية. بلوغا لهذه الغايات وظفنا الجدول التالي رقم 16.5 ذو الطابع المركب الذي لخصنا فيه توزيع أرباب الأسر و أرباب العائلات كنسب مئوية حسب المتغيرين الحالة الزوجية و الجنس و المستخرج كذلك من ملف المسح مصدر معطيات الدراسة. تجدر الإشارة بان المقصود بأرباب العائلات هو أرباب العائلات الثانوية.

جدول 16.5: توزيع أرباب الأسر و أرباب العائلات حسب الجنس و الحالة الزوجية

المجموع	رب العائلة		المجموع	رب الأسرة		الحالة الزوجية
	أنثى	ذكر		أنثى	ذكر	
0	0	0	0,92	2,36	0,73	أعزب
75,15	3,83	98,46	86,68	7,50	97,15	متزوج
11,80	45,24	0,87	2,06	14,48	0,42	مطلق
13,06	50,93	0,67	10,33	75,66	1,70	أرمل
100	100	100	100	100	100	المجموع

من خلال البيانات الملخصة في الجدول أعلاه، يتضح أن اغلب أرباب الأسر هم من حاملي الحالة الزوجية متزوج بحيث مثلوا 86,68% من مجموع أرباب الأسر، أتت في المرتبة الثانية نسبة أرباب الأسر ذوي الحالة الزوجية أرمل بتمثيلهم 10,33% من مجموع أرباب الأسر تلتها نسبتا أرباب الأسر العزاب ثم المطلقين البالغتين 0,92% و 2,06% على التوالي. بإدراج متغير الجنس لدى أرباب الأسر وجدنا أن الترتيب الكمي السابق الخاص بالنسب الإجمالية لصفات الحالات الزوجية يختلف جزئيا عن ترتيبها عند الذكور بينما يختلف بشكل جد بارز عند الإناث. فعند جنس الذكور مثل المتزوجون النسبة الأغلب بشكل مطلق من مجموع أرباب الأسر بحيث بلغت 97,15% تلتها نسبة المترملين من مجموعهم ذات القيمة 1,70% بفرق جد شاسع قدره 95,45 نقطة، تلتها نسبة أرباب الأسر ذوي الصفة أعزب ثم مطلق اللتان كادتا أن تتعدما، أما عند جنس الإناث فقد وردت نسبة ربات الأسر الأرامل الأغلب من مجموع ربات الأسر بتمثيلهن 75,66% جاءت بعدها نسبة المطلقات من مجموعهن ذات القيمة 14,48%، تلتها نسبة المتزوجات و أخيرا نسبة العازبات. الاختلاف في الترتيب الكمي لهذه النسب يؤكد تماما كل ما تم طرحه و استنتاجه سابقا من تموضع الرجال على هرم مسؤولية الأسر الجزائرية، قابلية الرجال لإعادة الزواج بعد التطليق أو الترميل على عكس النساء التي تجد صعوبة في ذلك، ارتفاع أمل الحياة عند النساء مقارنة بالرجال، و غيرها من مما سبق طرحه.

فيما يخص الحالة الزوجية لأرباب العائلات، فوجدنا انعدام من يحمل صفة العزوبة مهما كان جنسه بحكم اشتراط عدم عزوبية الفرد ذكر أو أنثى حتى يكون رب عائلة وفقا لمفهوم العائلة و رب العائلة ديموغرافيا، أما المتزوجون منهم فقد مثلوا أكثر من ثلاثة أرباعهم بنسبة 75,15% يرجع ارتفاع هذه النسبة إلى جنس الذكور بحيث مثل المتزوجون النسبة الأغلب على الإطلاق و التي بلغت 98,46% من مجموع أرباب العائلات الذكور، أما أرباب العائلات من جنس الذكور ذوي الحالتين الزوجيتين أرمل و مطلق فلم يمثلوا غير نسبتيين يمكن وصفهما بالضعيفتين جدا إلى درجة اقترابهما من الانعدام بحيث بلغتا مجتمعيتين معا 1,54% من مجموع أرباب العائلات. و بخصوص أرباب العائلات المترملين و المطلقين فقد مثلوا على الترتيب النسبتيين 13,06% و 11,80%، يمكن إرجاع الارتفاع النسبي لهاتين النسبتيين إلى جنس الإناث بحيث مثلت الأرامل و المطلقات على التوالي النسبتيين 50,93% و 45,24% من مجموع ربات العائلات.

1.2.2.5- البنى الأسرية و خاصة الحالة الزوجية:

بعد استيفاء تتبع خاصية الحالة الزوجية على مستوى الأفراد بشكل عام ثم على مستوى أرباب الأسر و أرباب العائلات بشكل خاص مع إدراج متغير الجنس على المستويين السابقين، سنحاول تسليط الضوء على العلاقة بين هذه الخاصية و الانتماء البنيوي للأسر الجزائرية و تراكيبيها العائلية على مستوى

أرباب الأسر و المعبرين في نفس الوقت عن الأسر كون كل رب أسرة يمثل الأسرة المنتمي إليها ثم على مستوى الأفراد المنتمين إلى كل بنية أسرية و كل تركيبة عائلية. و الجدول التالي يلخص توزيع أرباب الأسر أي الأسر حسب الحالة الزوجية و البنى الأسرية الخاصة بأرباب الأسر و الغاية منه هو رصد العلاقة وصفا بين المتغيرين البنية الأسرية للأسر و الحالة الزوجية لممثليها.

جدول 17.5: توزيع أرباب الأسر (الأسر) حسب البنى الأسرية و الحالة الزوجية

المجموع	الحالة الزوجية				البنية الأسرية
	أرمل	مطلق	متزوج	أعزب	
100	59,74	12,89	5,26	22,11	الأسر ذات الفرد الواحد
100	41,26	11,19	2,80	44,76	الأسر عديمة التركيبة العائلية
100	8,01	1,67	90,32	0,00	الأسر البسيطة
100	8,90	2,62	88,48	0,00	الأسر الموسعة من النموذج 1
100	18,40	2,19	79,41	0,00	الأسر الموسعة من النموذج 2
100	15,47	2,11	82,42	0,00	الأسر المركبة
100	12,50	5,56	5,56	76,39	بنى أخرى
100	10,33	2,06	86,68	0,92	المجموع

من خلال البيانات الملخصة في الجدول أعلاه، يتضح أن اغلب أرباب الأسر ذات الفرد واحد هم من المترملين بحيث مثلوا 59,74% من مجموع أسر هذه البنية، أتت في الرتبة الثانية نسبة العزاب منهم الذين مثلوا 22,11% كما مثل المطلقون منهم نسبة 12,89%، يمكن إرجاع ارتفاع نسبة كل من المترملين و المطلقين من أرباب أسر هذه البنية إلى تغير الحالة الزوجية لهم بعد ما كانوا متزوجين و يرجح أنهم في الأغلب كانوا ممثلين لأرباب أو زوجات أرباب لأسر ذات بنية أسرية بسيطة. فيما يخص أرباب الأسر عديمة التركيبة العائلية مثل العزاب منهم نسبة 44,76% و يرتبط سبب ارتفاع نسبتهم إلى طبيعة علاقات القرابة التي تجمع بينهم لان هذه الأسر تتكون من مجموعة أفراد بشرط عزوبيتهم و في الأغلب يكونون مجموعة من إخوة و أخوات عزاب كما يمكن تتشكل هذه البنية من مجموعة أفراد غير متزوجين أي من الممكن يكونوا مطلقين أو مترملين بشرط عدم وجود أبناء معهم و هذا سبب ارتفاع نسبة المترملين منهم التي بلغت 41,26% كما يرجح أن تكون الأسر الممثلة من طرف أرباب أسر مطلقين سابقا كأسر ببنية موسعة من النموذج الأول، في حين بلغت نسبة العزاب من أرباب الأسر البنية أخرى 76,39% الأغلب و هي النسبة الأكبر مقارنة بباقي البنى الأسرية يمكن إرجاع ارتفاع نسبة أرباب الأسر العزاب في هذه

البنية إلى طبيعة صلة القرابة بين أفرادها بحكم أن كل الأسر تحت مسؤولية العزاب تمثل البنية أخرى حسب النمذجة المقترحة في هذه الدراسة.

فيما يخص البنى الأسرية البسيطة، الموسعة من النموذج الأول، الموسعة من النموذج الثاني و المركبة فإن نسبة المتزوجين من أرباب أسرها تعد الأغلب و بشكل مطلق و بالأخص أسر البنية البسيطة التي مثل المتزوجون نسبة 90,32% من مجموع أرباب أسرها، كما يلاحظ وجود نسبة معتبرة من أرباب الأسر المترملين في البنيتين الأسريتين الموسعة من النموذج الثاني و المركبة و يمكن إرجاع ذلك إلى تقدم سن أرباب الأسر المسؤولين عليها مما يجعل أرباب أسرها و زوجاتهم في احتمال أكبر للتعرض للوفاة و سنتعرض لهذا في خاصية الأعمار بشكل أكثر تفصيلا، أما نسبة العزاب في هذه البنى الأسرية فقد انعدمت تماما بين أرباب أسرها بسبب اشتراط أن تكون الحالة الزوجية لأرباب أسر هذه البنى متزوجون أو غير عزاب بشرط وجود أبناء معهم في نفس المسكن و هو معيار تشكيل العائلة و التي تكون بدورها هي العائلة الرئيسية في أسر البنى الأسرية البسيطة، الموسعة من النموذج الأول، الموسعة من النموذج الثاني و المركبة. بعد تركيز الملاحظة في الجدول أعلاه على خاصية الحالة الزوجية باعتبارها كأحد المتغيرات الديموغرافية بالنسبة لأرباب الأسر أي التتبع و صفيا لانتشار و توزيع الصفات الزوجية الأربعة بين أرباب الأسر، سنحاول رصد انتشار ظاهرة الزوجية بين أوساط الأفراد البالغة أعمارهم أكثر من 15 سنة حسب انتمائهم الأسري، و الغاية من ذلك هو معرفة أي بنية أسرية ينتشر فيها الزواج أكثر كون الزواج هو الخطوة الأولى لتكوين عائلة و التي بدورها قد تشكل أسرة في حال توفر معايير تكوينها أي الاستقلالية السكنية و الاستقلالية الاقتصادية و اللذان يتحققان غالبا بعد انفصال العائلة الثانوية المشكلة عن طريق الزواج عن الأسرة الأم.

جدول 18.5: توزيع الأفراد البالغين أكثر من 15 سنة حسب البنى الأسرية و الحالة الزوجية

المجموع	الحالة الزوجية				البنية الأسرية
	أرمل	مطلق	متزوج	أعزب	
100	59,74	12,89	5,26	22,11	الأسر ذات الفرد الواحد
100	18,25	6,91	2,09	72,75	الأسر عديمة التركيبة العائلية
100	2,12	0,72	46,66	50,51	الأسر البسيطة
100	12,60	1,80	39,78	45,82	الأسر الموسعة من النموذج 1
100	5,86	2,97	50,79	40,38	الأسر الموسعة من النموذج 2
100	6,46	3,23	59,92	30,39	الأسر المركبة
100	17,19	7,02	15,44	60,35	بنى أخرى
100	4,10	1,34	46,74	47,82	المجموع

من خلال البيانات الملخصة في الجدول أعلاه، يتضح أن اغلب أفراد البنية الأسرية الأسر ذات الفرد الواحد المعنيين بالزواج هم مترملون و ذلك بتمثيلهم النسبة 59,74% في حين كان اغلب أفراد البنية الأسرية عديمة التركيبة العائلية عزابا بتمثيلهم 72,75%، بمقارنة نسب الأفراد بنسب أرباب الأسر للأسر ذات الفرد الواحد حسب الحالة الزوجية وجدناها متطابقة تماما كون أسر هذه البنية تتشكل من فرد واحد، و عند مقارنة الترتيب الكمي لنسب الأفراد للأسر عديمة التركيبة العائلية بترتيب نسب أرباب الأسر حسب الحالة الزوجية الواردة في الجدول 17.5 وجدنا أن ترتيبهما متماثل مما يوحي بقلة حجم متوسط أسر هذه البنية، نفس الفكرة تنطبق على أسر البنية الأسرية أخرى التي مثل العزاب فيها 60,35% من مجموع أفرادها.

فيما يخص الأسر البسيطة وجدنا أن أكثر من نصف أفرادها عزاب بتمثيلهم 50,51% أتت بعدها نسبة المتزوجين بنسبة 46,66% بينما وجدنا حسب معطيات الجدول رقم 17.5 أن نسبة المتزوجين هي الأغلب بشكل مطلق ذات المقدار 90,32% من مجموع أرباب أسرها، و في نفس الوقت وردت نسبة المتزوجين من بين أفرادها أقل من نسبة المتزوجين من بين أفراد البنيتين الأسريتين الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة البالغتين 50,79% و 59,92% على الترتيب على عكس ما ورد في الجدول 17.5 كما أن نسب العزاب في البنيتين الأخيرتين 40,38% و 30,39% على الترتيب و كذا نسبة العزاب بين أفراد البنية الموسعة من النموذج الأول 45,82% أقل من نسبة العزاب من بين أفراد الأسر البسيطة مما يوحي إلى أن الأسر الموسعة و الأسر المركبة تعمل على تشجيع الزواج وهذا تأكيد على الاستنتاجات المتوصل إليها في الفصل الرابع من هذه الدراسة بعد حساب معامل الارتباط الخطي بيرسون بين نسب كل من المتزوجين و العزاب و البنى الأسرية. وجود نسبة معتبرة من بين أفراد البنية الأسرية الموسعة من النموذج الأول من ذوي الحالة الزوجية أرمل قدرها 12,60% يمكن أن نرده إلى رجوع بنات و أخوات أرباب الأسر إلى البيت الأسري و إلى مكوث احد أبوي أرباب الأسر معه بعد الترميل و الأكيد دون أولادهم أي أن هذه الأسر قبل عودة المترملين إليها كانت على الأرجح ذات بنية بسيطة.

بعد التتبع الوصفي و الاستقراء للبيانات الخاصة بالعلاقة بين المتغير البنية الأسرية و متغير الحالة الزوجية الخاصة بأرباب الأسر الذي نتج عنه وجود تأثير للبنى الأسرية على ظاهرة الزوجية و يجب تأكيد وجود هذه العلاقة و التأثير إحصائيا و عدم الاكتفاء الوصفي و الاعتماد على النسب التي تعكس انتشار كل صفة زوجية، لبلوغ هذه الغاية وطفنا الاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية بين المتغيرين المذكورين لتوفر شروطه الخاصة بالمعطيات و الغاية المرجوة، بحيث تكون الفرضية الصفرية H_0 في هذه الحالة ناصة على عدم وجود علاقة بين البنية الأسرية و الحالة الزوجية لأرباب الأسر في النظرير تفيد

الفرضية البديلة H_1 بوجود علاقة بين المتغيرين و بالتالي وجود تأثير للبنية الأسرية المنتمي إليها أرباب الأسر على الحالة الزوجية لهم، للإشارة تمت مناقشة العلاقة إحصائيا بين البنى الأسرية و الحالة الزوجية لأرباب الأسر بدل العلاقة بين البنى الأسرية و الحالة الزوجية لمجمل أفراد الأسر بحكم أن أرباب الأسر ذوي أعمار تفوق 15 سنة بكثير و اغلبهم محل دراسة الزوجية فعليا بحكم أعمارهم أما عند تتبع هذه العلاقة بإدراج مجمل الأفراد فإننا سندرج أفراد ذوي أعمار في سن الزواج نظريا و هذا من شأنه أن يمدنا بنتائج غير معبرة على واقع الزوجية فعليا. اعتمادا على برنامج SPSS تم التوصل إلى نتائج الاختبار كاف مربع للاستقلالية المبينة في الجدول التالي:

Tests du Khi-deux

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	15005,071a	18	,000
Rapport de vraisemblance	4139,497	18	,000
Association linéaire par linéaire	8,964	1	,003
Nombre d'observations valides	28991		

من خلال النتائج الملخصة في الجدول أعلاه، يتبين أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة جد كبيرة كميا 15005,071 و هي أكبر من قيمة كاف مربع الجدولة ذات القيمة 28,87 المستخرجة من جدول توزيع كاف مربع عند مستوى معنوية $\alpha = 5\%$ و درجة حرية $n=18$ نتجت بضرب عدد الأسطر ناقص واحد في عدد الأعمدة ناقص واحد $(k-1)(L-1)$ أي 3×6 بحكم أن متغير البنية الأسرية يحمل سبعة صفات (سبع بنى) معبر عنها بسبعة أسطر في الجدول رقم 17.5 أما متغير الحالة الزوجية فيحمل أربعة صفات معبر عنها بأربعة أعمدة، من خلال هذه المقارنة فننا نرفض الفرضية الصفرية و نقبل الفرضية البديلة، تأكيدا لهذا القرار القيمة الاحتمالية الموافقة لإحصائية كاف مربع في الجدول أعلاه 0,000 و هي أقل من مستوى المعنوية 0,05 و عليه نقبل الفرضية البديلة H_1 التي تفيد بعدم استقلالية انتماء أرباب الأسر إلى البنى الأسرية و حالتهم الزوجية.

بهدف التحقق من القرار المتخذ بقبول عدم استقلالية المتغيرين البنى الأسرية و الحالة الزوجية لأرباب الأسر كون العينة محل الدراسة كبيرة الحجم 28991 أسرة مستهدفة نعتمد على إحصائية كاف مربع المحسوبة الخاصة بالتناسق الداخلي للمعطيات بين المتغيرين محل الاختبار الإحصائي، و التي يتبين من خلال جدول نتائج الاختبار أعلاه أن قيمتها 4139,49 إذ يلاحظ أنها مختلفة عن قيمة إحصائية كاف

مربع المحسوبة ذات القيمة 15005,07، و بالرغم من اختلافهما إلا أنها بقيت جد كبيرة مقارنة مع قيمة كاف مربع النظرية إضافة إلى ذلك فهي ذات قيمة احتمالية 0,000 التي تعد أقل من مستوى المعنوية 0,05 و عليه نقبل بالفرضية البديلة و القرار المتخذ سابقا.

من خلال ما تقدم و استنادا على اختبار كاف مربع للاستقلالية يمكن القول بوجود ربط و علاقة ذات دلالة و معنوية إحصائية بين المتغيرين البيئية الأسرية و الحالة الزوجية لأرباب الأسر على مستوى الأسر الجزائرية حسب الانتماء البيئي الأسري على مستوى أسر العينة المستهدفة، و بحكم معنويتها و دلالتها الإحصائية فانه يمكن تعميم وجود هذه العلاقة و عدم الاستقلالية بين المتغيرين المذكورين على مستوى كل الأسر الجزائرية، و عليه نخلص إلى أن للبنى الأسرية في الجزائر تأثير على الحالة الزوجية في الجزائر بشكل عام.

بعد الإثبات الإحصائي لعدم الاستقلالية بين البنى الأسرية و الحالة الزوجية لأرباب الأسر عن طريق الاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية و التحقق من ذلك عن طريق الإحصائية الخاصة بنسبة التناسق الداخلي للمعطيات بين المتغيرين و الذين نتج عنهما إثبات معنوية العلاقة و دلالتها الإحصائية فضلا على وجودها، سنعمل على قياس مدى قوة هذه العلاقة كميًا بين المتغيرين اعتمادا على مقاييس الارتباط فاي، كرامر و التوافق ذات الطابع التناظري وذلك اعتمادا على برنامج SPSS الذي زدنا بالجدول التالي المبين لقيم هذه المقاييس مع اختبار معنويتها إحصائيا.

Mesures symétriques

		Valeur	Signification approximée
Nominal par Nominal	Phi	,719	,000
	V de Cramer	,415	,000
	Coefficient de contingence	,584	,000
Nombre d'observations valides		28991	

من خلال الجدول الملخص لقيم مقاييس (معاملات) الارتباط بين البنى الأسرية و الحالة الزوجية لأرباب الأسر على مستوى العينة المستهدفة، يتبين أن قيم المقاييس معامل فاي، معامل كرامر و معامل التوافق وردت غير متساوية، يرجع سبب عدم تساوي قيمها إلى حمل كلا المتغيرين أكثر من صفتين إذ يحمل متغير البنية الأسرية سبع صفات أما متغير الحالة الزوجية فيحمل أربع صفات.

و بخصوص قيم المقاييس، فنتج أن قيمة معامل (مقياس) فاي 0,719 و التي تعكس وجود علاقة قوية بين المتغيرين غير انه كما اشرنا سابقا أن هذا المعامل غالبا ما يستعمل لقياس العلاقة بين المتغيرات الحاملة لصفتين و بحكم أن كلا المتغيرين البنية الأسرية و الحالة الزوجية حاملين لأكثر من صفتين فان هذا المقياس يتأثر بالترتيب العام و بما أن القيمة الاحتمالية الموافقة له 0,000 أقل و بكثير من مستوى المعنوية 0,05 فانه دال إحصائيا و معنويا يختلف عن الصفر و لهذا فانه يقبل في إثبات قوة العلاقة، للتأكد من قوة و معنوية الارتباط بين المتغيرين و جب عدم الاكتفاء بالمقياس المذكور فقط للأسباب المذكورة في وجوب استعماله و عليه راعينا كل من معاملي كرامر و التوافق اللذان و ردت قيمتهما على الترتيب 0,415 و 0,584 اللتان تعكسان وجود علاقة متوسطة تؤول إلى القوة و بالأخص معامل التوافق، و فيما يتعلق بمعنويتهم الإحصائية فقد وردت القيمتان الاحتماليتين الموافقتان لهما بالمقدار 0,000 و هي أقل و بكثير مقارنة بمستوى المعنوية 0,05 و عليه فإنهما دالان إحصائيا و معنويا يختلفان عن الصفر، و على هذا الأساس فانه فضلا على تعميم وجود العلاقة بين المتغيرين البنية الأسرية و الحالة الزوجية لأرباب الأسر المنتمين إلى هذه الأسر فانه كذلك يمكن تعميم قوة هذه العلاقة بينهما أي أن قوتها تمس كل الأسر الجزائرية دون استثناء.

من خلال ما تقدم من إثبات إحصائي لوجود العلاقة بين البنى الأسرية و الحالة الزوجية لأرباب الأسر و التأكد من معنويتها الإحصائية و التحقق من صحة إمكانية تعميمها على مجمل الأسر الجزائرية، و بعد القياس الكمي للعلاقة الجامعة بين المتغيرين الذي نتج عليه برهنة قوة هذه العلاقة و دلالتها و معنويتها الإحصائية نخلص إلى أن البنى الأسرية تؤثر و بشكل كبير على ظاهرة الزواج، و بعد إسقاط عدم الاستقلالية و قوة العلاقة بين الانتماء البنيوي الأسري لأرباب الأسر الجزائرية على ما تم استقراؤه وصفا و رصده للعلاقة بين المتغيرين محل المتابعة من بيانات الجدولين رقم 17.5 و 18.5 يمكن القول بأن التوجه الأسري للأسر الجزائرية نحو الأسر ذات البنية البسيطة يعمل و بشكل معتبر على التقليل من انتشار ظاهرة الزواج و الرفع من انتشار العزوبة وبالتالي التأثير سلبا على معدل الزواج و إيجابا على معدل العزوبة، في المقابل التوجه الأسري المعاكس أي التوجه نحو الأسر الموسعة و الأسر المركبة يعمل على المساهمة في انتشار أحداث الزواج و الحد من العزوبة مما يؤدي إلى رفع معدل الزواج و في نفس الوقت خفض معدل العزوبة.

2.2.2.5- التراكيب العائلية و خاصة الحالة الزوجية:

بعد كشف العلاقة بين البنى الأسرية و الحالة الزوجية على مستوى أرباب الأسر و على مستوى مجمل الأفراد عن طريق الاستقراء الوصفي للجدول المركبة التي شملت توزيع كل من الأسر و الأفراد حسب المتغيرين البنية الأسرية و الحالة الزوجية، سنحاول كشف هذه العلاقة المتعلقة بخاصية الزوجية

و الأسر من ناحية تراكيبها العائلية، يعكس انتشار الحالات الزوجية الأربعة حسب التراكيب العائلية جوهر العلاقة الكائنة بين المتغيرين و على هذا الأساس وظفنا الجدول التالي الرقم 19.5 ذو الطابع المركب الذي لخصنا فيه توزيع أرباب الأسر (الأسر) حسب التركيبة العائلية للأسر المستهدفة و الحالة الزوجية.

جدول 19.5: توزيع أرباب الأسر (الأسر) حسب التراكيب العائلية و الحالة الزوجية

المجموع	الحالة الزوجية				التركيبة العائلية
	أرمل	مطلق	متزوج	أعزب	
100	51,80	12,16	4,20	31,83	عديمة التركيبة العائلية
100	8,01	1,67	90,32	0,00	التركيبة البسيطة
100	2,98	1,87	95,15	0,00	التركيبة التصاعدية
100	22,26	1,73	76,01	0,00	التركيبة التنازلية
100	9,13	5,43	85,43	0,00	التركيبة العرضية
100	5,16	3,34	91,50	0,00	التركيبة المركبة
100	12,00	2,97	78,74	6,29	تراكيب أخرى
100	10,33	2,06	86,68	0,92	المجموع

من خلال المعطيات الملخصة في الجدول أعلاه، يتبين أن المترملين يمثلون أكثر من نصف أرباب الأسر عديمة التركيبة العائلية بتسجيلهم نسبة 51,8% أنت بعدهم في المرتبة الثانية نسبة العزاب الذين مثلوا 31,83%، يمكن إرجاع ارتفاع نسبي أرباب الأسر ذوي الحالتين الزوجيتين أرمل و أعزب إلى كون أن هذا النموذج من التراكيب العائلية هو مزيج من البنيتين الأسريتين الأسر ذات الفرد الواحد و الأسر عديمة التركيبة العائلية اللتان سجل من أرباب أسرهم المترملون 59,74% و العزاب 44,76% على التوالي. بخصوص الأسر ذات باقي التراكيب العائلية فقد مثل أرباب الأسر المتزوجون النسب الأغلب على الإطلاق مهما كانت التركيبة العائلية فكانت أكبر نسبهم لدى أسر التركيبة العائلية التصاعدية أين مثلوا 95,15% أما أقلهم فكانت لدى أسر التركيبة العائلية التنازلية بتمثيلهم 76,01%، يمكن إرجاع قلة نسبة المتزوجين من أرباب أسر التركيبة العائلية التنازلية مقارنة بباقي التراكيب إلى ارتفاع نسبة المترملين جزئيا الذين مثلوا 22,26%، كما يلاحظ قلة نسب أرباب الأسر المطلقين حسب التراكيب العائلية و انعدام نسب أرباب الأسر العزاب في كل أسر التراكيب العائلية ماعدا الأسر عديمة التركيبة العائلية و الأسر ذات التركيبة أخرى بحكم أن هذه التراكيب العائلية يُشترط في تكوينها وجود عائلة واحدة على الأقل و العائلة بدورها يُشترط في تكوينها عدم عزوبية المسؤول عنها و الذي غالبا ما يكون متزوجا حسب معطيات الجدولين 17.5 و 19.5 .

ما يمكن استنتاجه من الاستقرار الوصفي عموما من معطيات الجدول أعلاه هو وجود علاقة بين التوجه العائلي للأسر الجزائرية و الزواج أقل ما يمكننا قوله بها أنها أقوى من العلاقة التي ربطت بين الأسر الجزائرية من حيث بنيتها و الزواج و لكن هذا الطرح يبقى صالحا فقط من الناحية الوصفية و تم طرحه من خلال ارتفاع نسب أرباب الأسر المتزوجين من بين مجموع أرباب الأسر حسب توزيعهم بين التراكيب العائلية مقارنة بنسب أرباب الأسر المتزوجين من بين مجموع أرباب الأسر حسب توزيعهم بين البنى الأسرية، و للتأكد من مدى صحة هذا الطرح يجب أن نحتكم إلى الإثبات الإحصائي الذي من شأنه إثبات أو نفي ذلك.

بهدف التعمق في تحليل المعطيات كليا و كشف العلاقة بشكل أوضح بين متغير الحالة الزوجية و التراكيب العائلية للأسر الجزائرية أدرجنا جميع الأفراد البالغين أكثر من 15 سنة تحت الملاحظة و ذلك بتتبع توزيع مجمل الأفراد المعنيين بالزواج حسب المتغيرين الحالة الزوجية و التركيبة العائلية للأسر الذي من شأنه أن يوضح مدى انتشار الصفات الزوجية الأربعة بين أوساط الأفراد حسب انتمائهم للتراكيب العائلية، و لهذا وظفنا الجدول التالي الذي يلخص توزيع الأفراد حسب المتغيرين المذكورين.

جدول 20.5: توزيع الأفراد البالغين أكثر من 15 سنة حسب التراكيب العائلية و الحالة الزوجية

المجموع	الحالة الزوجية				التركيبة العائلية
	أرمل	مطلق	متزوج	أعزب	
100	32,00	8,89	3,14	55,97	عديمة التركيبة العائلية
100	2,12	0,72	46,66	50,51	التركيبة البسيطة
100	18,17	1,15	44,50	36,18	التركيبة التصاعدية
100	4,29	2,98	53,26	39,47	التركيبة التنازلية
100	4,00	3,50	41,22	51,28	التركيبة العرضية
100	13,21	2,81	43,34	40,65	التركيبة المركبة
100	9,11	2,81	41,23	46,85	تراكيب أخرى
100	4,10	1,34	46,74	47,82	المجموع

من خلال البيانات الملخصة في الجدول أعلاه، لاحظنا أن نسبة العزاب من بين أفراد الأسر عديمة التركيبة العائلية هي الأكبر مقارنة بباقي الحالات الزوجية لهذه الأسر و هذا مرده إلى طبيعة صلات القرابة الرابطة بين أفرادها ففي الغالب تتكون من مجموعة أفراد عزاب مهما كانت العلاقة بينهم كما يمكن أن تحوي فردا واحدا و لاحظنا حسب معطيات الجدول 17.5 أن نسبة العزاب من بين الأفراد المشكلين

لأسر ذات فرد واحد بلغت 22,11%، فيما يخص الأسر ذات التركيبة العائلية العرضية وجدنا أن العزاب مثلوا نسبة 51,28% من مجموع أفرادها و هي أقل من نسبة المتزوجين منهم الذين مثلوا 41,22% بفارق يربو عن 10 نقاط يمكن إرجاع ذلك إلى احتواء هذه الأسر الكثير من إخوة و أخوات أرباب الأسر و الذين غالبا ما يكونون عزابا.

بلغت نسبة العزاب بين أفراد الأسر ذات التركيبة البسيطة القيمة الأكبر مقارنة بباقي الحالات الزوجية الأخرى إذ مثلوا 50,51% في حين مثل المتزوجون منهم 46,66% بينما في الأسر ذات التراكيب التصاعدية، التنازلية و المركبة شهدنا عكس ذلك إذ مثل ذوو الحالة الزوجية متزوج نسبيا أكبر من العزاب، فمثلا مثل المتزوجون من مجموع الأسر ذات التركيبة العائلية المركبة نسبة 43,34% و هي أكبر مقارنة من نسبة العزاب التي بلغت 40,65% و هذا مرده إلى احتواء هذا النوع من الأسر أكثر من اتجاه عائلي واحد أي أنها تجمع بين اتجاهين و أحيانا ثلاثة و هذه الاتجاهات ناتجة عن وجود أفراد أو عائلات ثانوية باتجاهات مختلفة بالنسبة لرب الأسرة مثل وجود عائلة الابن مع وجود عائلة الأخ أو غير ذلك من العائلات الثانوية و من الضروري أن تنشأ هذه العائلات الثانوية عن طريق رابطة الزوجية.

من خلال مقارنة نسب المتزوجين بنسب العزاب بين أفراد الأسر حسب تراكيبها العائلية و تتبعها وصفا يمكن القول و لو مبدئيا أي من الناحية الوصفية المستوحاة من النسب أن الأسر ذات التراكيب التصاعدية، التنازلية و المركبة تعمل على تشجيع الزواج أو ساط أفرادها على عكس الأسر ذات التوجه العائلي البسيط، و لكن يبقى الاختبار الإحصائي المناسب هو المعيار الأساسي لتأكيد و جود هذه العلاقة و بالتالي تأثيرها أو نفيها.

عموما، و من خلال التحليل الوصفي المبني على المقارنات بين النسب المترجمة لمعطيات الجدولين 19.5 و 20.5 يتبين وجود علاقة بين التوجه العائلي للأسر المستهدفة و أرباب الأسر الممثلين لكل تركيبة عائلية و الأفراد المعنيين بظاهرة الزواج، إلا انه و جب علينا إثبات ذلك إحصائيا أي إخضاع المعطيات إلى الاختبار الإحصائي الأنسب الذي من شأنه إثبات ذلك أو نفيه، كما تم ذكره سابقا و لبقاء نوع المتغيرات و الغاية المرجوة من الاختبار على حالهما وظفنا اختبار كاف مربع للاستقلالية بهدف إثبات الاستقلالية أو عدمها بين المتغيرين التركيبة العائلية للأسر الجزائرية و الحالة الزوجية لأرباب أسرها، ففي هذه الحالة الفرضية الصفرية H_0 تفيد باستقلالية التراكيب العائلية للأسر الجزائرية على الحالة الزوجية لأرباب أسرها بينما تفيد الفرضية البديلة H_1 على وجود علاقة و ربط بين المتغيرين هذه العلاقة تترجم تأثير متغير التركيبة العائلية على الحالة الزوجية، إتماما لهذا الاختبار استعملنا برنامج SPSS و الذي زدنا بالجدول التالي الذي يلخص فيه نتائج الاختبار.

Tests du Khi-deux

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	10142,128a	18	,000
Rapport de vraisemblance	4030,874	18	,000
Association linéaire par linéaire	23,110	1	,000
Nombre d'observations valides	28991		

من خلال النتائج الموضحة في الجدول أعلاه، تبين أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 10142,128 أكبر من قيمة كاف مربع النظرية المستخرجة من جدول التوزيع الاحتمالي لقانون كاف مربع 28,87 عند مستوى معنوية $\alpha = 0,05$ و درجة حرية $n=18$ ، كما أن القيمة الاحتمالية الموافقة لقيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 0,000 أقل بكثير من مستوى معنوية $\alpha = 0,05$ ، اعتمادا على مقارنة قيمتي كاف مربع المحسوبة و النظرية و مقارنة قيمتي مستوى الدلالة الاحتمالية و مستوى المعنوية فإننا و كقرار متخذ نرفض الفرضية الصفرية المبنية على العدم و نقبل الفرضية البديلة التي مفادها وجود العلاقة و الربط بين المتغيرين أي عدم استقلالية متغير التركيبة العائلية للأسر و الحالة الزوجية لأرباب أسرها، بهدف التحقق من القرار المتخذ نظرا لكبر حجم العينة نركز الملاحظة على قيمة إحصائية كاف مربع للتناسق الداخلي بين معطيات المتغيرين المتتابعين بحيث وجدنا أن قيمة هذا المؤشر 4030,874 و هي مختلفة عن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 10142,128 باتجاه القلة غير أنها بعيدة عن قيمة كاف مربع النظرية 28,87 كل البعد اتجاه الكبر كما يتضح من خلال الجدول أعلاه أن القيمة الاحتمالية الموافقة لها 0,000 أقل بكثير من مستوى معنوية $\alpha = 0,05$ ، و عليه فإن القرار المتخذ بقبول الفرضية البديلة في محله و بالتالي يمكن القول بان عدم الاستقلالية بين المتغير التركيبة العائلية للأسر و المتغير الحالة الزوجية لأرباب هذه الأسر مثبتة إحصائيا أي أن العلاقة بينهما ذات معنوية و دلالة إحصائية، و بحكم دلالتها الإحصائية فإنه يمكن القول بان هذه العلاقة تمس وجوديا كل الأسر الجزائرية.

بعد أن تم الإثبات و البرهنة إحصائيا على وجود علاقة و ربط بين المتغير التركيبة العائلية للأسر و الحالة الزوجية لأرباب أسرها على مستوى أسر العينة المستهدفة مع إمكانية تعميمها على سائر الأسر الجزائرية، و بوجوب و جود إمكانية قياس العلاقة بينهما حسابيا بعد التأكد من وجودها نستعمل المقاييس الارتباطية الخاصة بذلك المتمثلة في معامل فاي، معامل كرامر و معامل التوافق مع اختبار مدى معنويتها و قابلية تعميمها على مجمل الأسر الجزائرية، لبلوغ هذا الهدف استعملنا البرنامج SPSS و الذي زدنا

بالجدول التالي الملخص لقيم معاملات الارتباط المذكورة مع القيم الاحتمالية الخاصة بكل معامل التي بدورها تترجم مدى الدلالة الإحصائية لكل مقياس.

Mesures symétriques

		Valeur	Signification approximée
Nominal par Nominal	Phi	,591	,000
	V de Cramer	,341	,000
	Coefficient de contingence	,509	,000
Nombre d'observations valides		28991	

من خلال النتائج الموضحة في الجدول أعلاه، تبين أن قيمة معامل الارتباط فاي 0,591 و هي تعكس وجود علاقة متوسطة تميل إلى القوة (0,6) بين المتغير التركيبية العائلية و المتغير الحالة الزوجية و كما أسلفنا الذكر سابقا فانه لا يمكننا الاكتفاء بهذا المعامل و تبنيه بشكل مطلق لأنه في هذه الحالة غير عاكس لقوة العلاقة بين المتغيرين بسبب حمل كلا المتغير أكثر من صفتين إلا انه يمكن اعتمادها بسبب معنويته و دلالاته الإحصائية لأن القيمة الاحتمالية الموافقة له 0,000 أقل بكثير من مستوى المعنوية 0,05، فيما يخص قيمتي المقياسين معامل كرامر و معامل الاقتران فوردت قيمتهما 0,341 و 0,509 على الترتيب و اللتان من خلالهما يمكن القول أن المقياس الأول يفيد بوجود علاقة متوسطة القوة كليا بين المتغيرين أما المقياس الثاني فيفيد بوجود علاقة قوية بين المتغيرين محل المتابعة، و بخصوص دلالتهم الإحصائية فتبين من خلال الجدول أعلاه أن القيمتين الاحتماليتين الموافقتين للمقياسين مساويتان للمقدار 0,000 الذي يعد أقل و بكثير مقارنة بمستوى المعنوية 0,05، هذه المقارنة تعكس المعنوية و الدلالة الإحصائية للمعاملين و بالتالي تعكس الدلالة الإحصائية لقوة العلاقة بين المتغير التركيبية العائلية للأسر على مستوى أسر العينة محل البحث و الحالة الزوجية لأرباب أسرها و بحكم المعنوية الإحصائية للمعاملات الثلاث فانه يمكن القول بان قوة العلاقة بين المتغيرين المذكورين تمس كل الأسر الجزائرية.

نخلص مما تقدم بعد الإثبات الإحصائي لوجود العلاقة أي عدم الاستقلالية بين المتغير التراكيب العائلية للأسر الجزائرية و الحالة الزوجية لأرباب الأسر المسؤولين عنها مع دلالتها و معنويتها الإحصائية التي خولتنا أن نعتم وجود هذه العلاقة بين المتغيرين على مجمل الأسر الجزائرية و بعد القياس الكمي لقوة هذه العلاقة بمختلف معاملات الارتباط المناسبة لذلك و التي نتج عنها وجود علاقة قوية بين المتغيرين كما أنها دالة و معنوية إحصائيا و بعد إسقاط ما تم برهنته إحصائيا على ما تم رصده وصفا للعلاقة بين المتغيرين في الفقرات السابقة حسب معطيات الجدول 19.5 فانه يمكن القول إجمالا أن التراكيب العائلية

للأسر الجزائرية تؤثر على الحالة الزوجية أي أن ميول الأسر الجزائرية نحو بساطة التوجه العائلي أي نحو الأسر ذات التراكيب العائلية البسيطة يعمل على الإنقاص من انتشار أحداث ظاهرة الزواج كما يشجع في نفس الوقت على الرفع من مستويات العزوبة و بالتالي الإنقاص من معدل الزواج و الرفع من معدل العزوبة في الجزائر كما أن ميول الأسر الجزائرية إلى الأسر ذات التراكيب العائلية الأخرى غير التركيبية العائلية البسيطة يعمل على الرفع من أعداد أحداث ظاهرة الزواج و خفض مستويات العزوبة و التالي رفع معدل الزواج و خفض معدل العزوبة في الجزائر.

كمقارنة بين تأثير كل من البنى الأسرية و التراكيب العائلية على ظاهرة الزواج في الجزائر وجدنا أن كلاهما ذو تأثير مهم على هذه الأخيرة، غير انه وجدنا أن تأثير التراكيب العائلية على الزواج أشد من تأثير البنى الأسرية على الزواج و صفيا من خلال استقراء معطيات الجدولين 17.5 و 19.5، و لكن إحصائيا اتضح غير ذلك و هو الأصح أي أن تأثير البنى الأسرية في الجزائر على الزواج لحدّ من تأثر الزواج بالتراكيب العائلية للأسر الجزائرية بحيث وجدنا أن قيمة كاف مربع المحسوبة بين المتغيرين البنى الأسرية و الحالة الزوجية 15005,07 أما كاف مربع للتناسق الداخلي للمعطيات بين المتغيرين فقيمتها 4139,49 و هما أكبر من نظيريهما الخاصين بالمتغيرين التراكيب العائلية للأسر الجزائرية و الحالة الزوجية ذوا القيمتين 10142,13 و 4030,88، إضافة إلى ذلك وجدنا مقاييس معاملات الارتباط الثلاث معامل فاي، معامل كرامر و معامل التوافق بالقيم 0,719، 0,415 و 0,584 بين البنى الأسرية و الحالة الزوجية و هي أكبر مقارنة مع معاملات الارتباط بين التراكيب العائلية و الحالة الزوجية ذوات القيم 0,591، 0,341 و 0,509، و هذا يعكس الضرورة الملحة لاستعمال الأساليب الإحصائية للتحليل الكمي للمعطيات لإبراز خاصية الزوجية لدى الأسر الجزائرية و في نفس الوقت يعد كتبرير لاسترسالنا في استعمالها.

3.2.5- البنى الأسرية و التراكيب العائلية و خاصية التركيب العمري و النوعي:

نظرا للأهمية البالغة لخاصية التركيب السكاني من الناحية العمرية و النوعية التي تعمل على التأثير في مجمل الظواهر الديموغرافية و بالأخص ظاهرتي الزواج و الخصوبة وتأثيرها على بعض من المؤشرات الديموغرافية التي تأخذ أبعادا اقتصادية و اجتماعية كمعدلي الإعالة الديموغرافية و الإعالة الاقتصادية، معدلي البطالة و التشغيل، معدلات التمدرس و غيرها، بحيث تعمل هذه الخاصية على التأثير في الخصوبة من خلال تغير مستوياتها بدلالة الأعمار و تؤثر في الزوجية بارتباطها الوثيق بمتغيري الجنس و العمر معا كما تؤثر على المؤشرات الديموغرافية ذات البعد الاقتصادي و الاجتماعي المذكورة من خلال ارتباطها الوثيق بمتغيري الجنس و العمر معا، و لهذا سنحاول تسليط الضوء على هذه الخاصية على مستوى الأسر الجزائرية.

تجدر الإشارة انه عند استعمال مؤشر وييل لتقييم جودة المعطيات المتعلقة بالعمر على مستوى كل الأفراد المبحوثين في الفصل الأول من هذه الدراسة نتج عنه قبول استغلال البنية إلى درجة كبيرة جدا بحكم أن مقداره ساوى 1,0293 و الذي يعكس درجة عالية من الدقة في إدلاء الأفراد بأعمارهم و ذلك بانعدام كل من الجاذبية و النفور للأعمار المنتهية بالرقمين صفر (0) و خمسة (5)، نفس الناتج المتعلق بصلاحية البنية عند استعمال مؤشر مايرز و المؤشر المجمع للأمم المتحدة. و يمكن الاعتماد كذلك على نسب الذكورة بهدف قياس صلاحية و جودة المعطيات المتعلقة بمتغيري العمر و الجنس على مستوى الأسر الجزائرية عند الولادة بحيث سجل المختصون ثبات نسبة الذكورة عند 100 بنت لكل 105 ذكر و يمكن حساب هذا المؤشر للفئات و ذلك بقسمة عدد الذكور على عدد الإناث عند نفس الفئة مع ضرب الناتج في 100¹ و حتى نعمم هذا الإختبار سنميز السكان حسب الجنس و السن (فئات).

جدول 21.5: توزيع الأفراد حسب الجنس، العمر و نسبة الذكور

نسبة الذكورة	الجنس		الفئات العمرية
	الإناث	الذكور	
103,50	7371	7629	[4 – 0]
103,44	7620	7882	[9 – 5]
102,43	9309	9535	[14 – 10]
103,85	9627	9998	[19 – 15]
102,85	9831	10111	[24 – 20]
106,42	7724	8220	[29 – 25]
100,19	6462	6474	[34 – 30]
97,73	5474	5350	[39 – 35]
95,42	4889	4665	[44 – 40]
104,29	3637	3793	[49 – 45]
88,85	3812	3387	[54 – 50]
105,95	2437	2582	[59 – 55]
106,88	1759	1880	[64 – 60]
103,89	1673	1738	[69 – 65]
113,60	1235	1403	[74 – 70]
109,22	857	936	[79 – 75]
111,84	473	529	[84 – 80]
89,10	266	237	[89 – 85]
72,73	143	104	[95 – 90]
102,19	84599	86453	Total

¹ INED, Sources et analyse des données démographiques, Ajustement des données imparfaites, deuxième partie, paris 1973, p 14

من خلال النتائج المتعلقة بنسبة الذكورة، على مستوى الفئة العمرية الأولى وجدنا أن المؤشر قيمته 103,5 و هو اقل مقارنة من القيمة 105، عند مقارنة قيم المؤشر على مستوى مختلف الفئات العمرية بالقيمة 100 التي تفيد تساوي عدد الذكور بالإناث وجدنا أن قيمه تميزت بالتذبذب بين الزيادة و النقصان بأخذ القيمة 100 كمعيار للتوازن، و على هذا الأساس يمكن القول بأن تقارب التوزيع حسب الجنس يعكس توازنا طبيعيا في الفئات الدنيا. في الأجيال المسنة أي في الأعمار التي تفوق 85 سنة وجدنا أن قيمة المؤشر اقل من القيمة 100 و بفارق هام، يمكن إرجاع ذلك إلى ارتفاع احتمال الوفاة بين الذكور مقارنة بالإناث و هذا ما عكسه ارتفاع أمل الحياة عند النسوة مقارنة بالرجال الملاحظ في الفصل السابق من هذه الدراسة، عموما كلما قاربت النسبة القيمة 100 كلما كانت المعطيات أجودة و أدق و العكس صحيح إذا استثنينا الفئات العمرية الأخيرة و هذا ما نلمسه من خلال النتائج في الجدول أعلاه، و عليه يمكن القول بان المعطيات المتعلقة بالأعمار حسب الجنس تمتاز بالجودة.

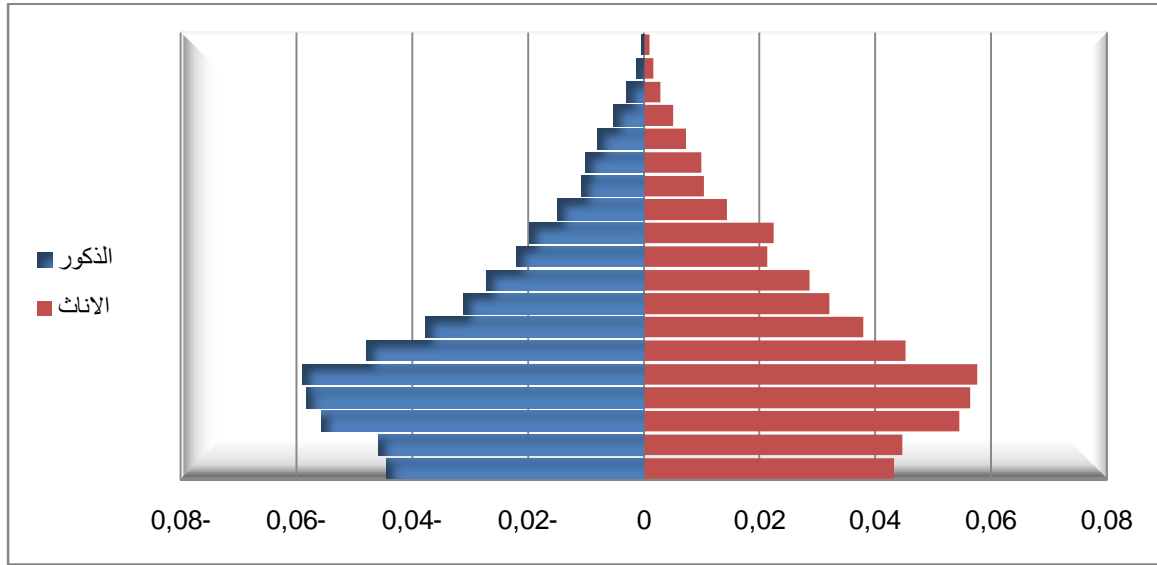
جدول رقم 22.5 : توزيع الأفراد حسب العمر و الجنس

التكرار النسبي المتجمع	المجموع	الإناث		الذكور		الفئات العمرية
		النسبة	العدد	النسبة	العدد	
8,77	8,77	8,71	7371	8,82	7629	[4 – 0]
17,83	9,06	9,01	7620	9,12	7882	[9 – 5]
28,85	11,02	11,00	9309	11,03	9535	[14 – 10]
40,32	11,47	11,38	9627	11,56	9998	[19 – 15]
51,98	11,66	11,62	9831	11,70	10111	[24 – 20]
61,30	9,32	9,13	7724	9,51	8220	[29 – 25]
68,86	7,56	7,64	6462	7,49	6474	[34 – 30]
75,19	6,33	6,47	5474	6,19	5350	[39 – 35]
80,78	5,59	5,78	4889	5,40	4665	[44 – 40]
85,12	4,34	4,30	3637	4,39	3793	[49 – 45]
89,33	4,21	4,51	3812	3,92	3387	[54 – 50]
92,26	2,93	2,88	2437	2,99	2582	[59 – 55]
94,39	2,13	2,08	1759	2,17	1880	[64 – 60]
96,39	1,99	1,98	1673	2,01	1738	[69 – 65]
97,93	1,54	1,46	1235	1,62	1403	[74 – 70]
98,98	1,05	1,01	857	1,08	936	[79 – 75]
99,56	0,59	0,56	473	0,61	529	[84 – 80]
99,86	0,29	0,31	266	0,27	237	[89 – 85]
100,00	0,14	0,17	143	0,12	104	[95 – 90]
	100	100	84599	100	86453	المجموع

من خلال معطيات الجدول رقم 22.5، يتضح أن نسبة الأفراد في الفئة العمرية الأولى تعد معتبرة بحيث مثلوا نسبة 8,77% من مجموع سكان الجزائر و هذه إحدى الميزات الديموغرافية للدول النامية التي تعد الجزائر إحداها المتعلقة بارتفاع أعداد المواليد سنويا، غير أن ما يثير الانتباه في الجدول أعلاه قيمة نسبة أفراد الفئة الثانية جاءت أقل من سابقتها نفس الملاحظة تصدق للفئات الثالثة، الرابعة و الخامسة. يمكن إرجاع سبب ارتفاع هذه النسب من فئة إلى لاحقتها إلى تراجع عدد المواليد الأحياء المسجلين سنويا بين السنوات 1985 إلى غاية 2006 سنة انجاز المسح بحيث مثل عدد مواليد سنة 1985 (المنتمين إلى الفئة العمرية [20 – 24] سنة 2006) نقطة الانعطاف الحادة في أعداد المواليد في الجزائر بحيث بلغ عدد المواليد الأحياء المسجلين خلالها أعلى مستوى لهم ببلوغهم 864000 مولود حي حسب معطيات الديوان الوطني للإحصائيات و هذا ما تؤكد معطيات الجدول رقم 11.3 الخاص بتطور معدل المواليد السنوي في الجزائر من سنة 1966 إلى سنة 2006 في الفصل الثالث من هذه الدراسة، و بداية من الفئة العمرية الخامسة [20 – 24] بدأت نسب الأفراد عند كل فئة تسير بوتيرة تنازلية متواصلة إلى غاية آخر فئة عمرية.

لاحظنا كذلك أن أكثر من نصف سكان الجزائر 51,98% أعمارهم أقل من 25 سنة أما نسبة الأفراد البالغة أعمارهم أقل من 40 سنة بلغت 75,19% أي أكثر من ثلاثة أرباع سكان الجزائر. وبإدراج متغير الجنس نجد أن الملاحظات السابقة بقيت صالحة تماما عند التركيز على متغير العمر مما يفسر تجانس وتيرة تطور نسب الأفراد حسب متغير العمر بين الجنسين الذكور و الإناث، و بمقارنة هذه النسب بين الذكور و الإناث نلمس التقارب الكبير بين نسب الجنسين عند اغلب الفئات العمرية باستثناء الفئات المتأخرة و بعض الفئات الخاصة بالأعمار المتوسطة مثل [35 – 39]، [40 – 44] و [50 – 54] التي وردت فيها نسب الإناث أكثر جزئيا من نسب الذكور، و قد اشرنا إلى أسباب هذا التفاوت النسبي عند مناقشة نتائج مؤشر الذكور الواردة في الجدول رقم 21.5 الخاص بتوزيع كل الذكور و الإناث و نسب الذكورة حسب الفئات العمرية للأفراد.

لتوضيح توزيع الأفراد وصفا حسب متغيري الجنس و العمر وظفنا المخطط البياني الهرم السكاني الذي تم انجازه اعتمادا على البيانات الملخصة في الجدول أعلاه رقم 22.5، و الذي يظهر من خلاله جليا مدى التقارب و التناظر بين نسب كل من الذكور و الإناث بالنسبة للمحور العمودي الممثل للأعمار حسب الفئات العمرية الخماسية، و من جهة أخرى يظهر التدرج في اتساع قاعدة الهرم بشكل جد هام إلى غاية الفئة الخامسة ثم التحول نحو الضيق و الانكماش تدريجيا و بنوع من الانتظام بداية من هذه الفئة مواصلا انحساره إلى غاية الفئة العمرية الأخيرة.



مخطط رقم 3.5: هرم الأعمار لمجموع الأفراد

يمكن توظيف متغير العمر للكشف على خاصية شبابية أو تشيخ المجتمع السكاني، كما يمكن التعبير عن التشيخ في المجتمع السكاني بما يعرف بالتشيخ الديموغرافي، و الذي يمثل نسبة الأفراد المسنين داخل المجتمع السكاني¹، و يقصد بالأفراد المسنين كل الأشخاص الذين تجاوزوا العمر 65 سنة، نستطيع معرفة مدى انتشار ظاهرة الشيخوخة بالمجتمعات بأخذ نسبة التشيخ الديموغرافي كمعيار لذلك بحيث إذا كانت نسبة التشيخ الديموغرافي أقل من 8% من مجموع السكان فان المجتمع يعد شبابيا و إن كانت نسبته تتراوح بين القيمتين من 8% إلى 10% فان المجتمع في عتبة الشيخوخة، بينما يعد المجتمع متشيخا ديموغرافيا إذا كان نسبة المؤشر تفوق 12% من مجموع السكان. و في حالة وجود التشيخ الديموغرافي أي أكثر من 12% من مجموع السكان تفوق أعمارهم السن 65 سنة، فانه يمكن اخذ هذا المؤشر كمعيار في تفصيل درجة التشيخ (حسب تقرير مؤشرات متابعة السياسة السكانية في المغرب في الصفحة 73) بحيث:

- ✓ إذا كانت قيمة المؤشر تتراوح من 12% إلى 14% فان المجتمع السكاني متشيخ مبدئيا.
- ✓ إذا كانت قيمة المؤشر تتراوح من 14% إلى 16% فان المجتمع السكاني متوسط التشيخ.
- ✓ إذا كانت قيمة المؤشر تتراوح من 16% إلى 18% فان المجتمع السكاني متقدم التشيخ.
- ✓ إذا كانت قيمة المؤشر تتراوح من 18% فما فوق فان المجتمع السكاني جد متقدم في التشيخ.

¹ Joëlle Gaymu, Le vieillissement démographique et les personnes âgées en France, INED, Paris 1993, P 12

بعد حساب نسب التشيخ اعتمادا على البيانات الملخصة في الجدول أعلاه رقم 22.5 وجدنا أنها بلغت 5,61% من مجموع السكان و هذا يفيد بان المجتمع السكاني الجزائري يعد شبابيا، غير أن هذه النسبة تختلف حسب الجنس و تختلف حسب منطقة السكن، بحيث وجدنا أن قيمة المؤشر لدى الذكور 5,72% بينما نتجت لدى الإناث 5,49%، بمقارنة الناتج بين الجنسين وجدناه عند الذكور أكبر مقارنة من الإناث مما يوحي إلى أن ارتفاع نسبة التشيخ راجع إلى ارتفاع عدد الذكور ذوي الأعمار الأكثر من 65 سنة مقارنة بالإناث. بهدف المقارنة بين نسب التشيخ على مستوى المنطقتين السكيتين حضر و ريف و بإشراك متغير الجنس ذكور و إناث تم حساب هذا المؤشر بإدراج المتغيرين الجنس و المنطقة السكنية اعتمادا على المعطيات التي وفرتها بيانات المسح و كانت النتائج كما هو ملخص في الجدول التالي.

الجدول رقم 23.5: نسب التشيخ حسب الجنس و المنطقة السكنية

ريف		حضر			نسبة التشيخ (%)
المجموع	الإناث	الذكور	المجموع	الإناث	
5,30	5,13	5,46	5,82	5,74	5,90

من خلال النتائج المبينة في الجدول أعلاه رقم 23.5 وجدنا عموما أن نسبة التشيخ في الحضر بلغت 5,82% و التي تعد اكبر بالمقارنة مع النسبة الناتجة في الريف البالغة 5,3% من خلال مقارنة قيمة المؤشر بين الوسطين يمكن القول بأن عدد كبار السن أي الأفراد البالغة أعمارهم أكثر من 65 سنة من مجموع سكان الحضر أكبر كميا من عدد نظيرهم من السكان في نفس الأعمار بالريف و يمكن إرجاع هذا الفرق إلى كبر احتمال تمديد حياة الأفراد أي أن أمل الحياة في الحضر اكبر من الريف و الذي يرتبط بدرجة اكبر بالظروف الصحية و المعيشية في كل وسط. بإشراك متغير الجنس في كل وسط وجدنا أن نسبة التشيخ لدى الذكور اكبر من نظيرتها لدى الإناث مهما كان الوسط السكاني حضر أو ريف بحيث نتجت نسبته في الحضر بالقيمتين 5,90% و 5,74% على الترتيب بينما في الريف فتنتجت لدى الجنسين 5,46% و 5,13% على التوالي، و بالتالي فان ارتفاع نسبتي التشيخ في كلى الوسطين مرده إلى كبر عدد الذكور في الأعمار المعنية بالتشيخ في كلى الوسطين مقارنة بعدد الإناث.

1.3.2.5- البنى الأسرية و خاصية التركيب العمري و النوعي:

تبين من خلال ما تقدم أن الإدلاء بالأعمار من طرف المبحوثين امتاز بالجودة غير أن هذا لا ينجر عنه إلزاما أن يكون الإدلاء خاليا من العيوب على مستوى الأسر من حيث بناها الأسرية و تراكيبها العائلية. و على هذا الأساس و جب علينا أولا التأكد من مدى صلاحية و جودة المعطيات المتعلقة بمتغيري

العمر و الجنس على مستوى الأسر الجزائرية، تحقيقا لهذا الهدف سنوظف مؤشر وبيل الخاص بتقييم البنية الأسرية من حيث إدلاء الأفراد بأعمارهم. كما سبق الذكر، و نظرا لأهمية مؤشر وبيل في تقييم البنية من حيث متغير العمر ووظفنا الجدول التالي كخطوة تمهيدية لحساب هذا المؤشر، و الذي لخصنا فيه توزيع الأفراد حسب المتغيرين العمر و البنية الأسرية، نقصد بمتغير العمر أعمار الأفراد المعنية بحساب مؤشر وبيل أي مجموع الأفراد الواقعة أعمارهم في المجال العمري من 23 إلى 62 سنة الذي أعطيناها الاسم "مقام" في الجدول أدناه و مجموع الأفراد المنتهية أعمارهم بالرقمين صفر و خمسة حسب تصريحاتهم أو تصريحات أرباب الأسر المنتمين إليها في نفس المجال العمري الذي أعطيناها الاسم "بسط" في نفس الجدول.

جدول 24.5: مؤشر وبيل حسب البنى الأسرية

البنية الأسرية	البسط	المقام	مؤشر وبيل
الأسر ذات الفرد الواحد	33	148	1,115
الأسر عديمة التركيبية العائلية	108	534	1,011
الأسر البسيطة	11481	56174	1,022
الأسر الموسعة من النموذج 1	1344	6345	1,059
الأسر الموسعة من النموذج 2	2422	11476	1,055
الأسر المركبة	750	3724	1,007
بنى أخرى	59	276	1,069
المجموع	16197	78677	1,029

من خلال الجدول أعلاه، يتبين أن مؤشر وبيل دون مراعاة متغير البنية الأسرية قيمته 1,0293، التي توحى بدرجة الدقة العالية في إدلاء الأفراد بأعمارهم بحكم صغرها عن القيمة المرجعية 1,05 التي تعد كحد أعلى للقول بانعدام كل من الجاذبية و النفور للأعمار المنتهية بالرقمين صفر و خمسة، و بإدراج متغير البنية الأسرية نلمس نوعا من التفاوت في درجة الدقة في التصريح بالأعمار بين البنى الأسرية بحيث وردت قيمة هذا المؤشر بترتيبها تصاعديا حسب البنى الأسرية أقل من القيمة 1,05 لدى كل من البنى الأسرية عديمة التركيبية العائلية، البسيطة و المركبة مما يعكس درجة عالية من الدقة في إدلاء الأفراد بأعمارهم لدى أسر هذه البنى، في حين وجدنا أن قيمة هذا المؤشر واقعة في المجال المرجعي من 1.05 إلى 1.099 لدى أسر كل من البنى الأسرية الموسعة من النموذج الأول، الموسعة من النموذج الثاني و البنية أخرى و عليه فان أفراد هذه الأسر يتميزون بدرجة متوسطة الدقة و النوعية من حيث الإدلاء

بأعمارهم، بينما كانت قيمة مؤشر وييل لدى الأسر ذات فرد واحد واقعة في المجال المرجعي من 1.10 إلى 1.249 مما يخولنا بالقول بان إدلاء أفرادها بأعمارهم مقبول وصحيح تقريبا . من خلال ما سبق و بورود قيم مؤشر وييل في المجال من 1,007 إلى 1,115 يمكن القول عموما بان تصريح الأفراد بأعمارهم حسب انتمائهم إلى البنى الأسرية كان مقبولا و تتعدم فيه كل من الجاذبية و النفور إلى حد جد مقبول للأعمار المنتهية بالرقمين صفر و خمسة و عليه فانه يمكن تتبع خاصية العمر بين البنى الأسرية.

بعد تتبع مؤشر وييل بين البنى الأسرية ثبت أن أعمار أفراد مختلف البنى الأسرية تمتاز بإدلاء صحيح و لكن بنوع من التفاوت بين البنى الأسرية، قد تكون البنى الأسرية التي امتازت بقلّة جودة تصريح أفراد أسرها بأعمارهم مقارنة بباقي البنى الأسرية بسبب جنس أفرادها أو بسبب الوسط السكني القاطن به أفرادها و بهدف كشف تأثير المتغيرين الجنس و وسط الإقامة على دقة تصريح الأفراد بأعمارهم تم حساب مؤشر وييل لمختلف البنى الأسرية بإدراج المتغيرين المذكورين، لخصنا في الجدولين التاليين مختلف الخطوات الحسابية الخاصة بهذا المؤشر لأعمار الأفراد حسب المتغيرات البنى الأسرية، الجنس و العمر.

جدول 25.5: مؤشر وييل حسب البنى الأسرية و الجنس.

إناث		ذكور			البنية الأسرية	
مؤشر وييل	المقام	البسط	مؤشر وييل	المقام		البسط
1,111	72	16	1,118	76	17	الأسر ذات الفرد الواحد
0,931	290	54	1,107	244	54	الأسر عديمة التركيبة العائلية
1,031	27777	5727	1,013	28397	5754	الأسر البسيطة
1,107	3221	713	1,010	3124	631	الأسر الموسعة من النموذج 1
1,062	5800	1232	1,048	5676	1190	الأسر الموسعة من النموذج 2
0,976	1855	362	1,038	1869	388	الأسر المركبة
0,964	140	27	1,176	136	32	بنى أخرى
1,038	39155	8131	1,020	39522	8066	المجموع

من خلال الجدول أعلاه، يتضح أن الأعمار تمتاز بالدقة العالية من ناحية التصريح من طرف الأفراد غير أن الذكور امتازوا بدقة أعلى في الإدلاء بأعمارهم مقارنة مع الإناث بحيث مؤشر وييل لدى الذكور أقل و أقرب إلى القيمة واحد مقارنة بنظيره لدى الإناث إذ قيمته لدى الذكور 1,020 بينما قيمته لدى الإناث 1,038، بإدراج متغير البنية الأسرية وجدنا أن قيم مؤشر وييل لدى الذكور بالنسبة لأفراد البنى الأسرية البسيطة، الموسعة من النموذج الأول، الموسعة من النموذج الثاني أقل و أقرب إلى القيمة واحد

مقارنة بقيم نظيره لدى الإناث بينما وجدنا العكس بالنسبة لبقية البنى الأسرية، يفهم من هذه المقارنة أن دقة الإدلاء بالأعمار من طرف أفراد أسر البنى الأسرية البسيطة، الموسعة من النموذج الأول، الموسعة من النموذج الثاني المستوحاة من معطيات الجدول رقم 24.5 يعود بدرجة كبيرة إلى صحة الذكور في التصريح بأعمارهم، بينما درجة الدقة في إدلاء الأفراد بأعمارهم المنتمين إلى البنى الأسرية ذات الفرد الواحد، عديمة التركيبية العائلية، المركبة و أخرى التي عكستها معطيات الجدول رقم 24.5 فتعود إلى صحة الإناث في التصريح بأعمارهن، لكن الأهم من هذا كله هو وقوع قيم مؤشر وبيل عند مختلف البنى الأسرية لدى كل من الإناث و الذكور في مجال يتيح لنا إمكانية استغلال متغير العمر فلدى الذكور تراوحت قيمه في المجال من 1,010 إلى 1,176 أما لدى الإناث فتراوحت قيمه من 0,931 إلى 1,111، كلا المجالان يعكسان صحة نوعية المعطيات المتعلقة بمتغير العمر.

جدول 26.5: مؤشر وبيل حسب البنى الأسرية و المنطقة السكنية

ريف			حضر			البنية الأسرية
مؤشر وبيل	المقام	البسط	مؤشر وبيل	المقام	البسط	
1,304	46	12	1,029	102	21	الأسر ذات الفرد الواحد
0,968	124	24	1,024	410	84	الأسر عديمة التركيبية العائلية
1,027	22348	4589	1,019	33826	6892	الأسر البسيطة
1,053	2251	474	1,063	4094	870	الأسر الموسعة من النموذج 1
1,066	4047	863	1,049	7429	1559	الأسر الموسعة من النموذج 2
0,982	1385	272	1,022	2339	478	الأسر المركبة
1,140	57	13	1,050	219	46	بنى أخرى
1,032	30258	6247	1,027	48419	9950	المجموع

من خلال معطيات الجدول أعلاه، يتبين أن أفراد كلا الواسطين السكنيين تميزوا بدرجة من الدقة العالية في الإدلاء بأعمارهم و لكن بنوع من التباين بين الواسطين بحيث وردت قيمة مؤشر وبيل عند أفراد الوسط الحضري أقل مقارنة من قيمته لدى أفراد الوسط الريفي مما يعكس دقة قاطني الوسط الحضري في التصريح بأعمارهم مقارنة بقاطني الوسط الريفي، بإشراك متغير البنية الأسرية المنتمي لها الأفراد وجدنا أن التصريح بالأعمار لدى قاطني المنطقة السكنية الحضرية و المنتمين لأسر البنى الأسرية ذات الفرد الواحد، عديمة التركيبية العائلية، البسيطة، الموسعة من النموذج الثاني و البنية أخرى كان أكثر دقة من قاطني الوسط السكني الريفي و المنتمين لنفس الأسر و هو السبب نفسه وراء ارتفاع جودة التصريح

بالأعمار لدى هذه الأسر المستنتجة من معطيات الجدول 24.5، بينما كان العكس بالنسبة للبنيتين الأسريتين الموسعة من النموذج الثاني و المركبة. عموما بحكم انحصار قيم مؤشر ويبل في المجالين من 1,019 إلى 1,063 لدى الأفراد القاطنين بالوسط الحضري و من 0,968 إلى 1,304 لدى القاطنين بالوسط الريفي مهما كانت البنى الأسرية المنتمين إليها فيمكن القول بان الوسط السكني لم يؤثر سلبا على تصريح الأفراد بأعمارهم و أن الأعمار المصرح بها من طرف الأفراد مهما كان الوسط السكني و مهما كانت البنية الأسرية المنتمين إليها لا تعاني من مشكلتي الجاذبية و النفور للأعمار المحببة المنتهية بالرقمين صفر و خمسة و عليه يمكن استغلال المعطيات الخاصة بمتغير العمر.

بعد تتبع خاصيتي التركيب العمري و التركيب النوعي على مستوى مجمل السكان، و بعد التأكد من مدى صلاحية و إمكانية استغلال المعطيات المتعلقة بالخاصيتين، سنحاول فيما سيأتي تتبع المتغيرين المذكورين على مستوى البنى الأسرية أي على مستوى أسر كل بنية أسرية بشكل مستقل، الجدول التالي لخصنا فيه التوزيع النسبي لمختلف الأفراد حسب انتمائهم الأسري و حسب المتغيرين العمر و الجنس و الذي يعكس مدى التباين الهام في نسب الأفراد حسب المتغيرات المذكورة. للإشارة المعطيات الخام المعتمدة لحساب هذه النسب تم استخراجها من ملف المسح مصدر المعطيات.

جدول رقم 27.5: توزيع الأفراد حسب البنى الأسرية العمر و الجنس

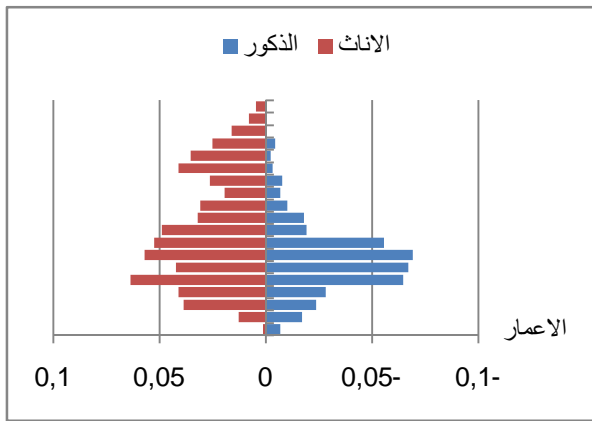
الذكور								
المجموع	أخرى	أسر مركبة	أسر موسعة 2	أسر موسعة 1	أسر بسيطة	أسر بدون تركيبة عائلية	أسر ذات فراد واحد	
8,82	4,61	13,55	9,32	7,73	8,66	1,68	0	[4 – 0]
9,12	5,53	7,77	5,78	9,66	9,76	4,20	0	[9 – 5]
11,03	10,60	6,55	6,13	11,24	12,14	5,88	0	[14 – 10]
11,56	8,29	6,25	7,56	11,81	12,57	7,00	0	[19 – 15]
11,70	10,14	7,93	11,13	11,20	12,06	15,97	2,48	[24 –20]
9,51	15,21	12,42	14,07	9,07	8,57	16,53	7,44	[29 –25]
7,49	16,59	13,58	13,18	6,60	6,18	17,09	12,40	[34 –35]
6,19	10,60	9,89	7,86	5,58	5,69	13,73	11,57	[39 – 30]
5,40	7,37	4,65	3,89	5,67	5,65	4,76	10,74	[44 – 40]
4,39	1,38	2,34	1,96	4,86	4,87	4,48	4,96	[49 – 45]
3,92	3,23	1,49	2,02	4,58	4,31	2,52	7,44	[54 – 50]
2,99	1,84	1,96	2,61	3,04	3,11	1,68	5,79	[59 – 55]
2,17	0,92	2,48	2,84	2,32	2,03	1,96	4,13	[64 – 60]
2,01	0,46	3,14	3,69	1,99	1,66	0,84	9,09	[69 –65]
1,62	1,38	2,81	3,25	1,51	1,28	0,56	9,09	[74– 70]
1,08	0,46	1,40	2,41	1,50	0,78	1,12	9,09	[79 – 75]
0,61	0,92	1,10	1,36	0,74	0,44	0,00	3,31	[84– 80]
0,27	0,46	0,47	0,71	0,65	0,15	0,00	1,65	[89– 85]
0,12	0,00	0,22	0,25	0,26	0,08	0,00	0,83	[95 – 90]
100	100	100	100	100	100	100	100	المجموع

تابع للجدول رقم 27.5 الخاص بتوزيع الأفراد حسب البنى الأسرية العمر و الجنس

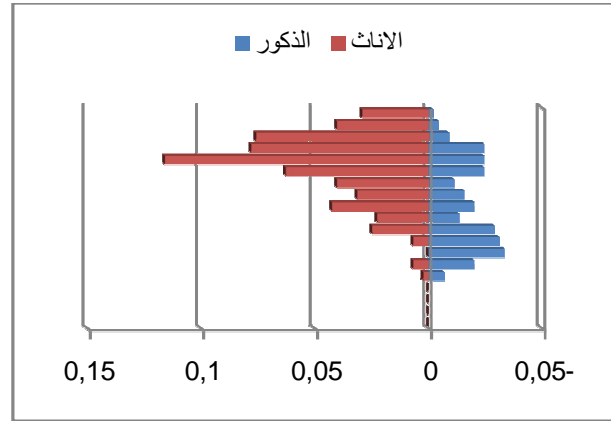
الإناث								
8,71	3,36	11,13	8,91	6,88	8,90	0,19	0	[4 – 0]
9,01	6,34	6,78	5,49	8,06	10,02	2,10	0	[9 – 5]
11,00	9,33	6,59	6,16	10,31	12,35	6,50	0	[14 – 10]
11,38	6,34	6,00	7,90	10,13	12,62	6,88	0	[19 – 15]
11,62	9,70	14,55	13,39	9,81	11,42	10,71	0,39	[24 –20]
9,13	11,94	13,82	13,00	6,90	8,46	7,07	1,16	[29 –25]
7,64	8,21	9,81	9,56	6,19	7,35	9,56	0,00	[34 –30]
6,47	5,22	5,24	5,68	6,26	6,73	8,80	1,16	[39 – 35]
5,78	6,72	3,41	3,66	5,60	6,32	8,22	4,25	[44 – 40]
4,30	3,36	1,86	2,58	4,07	4,79	5,35	3,86	[49 – 45]
4,51	4,48	3,71	4,79	4,23	4,52	5,16	7,34	[54 – 50]
2,88	5,60	3,71	4,32	2,77	2,55	3,25	5,41	[59 – 55]
2,08	4,85	3,63	4,22	2,47	1,49	4,40	6,95	[64 – 60]
1,98	5,22	3,47	4,27	3,38	1,19	6,88	10,81	[69 –65]
1,46	3,36	2,12	3,10	3,85	0,68	5,93	20,08	[74– 70]
1,01	2,61	1,96	1,81	3,69	0,37	4,21	13,51	[79 – 75]
0,56	1,49	0,89	0,67	2,83	0,15	2,68	13,13	[84– 80]
0,31	1,12	0,70	0,38	1,60	0,07	1,34	6,95	[89– 85]
0,17	0,75	0,62	0,12	0,98	0,02	0,76	5,02	[95 – 90]
100	100	100	100	100	100	100	100	المجموع

من خلال الجدول أعلاه رقم 27.5، يتضح إجمالاً وجود تباين كبير في نسب الأفراد الواردة فيه حسب المتغيرات المذكورة و الذي بدوره يبرز وجود اختلاف ملحوظ في خصائص الأسر الجزائرية حسب المتغيرين العمر و النوع، غير أن هذا التباين لا يمس كل أسر البنية الأسرية بنفس الوتيرة عند المقارنات الاثنائية أي بين البنى الأسرية مثنى مثنى، نفس الفكرة تبقى صالحة بإدراج متغير الجنس، بحيث لاحظنا

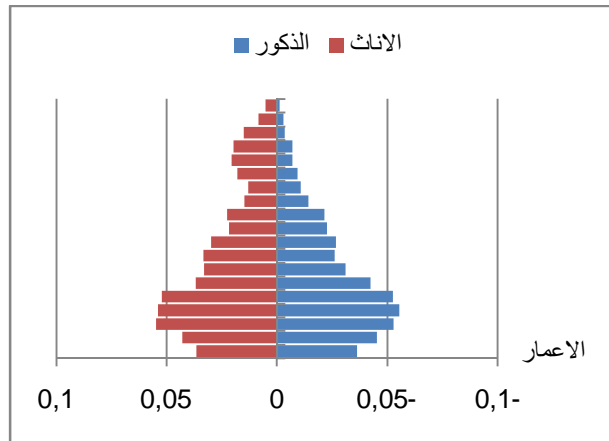
وجود تقارب إلى حد كبير بين نسب أفراد أسر البنيتين الأسريتين البسيطة و الموسعة من النموذج الأول على مستوى اغلب الفئات العمرية لدى الذكور غير أنها تختلف بشكل ملحوظ عند الإناث، كما لاحظنا وجود تقارب هام بين نسب أفراد أسر البنيتين الموسعة من النموذج الثاني و المركبة لدى الإناث إذا استثنينا الفئة العمرية الأولى بينما تختلف هذه النسب بشكل جد ملحوظ بين أسر البنيتين عند الذكور، فيما يخص باقي نسب الأفراد حسب انتمائهم البنيوي الأسري فقد عرفت تباين جد هام على العموم، و لغزارة البيانات الواردة في الجدول أعلاه و بهدف حصرها للملاحظة بشكل أيسر تم اللجوء إلى المخططات البيانية الأنسب لإيضاح هذا التباين في التوزيع النسبي للأفراد الوارد في الجدول أعلاه و المتمثلة في الأهرام السكانية الخاصة بكل بنية أسرية بشكل مستقل.



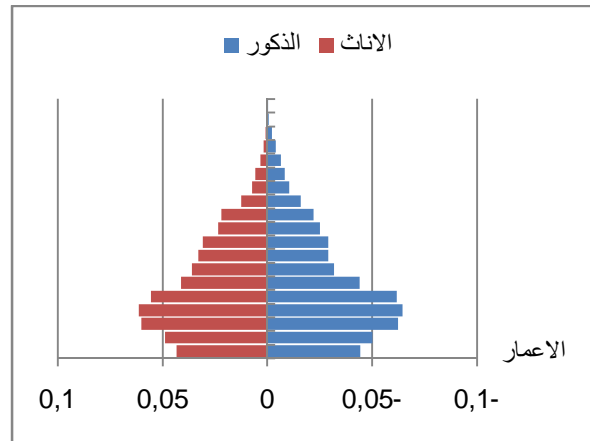
مخطط رقم 5.5: هرم الأعمار للأسر عديمة التركيبة العائلية



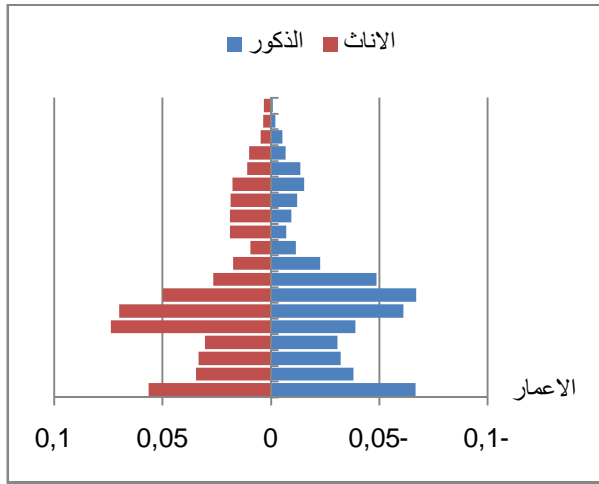
مخطط رقم 4.5: هرم الأعمار للأسر ذات فرد واحد



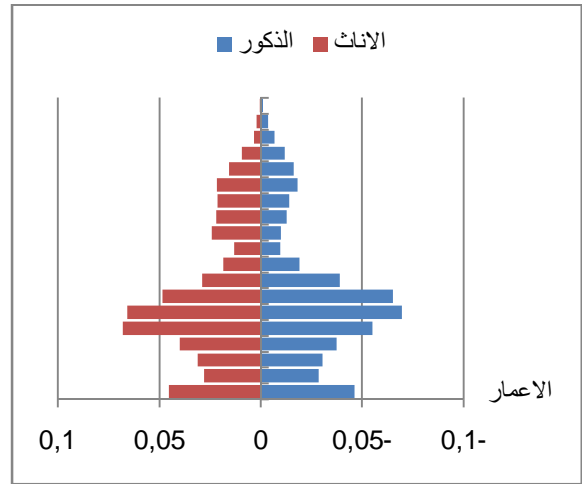
مخطط رقم 7.5: هرم الأعمار للأسر الموسعة من النموذج 1



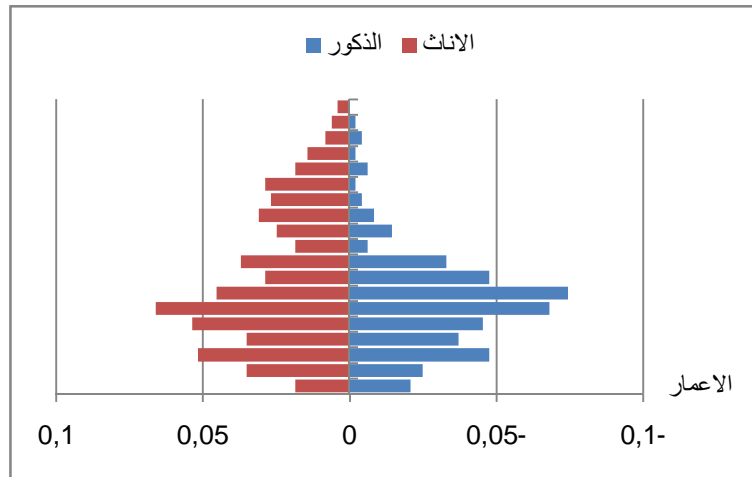
مخطط رقم 6.5: هرم الأعمار للأسر البسيطة



مخطط رقم 9.5: هرم الأعمار للأسر المركبة



مخطط رقم 8.5: هرم الأعمار للأسر الموسعة من النموذج 2



مخطط رقم 10.5: هرم الأعمار للأسر ذات البنية أخرى

من أجل رصد الخصائص المتعلقة بالمتغيرين العمر و النوع المستخلصة من خلال المخططات الحاملة للأرقام من 4.5 إلى 10.5، و حتى تتضح هذه الخصائص أكثر سنحاول تتبعها على مستوى كل بنية أسرية بشكل منفصل، بحيث يتضح حسب البنية الأسرية ما يلي:

الأسر ذات فرد واحد: يندرج فيها كل من الذكور و الإناث ذوي الأعمار اقل من 20 سنة أما الأفراد المنتمين إلى الفئات العمرية من [20-24] إلى [55-59] فسجل الذكور من مجموع أفرادها نسبة أكبر من نسب الإناث و ابتداء من الفئة الموالية إلى غاية آخر فئة لاحظنا العكس، يمكن إرجاع التذبذب في التباين حسب اتجاهه بين الجنسين إلى الحالة الزوجية لأفراد هذه الأسر بحيث أغلبهم من حاملي الحالة الزوجية مطلق و أرمل عند الأعمار المتأخرة إضافة إلى ارتفاع أمل الحياة لدى الإناث مقارنة بالذكور.

الأسر عديمة التركيبة: لاحظنا انكماش هرم الأعمار الخاص بها عند القاعدة ثم اتساعه عند الفئات العمرية من [20-24] إلى [40-44] و بالأخص عند الذكور و بداية من هذه الفئة عاود الانكماش إلى غاية آخر فئة ما يعكس شبابية أفرادها بالأخص عند الذكور و ميول الإناث من بين مجموع أفرادها إلى التشيخ أكثر من الذكور.

الأسر البسيطة: لاحظنا مدى التقارب الكبير بين هرم الأعمار للأسر البسيطة و هرم الأعمار لمجموع الأفراد مما يؤكد أن الأغلبية العظمى من الأفراد ينتمون إلى هذا النموذج من الأسر في الجزائر، فيما يتعلق بشكله فقد امتاز بانكماش قاعدته المتعلقة بالفئتين الأولتين ثم بدا في الاتساع عند الفئات الثلاث الموالية و ابتداء من الفئة [25-29] عاود الانكماش بشكل تدريجي متواصل و بنوع من الانتظام إلى غاية آخر فئة، يمكن تفسير هذا الشكل بتراجع عدد المواليد الأحياء المسجلين خلال السنوات العشر التي سبقت المسح مقارنة بعددهم المسجل خلال السنوات الخمس عشر اللواتي سبقتهم، و بالتركيز على متغير العمر يمكن القول بان أفراد الأسر البسيطة امتازوا بالشبابية و انخفاض نسب المسنين، أما متغير النوع فيمكن القول انه هذه الأسر امتازت بنوع من التقارب الكبير في نسب أفرادها بين الجنسين مهما كانت الفئة العمرية المنتمين إليها.

الأسر الموسعة من النموذج الأول: شابه شكل هرم الأعمار الخاص للأسر الموسعة من النموذج الأول إلى حد كبير شكل هرم الأعمار للأسر البسيطة عند اغلب الفئات العمرية لدى الذكور، أما عند الإناث فان الشبه بينهما توقف تقريبا بداية من العمرية [60-64] إلى غاية آخر فئة مما يؤكد وجود تشابه في السلوك الإنجابي بين البنيتين، أما شكل الهرم فإجمالا يعكس شبابية هذا النوع من الأسر إجمالا و بإدراج متغير الجنس يمكن القول بان المسؤول على وجود نسب من كبار السن يمكن وصفها بالمعتبرة نسبيا هو العنصر الأنثوي و هذا يوحي بان الأفراد الخارجين عن العائلة الرئيسية هم من جنس الإناث وان طبيعة صلة القرابة الجامعة بينهم و أرباب الأسر في الغالب أم، كما قد تكون عمّة، خالة أو جدة.

الأسر الموسعة من النموذج الثاني: عرف هرم السكان الخاص بالأسر الموسعة من النموذج الثاني تذبذبا كبيرا بين الاتساع و الانكماش، بحيث اختص باتساع في قاعدته لدى الفئة العمرية الأولى لدى الجنسين أما في الفئة الثانية عرف نوعا من الضيق ثم عاود الاتساع إلى غاية الفئة العمرية [20-24] ثم عاود مرة أخرى انكماشه بشكل حاد إلى غاية الفئة [45-49] و بشكل جزئي في باقي الفئات العمرية، نفس الملاحظة تنطبق على الجنسين، يمكن تفسير التذبذب المشار إليه رجوع ارتفاع عدد المواليد في هذا النوع من الأسر خلال السنوات الخمس الأخيرة في حين كان يعرف نوعا من الانخفاض المنتظم في عدد المواليد خلال السنوات العشرين التي سبقتها، و الذي يمكن إرجاع عودة ارتفاعه إلى ارتفاع أحداث الزواج في هذه الأسر، و بارتفاع عدد أحداث الزواج ارتفعت أحداث الولادات بعدما كانت تعرف تراجعاً على مدى

ما يقارب عشرين سنة. يمكن القول بان نسبة كبيرة من هذه الأسر كانت أسرا بسيطة و بتزوج احد أبناء رب الأسر و مكوثه في نفس البيت الأسري أصبحت أسرا موسعة من النموذج الثاني.

الأسر المركبة: اتصف الهرم العمري للأسر المركبة بقاعدة جد عريضة تخص الفئة العمرية الأولى التي تعد اعرض بكثير من الفئات العمرية التي تلتها ثم بدا في الاتساع بشكل متواصل إلى غاية الفئة العمرية [20-24] بالنسبة للإناث و امتد اتساعه إلى غاية الفئة [35-34] بالنسبة للذكور، و ابتداء من الفئتين المذكورتين عاود الانكماش بشكل متواصل و لكن غير منتظم لدى الجنسين، ما يمكن استنتاجه من خلال شكل الهرم لهذه البنية الأسرية أنها تميزت بارتفاع في عدد المواليد خلال السنوات الأخيرة السابقة للمسح و أن هذا الارتفاع لم يخص الفئة العمرية الأولى أي لم يكن خاصا بالسنوات الخمس السابقة فقط بل بدأ منذ العشرين سنة السابقة للمسح و وصل إلى أقصاه خلال السنوات الخمس الأخيرة، كما يمكن تصور سيناريو آخر و هو اتصاف أسر هذه البنية بارتفاع في عدد مواليد أكثر مما هو مسجل خلال السنوات الخمس الأخيرة و لكن بسبب انفصال بعض العائلات الثانوية التي كانت ضمن هذه الأسر و تشكيلها أسر مستقلة أي أسر بسيطة و تحولت الأسر التي كانت مركبة قبل الانفصال و التفكك إلى أسر موسعة أو أسر بسيطة جعل نسب الأفراد في الفئات العمرية من [5-9] إلى [35-34] تبدو اقل و بكثير.

الأسر ذات البنية أخرى: تميز هرم الأعمار لهذه الأسر بقاعدة ضيقة عند الفئة العمرية الأولى ثم بدا في الاتساع و لكن بشكل غير منتظم إلى غاية الفئة العمرية [25-29] لدى الإناث أما عند الذكور فتواصل اتساعه إلى غاية الفئة [35-34] و بداية من الفئتين المذكورتين بدأ في الانكماش و لكن بتباين كبير بين الجنسين بحيث كان جد حاد عند النوع و بشكل اقل حدة لدى الإناث، يستنتج مما سبق أن هذا النوع من الأسر عرف تناقصا زمنيا في عدد المواليد قبل السنوات التي أنجز فيها المسح، و بإدراج متغير العمر يمكن القول بان هذه الأسر تميزت بنوع من الشبابية و خاصة عند جنس الذكور، أما نسبة كبار السن الممكن حسابها يمكن تكون مرتفعة نسبيا و سيكون ذلك بسبب ارتفاع نسبة كبار السن المسجلة لدى الإناث.

من خلال ما تقدم و بمقارنة قواعد الأهرام العمرية لمختلف البنى الأسرية عند الفئة العمرية الأولى مع استثناء أسر البنيتين الأسريتين الأسر ذات فرد واحد و الأسر بدون تركيبة عائلية بحكم انعدام العائلات ضمن أسرهما و بالتالي انعدام أحداث الولادات بهما، وجدنا أن قواعد الأهرام تتفاوت في الاتساع بين البنى الأسرية و تتدرج تنازليا بينها وفق الترتيب التالي الأسر المركبة، الأسر الموسعة من النموذج الثاني، الأسر الموسعة من النموذج الأول ثم الأسر البسيطة و عليه يمكن القول بان عدد أحداث الولادات المسجلة بين هذه البنى يتدرج كذلك تنازليا بينها وفق الترتيب نفسه، يفهم من هذه المقارنة أن الأسر تعمل على تشجيع و المساهمة في كبر عدد المواليد بتفاوت كبير حسب انتمائها البنيوي الأسري و فق نفس الترتيب المذكور.

بعد استعراض خواص العمر و النوع لمختلف البنى الأسرية و لكن بشكل عام، يمكن أن نركز على متغير العمر و ذلك بحساب نسبة التشيخ الديموغرافي على مستوى الأسر حسب البنى الأسرية، و مع إدراج متغير الجنس يمكن تحديد الجنس المسبب لارتفاع هذه النسبة عند كل بنية أسرية، بلوغا لهذا الهدف تم حساب نسب التشيخ الديموغرافي الخاص بالأسر الجزائرية عند كل بنية أسرية مع إدراج متغير الجنس و التي لخصناها في الجدول التالي.

جدول رقم 28.5 : نسب التشيخ الديموغرافي حسب البنى الأسرية، العمر و الجنس

المجموع	أخرى	أسر مركبة	أسر موسعة 2	أسر موسعة 1	أسر بسيطة	أسر بدون تركيبة عائلية	أسر ذات فرد واحد	
5,72	3,69	9,14	11,67	6,65	4,40	2,52	33,06	الذكور
5,49	14,55	9,76	10,35	16,32	2,49	21,80	69,50	الإناث
5,61	9,69	9,46	11,00	11,79	3,47	13,98	57,89	المجموع

من خلال الجدول أعلاه ، يتبين أن الأسر البسيطة اقل تشيخا مقارنة بباقي البنى الأسرية إجمالا و في النظير تماما الأسر ذات فرد واحد، و بإسقاط معايير التشيخ الواردة في الفقرات السابقة على النسب الواردة في الجدول أعلاه وجدنا أن الأسر البسيطة تمتاز بالشبابية و بشكل جد مقبول أما أسر كل من البنى الأسرية الأسر الموسعة من النموذج الأول، الأسر الموسعة من النموذج الثاني، الأسر المركبة و الأسر ذات البنية أخرى تُعد في عتبة التشيخ ، بينما أسر البنيتين الأسريتين الأسر ذات فرد واحد و الأسر بدون تركيبة عائلية تميزت بالتشيخ الديموغرافي و لكن بتفاوت جد كبير بينهما، فإسقاط المجالات المعيارية المذكورة في بداية العنصر الخاصة بالتقسيمات الجزئية في حالة التشيخ الديموغرافي على نسب التشيخ للبنيتين الأخيرتين وجدنا أن الأسر ذات فرد واحد عرفت تشيخا ديموغرافيا مبدئيا أما الأسر بدون تركيبة عائلية فقد تميزت بتشيع جد متقدم. يمكن إرجاع سبب ارتفاع نسب التشيخ في البنى أسر بدون تركيبة عائلية، الأسر الموسعة من النموذج الأول و البنية أخرى إلى العنصر النسوي بحيث مثلت نسبة التشيخ لدى الإناث بهذه الأسر 21,80%، 16,32% و 14,55% على الترتيب في حين لم تبلغ عند الذكور غير 2,52%، 6,65% و 3,69% على التوالي.

يمكن استخدام بعض المؤشرات الإحصائية التي تعكس خاصية العمر لدى الأسر الجزائرية حسب انتمائها كما تعكس مدى تفاوت هذه الخاصية بينها، من بين المؤشرات التي ارتأينا استعمالها هي المتوسط الحسابي كمقياس للنزعة المركزية للأعمار بين البنى الأسرية و الانحراف المعياري للمتوسطات كمقياس لتشتت الأعمار بين البنى الأسرية. وصولا إلى هذا الهدف تم حساب هذه المؤشرات المذكورة لأرباب الأسر ثم لمجمل الأفراد حسب البنى الأسرية، و الجدول التالي لخصنا فيه النتائج المتوصل إليها.

جدول رقم 29.5: المتوسط الحسابي و الانحراف المعياري حسب البنى الأسرية

مجمّل الأفراد		أرباب الأسر		البنى الأسرية
الانحراف المعياري	المتوسط	الانحراف المعياري	المتوسط	
17,59	63,53	17,591	63,53	الأسر ذات فرد واحد
19,82	37,27	18,338	52,63	الأسر عديمة التركيبة العائلية
18,01	26,05	12,984	49,94	الأسر البسيطة
22,56	31,36	13,559	51,19	الأسر الموسعة من النموذج 1
21,04	31,67	14,619	60,93	الأسر الموسعة من النموذج 2
21,12	29,57	14,726	61,06	الأسر المركبة
20,11	32,79	14,594	42,50	بنى أخرى
19,24	27,55	13,941	51,61	المجموع

من خلال المؤشرات الملخصة في الجدول أعلاه، وجدنا و بشكل عام أن متوسط أعمار أرباب الأسر 51,61 سنة بانحراف معياري 13,94، لكن مع تفاوت كبير في قيمته بين مختلف البنى الأسرية بحيث بلغت قيمه لدى الأسر البسيطة 49,94 سنة و بأقل انحراف معياري قدره 12,98 مقارنة بباقي البنى الأسرية الذي يعكس القيمة المتوسطة لتباعد باقي أعمار أرباب الأسر عن العمر المتوسط مما يؤكد شبابية أرباب أسر هذه البنية، أما أرباب الأسر للبنية أخرى فقد نتج متوسط حسابي لأعمارهم أقل من جميع أرباب أسر بقية البنى قدره 42,50 سنة و لكن وافقه انحراف معياري بقيمة 14,59 الذي يُعد مرتفعا مقارنة بنظيره المسجل في الأسر البسيطة مما يدعونا للقول أن أرباب الأسر البسيطة أكثر شبابية من أرباب أسر البنية الأخرى، نتجت قيم مرتفعة للمتوسط الحسابي لأعمار أرباب أسر بقية البنى الأسرية و سايرها قيم مرتفعة كذلك للانحرافات المعيارية الموافقة لها مما يدعونا للقول بان أرباب أسر هذه البنى يميلون للتشيخ ديموغرافيا و بالأخص أرباب أسر البنيتين الأسر ذات فرد واحد و الأسر عديمة التركيبة العائلية.

بلغت قيمة متوسط العمر لدى مجموع الأفراد 27,55 سنة و بانحراف معياري جد مرتفع قيمته 19,24 مما يعكس عموما وجود فارق عمري كبير بين الأفراد و أرباب أسرهم، كما نتج عن متوسطات أعمار مجموع الأفراد حسب البنى الأسرية ترتيب مخالف للترتيب الناتج عن متوسطات أعمار أرباب الأسر حسب البنى الأسرية، بحيث أقل قيمة لمتوسط الأعمار 26,05 سنة خصت أفراد الأسر البسيطة وافقه أقل قيمة لانحراف المعياري 18,01 مقارنة بباقي متوسطات أعمار أفراد باقي البنى الأسرية ما يعكس مدى شبابية أفراد هذه الأسر، ورد متوسط العمر لأفراد الأسر المركبة في المرتبة الثانية تصاعديا بقيمة 29,57 سنة مع انحراف معياري قدره 21,12 و ثالثا بإدراج قيمتي المؤشرين معا حل أفراد الأسر ذات البنية أخرى بمتوسط قيمته 32,79 سنة و انحراف معياريا بقيمة 20,11 مما يعكس مدى شبابية أفراد البنيتين

الأخيرتين مقارنة بالبنى المتبقية. وبحكم كبر المتوسطات الحسابية للأعمار و كبر الانحرافات المعيارية الموافقة لها الخاصة بأفراد بقية البنى الأسرية فيمكن القول بأنها امتازت بنوع من التشيخ الديموغرافي و بالأخص أفراد الأسر ذات فرد واحد و الأسر عديمة التركيبة العائلية.

لاحظنا وجود تباين كبير في متوسطات أعمار أرباب الأسر حسب انتمائهم البنيوي الأسري على مستوى أسر العينة المستهدفة، و قبل تعميم هذه الفروق التي تعكس شدة التباين بين متوسطات الأعمار على مستوى مجمل الأسر الجزائرية و جب عدم الاكتفاء بالتتابع الوصفي كمعيار لتعميم هذه الخاصية أي لابد من إخضاع المتوسطات العمرية الملخصة في الجدول أعلاه رقم 29.5 للاختبار الإحصائي الأنسب لهذه الغاية، و بحكم أن العينة سُحبت عشوائيا و المتغير محل الاختبار أي العمر يعد متغيرا كميا مع وجود أكثر من صفة واحدة للمتغير البنى الأسرية أي وجود سبعة بنى أسرية فان الاختبار الواجب استعماله سيكون معلميا أي مبنيًا على اختبار احد معالم المجتمع و هو المتوسط الحسابي المناسب، و بما أننا بصدد دراسة الفروق في متوسطات أعمار أرباب الأسر بين البنى الأسرية المنتمين إليها أي دراسة تأثير متغير مستقل واحد و هو البنية الأسرية على متغير تابع واحد و هو العمر سيكون الاختبار الإحصائي المعلمي لاختبار هذا التأثير أي اختبار وجود الفروق من عدمها هو تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد¹. يقوم اختبار تحليل التباين في هذه الحالة على الفرضيتين الصفرية و البديلة. بحيث الفرضية الصفرية H_0 التي تفيد بتساوي متوسطات الأعمار لأرباب الأسر بين مختلف البنى الأسرية أي لا يوجد اختلاف دال إحصائيا بين هذه المتوسطات في المقابل تنص الفرضية البديلة H_1 على عدم تساوي متوسطات الأعمار لأرباب الأسر على الأقل بين بنيتين أسريتين "مختلف البنى الأسرية" و التالي وجود فروق دالة إحصائيا بين متوسطات الأعمار، و يمكن التعبير عن الفرضيتين اختصارا كالتالي:

بحيث تمثل الرموز $\mu_1, \mu_2, \mu_3, \mu_4, \mu_5, \mu_6, \mu_7$ متوسطات أعمار أرباب الأسر على مستوى مجمل الأسر الجزائرية في حين تمثل المعطيات في الجدول رقم 29.5 متوسطات أعمار أرباب الأسر على مستوى أسر العينة المستهدفة، اعتمادا على البرنامج الإحصائي SPSS، يمكن تطبيق اختبار تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد على معطيات المتغيرين البنية الأسرية المنتمي إليها رب الأسرة و عمر رب الأسرة و الذي أمدنا بالنتائج الملخصة في الجدول التالي:

¹ أسامة ربيع أمين، التحليل الإحصائي للمتغيرات المتعددة، ص 4

ANOVA à 1 facteur

Age	Somme des carrés	ddl	Moyenne des carrés	F	Signification
Inter-groupes	440665,828	6	73444,305	409,848	,000
Intra-groupes	5196771,473	29000	179,199		
Total	5637437,302	29006			

من خلال الجدول المبين لنتائج تحليل التباين، وجدنا أن قيمة إحصائية فيشر "Fisher" المحسوبة نتجت 409,848 و التي تم حسابها بقسمة متوسط المربعات بين المجموعات (73444,305) على متوسط المربعات داخل المجموعات (179,199) اكبر بكثير من قيمة فيشر النظرية 5,99 المستخرجة من جدول التوزيع الاحتمالي لقانون فيشر عند مستوى معنوية $\alpha = 0,05$ و درجة الحرية المزدوجة $(n_1=1, n_2=6)$ ، كما تبين أن القيمة الاحتمالية الموافقة لإحصائية فيشر المحسوبة 0,000 التي تُعد اقل و بكثير من مستوى المعنوية $\alpha = 0,05$ بعد مقارنة قيمتي فيشر المحسوبة و المجدولة و مستويي القيمة الاحتمالية و المعنوية يمكن القول و كقرار متخذ برفض الفرضية الصفرية و بقبول الفرضية البديلة التي تفيد بعدم تساوي متوسطات الأعمار لأرباب الأسر بين مختلف البنى الأسرية و بالتالي توجد فروق معنوية و دالة إحصائيا بين متوسطات الأعمار .

نخلص مما تقدم ذكره، بان الفروق بين متوسطات أعمار أرباب الأسر حسب البنى الأسرية الملاحظة على مستوى الأسر المستهدفة في عينة البحث و المستتنبطة وصفا من خلال معطيات الجدول رقم 29.5 يمكن تعميمها على مستوى سائر الأسر الجزائرية، مما يؤكد في نفس الوقت وجود تأثير للبنى الأسرية على أعمار أرباب الأسر المنتمين إليها، كما يثبت من جهة أخرى و بطريقة غير مباشرة صحة الاستنتاجات المتعلقة بخاصية العمر من حيث الشبابية و الشيخوخة المتوصل إليها من خلال معطيات الجدولين رقمي 27.5 و 28.5 على مستوى كامل الأسر الجزائرية.

بعد إثبات وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات الأعمار لأرباب الأسر على مستوى البنى الأسرية، فمن الممكن كشف مصادر الاختلاف أي الوصول إلى البنى الأسرية المسببة لهذا الاختلاف و اعتمادا على أسلوب المقارنة المتعددة يمكن بلوغ ذلك إضافة إلى كشف لصالح أي بنية أسرية تتجه الفروق المثبتة سابقا و ذلك بمقارنة متوسطات الأعمار لأرباب الأسر بين البنى الأسرية مثنى مثنى في كل مرة و ذلك باستعمال البرنامج الإحصائي SPSS الذي أوصلنا إلى النتائج المبينة في الجدول التالي

Comparaisons multiples

(I) typologie	(J) typologie	Différence de moyennes (I-J)	Erreur standard	Signification	Intervalle de confiance à 95%	
					Borne inférieure	Borne supérieure
isole	sans type	10,907*	1,047	,000	8,86	12,96
	simple	13,595*	,693	,000	12,24	14,95
	elarge1	12,343*	,739	,000	10,89	13,79
	elarge2	2,607*	,730	,000	1,18	4,04
	complexe	2,471*	,851	,004	,80	4,14
	autre	21,034*	1,721	,000	17,66	24,41
sans type	isole	-10,907*	1,047	,000	-12,96	-8,86
	simple	2,688*	,795	,001	1,13	4,25
	elarge1	1,436	,836	,086	-,20	3,07
	elarge2	-8,300*	,828	,000	-9,92	-6,68
	complexe	-8,436*	,936	,000	-10,27	-6,60
	autre	10,127*	1,764	,000	6,67	13,59
simple	isole	-13,595*	,693	,000	-14,95	-12,24
	sans type	-2,688*	,795	,001	-4,25	-1,13
	elarge1	-1,252*	,287	,000	-1,82	-,69
	elarge2	-10,988*	,263	,000	-11,50	-10,47
	complexe	-11,124*	,510	,000	-12,12	-10,12
	autre	7,439*	1,580	,000	4,34	10,54
elarge1	isole	-12,343*	,739	,000	-13,79	-10,89
	sans type	-1,436	,836	,086	-3,07	,20
	simple	1,252*	,287	,000	,69	1,82
	elarge2	-9,736*	,368	,000	-10,46	-9,01
	complexe	-9,872*	,571	,000	-10,99	-8,75
	autre	8,691*	1,601	,000	5,55	11,83
elarge2	isole	-2,607*	,730	,000	-4,04	-1,18
	sans type	8,300*	,828	,000	6,68	9,92
	simple	10,988*	,263	,000	10,47	11,50
	elarge1	9,736*	,368	,000	9,01	10,46
	complexe	-,136	,560	,808	-1,23	,96
	autre	18,427*	1,597	,000	15,30	21,56
complexe	isole	-2,471*	,851	,004	-4,14	-,80
	sans type	8,436*	,936	,000	6,60	10,27
	simple	11,124*	,510	,000	10,12	12,12
	elarge1	9,872*	,571	,000	8,75	10,99
	elarge2	,136	,560	,808	-,96	1,23
	autre	18,563*	1,656	,000	15,32	21,81
autre	isole	-21,034*	1,721	,000	-24,41	-17,66
	sans type	-10,127*	1,764	,000	-13,59	-6,67
	simple	-7,439*	1,580	,000	-10,54	-4,34
	elarge1	-8,691*	1,601	,000	-11,83	-5,55
	elarge2	-18,427*	1,597	,000	-21,56	-15,30
	complexe	-18,563*	1,656	,000	-21,81	-15,32

*. La différence moyenne est significative au niveau 0.05.

تتلخص النتائج في الجدول أعلاه، و تمثل النتائج حسب الأعمدة من اليسار إلى اليمين ما يلي:

- في العمود الأول البنية الأسرية.
 - في العمود الثاني البنية الأسرية المقارن بها من حيث متوسط العمر لأرباب الأسر.
 - في العمود الثالث ناتج الفرق بين متوسطي العمر لأرباب الأسر لدى البنيتين محل المقارنة.
 - في العمود الرابع الخطأ المعياري المعبر عن الانحراف المعياري للمتوسطات الحسابية في العينة .
 - في العمود الخامس القيمة الاحتمالية لقبول معنوية الفرق بين المتوسطين لدى البنيتين محل المقارنة.
 - في العمود السادس الحد الأدنى لمجال الثقة للفرق بين المتوسطين لدى البنيتين محل المقارنة.
 - في العمود السابع الحد الأعلى لمجال الثقة للفرق بين المتوسطين لدى البنيتين محل المقارنة.
- بالتركيز مثلا على الأسر البسيطة، وجدنا أن الفروق المبينة في العمود الثالث بين متوسط أعمار أرباب الأسر البسيطة و متوسطات الأعمار لبقية البنى الأسرية تحمل الإشارة السالبة ماعدا الفرق بين متوسط السن لأرباب أسرها و متوسط السن لأرباب الأسر ذات البنية أخرى الذي نتج بالإشارة الموجبة، بحيث وردت الفروق بين متوسط أرباب أسرها و متوسط أرباب بقية الأسر 13,595-، 1,252-، 9,736-، 9,872- على الترتيب لدى الأسر ذات فرد واحد، الأسر عديمة التركيبة العائلية، الأسر الموسعة من النموذج الأول، الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة وبما أن الفروق الناتجة حملت الإشارة السالبة فهذا يعكس كبر المتوسطات الخاصة بأسر البنى الأسرية المذكورة مقارنة بمتوسط أعمار أرباب الأسر البسيطة، أما الفرق بين متوسط السن لأرباب أسرها و متوسط السن لأرباب الأسر ذات البنية أخرى فقد نتج بالإشارة الموجبة و قيمته 7,439 ما يعكس صغر متوسط العمر لدى أسر هذه البنية مقارنة بالأسر البسيطة، تماشى مع هذه الفروق قيم احتمالية مبينة في العمود الخامس كلها اقل من قيمة مستوى المعنوية 0,05 مما يؤكد معنوية الفروق بين المتوسطات و دلالتها الإحصائية، و بملاحظة حدود مجال الثقة المبينة في العمودين السادس و السابع وجدناها كلها لا تحوي القيمة صفر (0) ما يؤكد الدلالة الإحصائية لكل الفروق دون استثناء بين متوسط العمر لأرباب الأسر البسيطة و متوسطات الأعمار لبقية أرباب أسر البنى الأسرية، فمثلا مجال الثقة الخاص بالفرق بين متوسط العمر لأرباب الأسر البسيطة و أرباب الأسر المركبة [12,12- ، 10,12-] وجدناه لا يحوي القيمة صفر.

تتم قراءة النتائج الأخرى بنفس المنطق، و إجمالا وجدنا الفروق بين متوسط أعمار أرباب الأسر ذات فرد واحد و متوسطات الأعمار لبقية البنى الأسرية كلها ذات دلالة إحصائية و معنويا تختلف عن الصفر، كما وجدنا الفروق بين متوسط أعمار أرباب الأسر ذات البنية أخرى و متوسطات الأعمار لبقية البنى الأسرية كلها ذات دلالة إحصائية و معنويا تختلف عن الصفر، و فيما يخص الأسر عديمة التركيبة العائلية فكل الفروق بين متوسط أعمار أرباب أسرها و متوسطات الأعمار لبقية البنى الأسرية ذات دلالة

إحصائية و معنويا تختلف عن الصفر ماعدا الأسر الموسعة من النموذج الأول، أما الأسر المركبة فكذلك جاءت الفروق بين متوسط أعمار أرباب أسرها و متوسطات الأعمار لبقية البنى الأسرية ذات دلالة إحصائية و معنويا تختلف عن الصفر ماعدا الأسر الموسعة من النموذج الثاني. و ما يمكننا قوله فان هذه الاستثناءات المعدودة لا تؤثر نهائيا على القرار المتخذ بقبول تأثير الانتماء البنيوي الأسري لأرباب الأسر و أعمار أرباب الأسر.

2.3.2.5- التراكيب العائلية و خاصية التركيب العمري و النوعي:

بعد تتبع مدى صحة إدلاء الأفراد بأعمارهم على مستوى الأسر بإدراج متغير البنية الأسرية، سنحاول تتبع مدى صحة و جودة التصريح بالأعمار من طرف الأفراد على مستوى الأسر بإدراج متغير التركيب العائلية باستعمال نفس المؤشر و تحقيقا لنفس الهدف، وظفنا الجدول التالي الذي لخصنا المجاميع الخاصة بالأفراد ذوي الأعمار المعنية بحساب مؤشر ويبيل.

جدول رقم 30.5 : مؤشر ويبيل حسب التركيب العائلية

مؤشر ويبيل	المقام	البسط	التركيب العائلية
1,034	148	33	عديمة التركيب العائلية
1,022	534	108	التركيب البسيطة
1,023	56174	11481	التركيب التصاعدي
1,047	6345	1344	التركيب التنازلية
1,092	11476	2422	التركيب العرضية
1,041	3724	750	التركيب المركبة
1,064	276	59	تراكيب أخرى
1,029	78677	16197	المجموع

من خلال معطيات الجدول أعلاه، اتضح أن قيمة مؤشر ويبيل بالنسبة لأفراد الأسر ذات التركيبين العائليتين العرضية و أخرى واقعة في المجال المرجعي من 1.05 إلى 1.099 مما يدعونا للقول بان أفراد أسر البنيتين تميزوا بتوسط النوعية فيما يخص الإدلاء بأعمارهم، بينما أسر باقي التراكيب العائلية فقد وردت قيم مؤشر ويبيل الموافقة لها في المجال من 1,022 إلى 1,047 و هي كلها اقل من القيمة المرجعية 1.05 مما يعكس الجودة العالية التي تميزت بها تصريحات الأفراد المنتمين إلى هذه الأسر بأعمارهم، إجمالاً يمكن القول بان الأفراد حسب انتمائهم إلى هذه النماذج جاءت تصريحات بالأعمار جد مقبولة و منه يمكن استغلال متغير العمر بالنسبة للأسر حسب توجهها العائلي.

بعد التأكد من صلاحية المعطيات المتعلقة بخاصية العمر على مستوى التراكيب العائلية، سنحاول تتبع متغير العمر و التأكد من جودة تصريحات الأفراد به حسب التراكيب العائلية بإدراج متغيري الجنس و الوسط السكني، لبلوغ هذا الهدف وظفنا الجدولين التاليين رقمي 31.5 و 32.5 اللذان لخصنا فيها الخطوات الحسابية الخاصة بمؤشر ويبيل أي مجموع الأفراد في المجال العمري من 23 إلى 62 سنة و مجموع الأفراد المنتهية أعمارهم بالرقمين صفر و خمسة حسب التراكيب العائلية للأسر.

جدول رقم 31.5: مؤشر ويبيل حسب التركيبة العائلية و الجنس

إناث		ذكور			التركيبة العائلية	
مؤشر ويبيل	المقام	البسط	مؤشر ويبيل	المقام		البسط
0,967	362	70	1,109	320	71	عديمة التركيبة العائلية
1,031	27777	5727	1,013	28397	5754	التركيبة البسيطة
1,037	1505	312	1,010	1475	298	التركيبة التصاعدية
1,072	5924	1270	1,022	5856	1197	التركيبة التنازلية
1,143	761	174	1,042	777	162	التركيبة العرضية
0,968	1467	284	1,117	1415	316	التركيبة المركبة
1,082	1359	294	1,045	1282	268	تراكيب أخرى
1,038	39155	8131	1,020	39522	8066	عديمة التركيبة العائلية

من خلال قيم مؤشر ويبيل الملخصة في الجدول أعلاه، يتبين أن دقة التصريح بالأعمار لدى أسر التراكيب العائلية البسيطة، التصاعدية، التنازلية، العرضية و التركيبة أخرى الملاحظة من بيانات الجدول السابق رقم 30.5 مردها إلى الدقة المتناهية في تصريح الذكور بأعمارهم، في حين تتعلق دقة تصريح أفراد الأسر عديمة التركيبة العائلية و الأسر ذات التركيبة المركبة الملحوظة في نفس الجدول بدقة تصريح الإناث بأعمارهن، إجمالاً و بإشراك متغير التركيبة العائلية للأسر انتمت قيم مؤشر ويبيل لدى الذكور إلى المجال من 1,010 إلى 1,117 أما قيمه لدى الإناث فتراوحت بين القيمتين 0,967 و 1,143، يترتب على هذين المجالين القول بان إدلاء الأفراد بأعمارهم حسب متغيري التركيبة العائلية للأسر و الجنس تميز بدرجة جد مقبولة من الصحة و عليه يمكن تتبع خاصية العمر حسب جنس الأفراد و انتمائهم التركيبي للأسر.

جدول رقم 32.5 : مؤشر وييل حسب التركيبة العائلية و الوسط السكني

ريف			حضر			التركيبة العائلية
مؤشر وييل	المقام	البسط	مؤشر وييل	المقام	البسط	
1,059	170	36	1,025	512	105	عديمة التركيبة العائلية
1,027	22348	4589	1,019	33826	6892	التركيبة البسيطة
1,065	1235	263	0,994	1745	347	التركيبة التصاعدية
1,027	4056	833	1,058	7724	1634	التركيبة التنازلية
1,042	480	100	1,115	1058	236	التركيبة العرضية
1,088	1177	256	1,009	1705	344	التركيبة المركبة
1,073	792	170	1,060	1849	392	تراكيب أخرى
1,032	30258	6247	1,027	48419	9950	عديمة التركيبة العائلية

من خلال التركيز على قيم مؤشر وييل في الجدول أعلاه، يتضح أن قاطني المنطقة السكنية الحضرية و المنتمين إلى الأسر ذات التراكيب العائلية البسيطة، عديمة التركيبة العائلية، التصاعدية، المركبة و التركيب أخرى جاءت تصريحات بأعمارهم أدق و أعلى جودة من قاطني المنطقة السكنية الريفية المنتمين إلى هذه الأسر، بينما وجدنا العكس بين قاطني الوسطين السكنيين بالنسبة لأسر التركيبتين العائليتين التنازلية و أخرى. بصفة إجمالية و مهما كانت التركيبة العائلية للأسر جاءت قيم مؤشر وييل بالنسبة لقاطني الوسط السكني الحضري محصورة في المجال من 0,994 إلى 1,115 أما ساكني الوسط الريفي فقد وردت محصورة في المجال من 1,027 إلى 1,088 مما يعكس الجودة المقبولة الخاصة بإدلاء الأفراد بأعمارهم، و على هذا الأساس و بعد التحقق من جودة التصريح فانه من الممكن تتبع خاصية العمر فيما يتعلق بالتركيبة العائلية للأسر عند إدراج متغير الجنس.

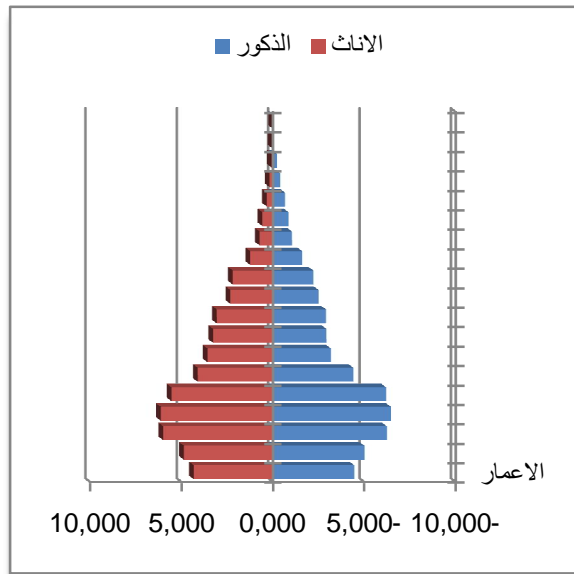
بعد تتبع خاصيتي التركيب النوعي و العمري و إبراز أهم ما يميز هذين المتغيرين على مستوى البنى الأسرية و كشف العلاقة وصفا بين متغير البنية الأسرية و العمر ثم برهنتها إحصائيا، سنحاول و بنفس الخطوات و المنطق سنعمل على تتبع الخاصيتين المذكورتين على مستوى التراكيب العائلية مع كشف العلاقة الجامعة بينهما، الجدول التالي يعتبر مفتاح رصد العلاقة المذكورة و مرجع كل الجداول في هذا العنصر، و الذي يعكس توزيع نسب الأفراد حسب العمر و الجنس مع انتمائهم إلى التراكيب العائلية. للإشارة المعطيات الخام المعتمدة لحساب هذه النسب تم استخراجها من قاعدة البيانات التي وفرها المسح.

جدول رقم 33.5 : توزيع الأفراد حسب التراكيب العائلية، العمر و الجنس

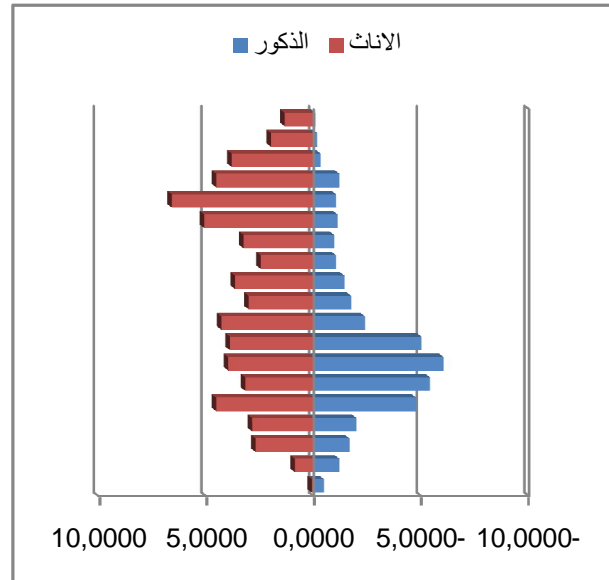
الذكور								
المجموع	أخرى	تركيبية مركبة	تركيبية عرضية	تركيبية تتنازلية	تركيبية تصاعدية	تركيبية بسيطة	بدون تركيبية عائلية	التركيبية العائلية
8,82	7,56	10,98	9,03	9,56	9,60	8,66	1,26	[4 – 0]
9,12	8,11	7,48	7,78	5,72	11,60	9,76	3,14	[9 – 5]
11,03	9,54	8,09	9,94	5,60	12,80	12,14	4,39	[14 – 10]
11,56	10,13	8,05	10,86	7,04	12,47	12,57	5,23	[19 – 15]
11,70	10,45	9,95	10,86	10,74	10,64	12,06	12,55	[24 – 20]
9,51	11,28	13,62	10,79	14,32	5,87	8,57	14,23	[29 – 25]
7,49	9,06	13,27	9,68	13,48	4,64	6,18	15,90	[34 – 30]
6,19	6,61	9,50	7,06	7,87	5,70	5,69	13,18	[39 – 35]
5,40	5,34	5,91	6,54	3,35	6,30	5,65	6,28	[44 – 40]
4,39	3,80	3,32	4,58	1,55	5,70	4,87	4,60	[49 – 45]
3,92	4,23	1,53	3,66	1,87	5,02	4,31	3,77	[54 – 50]
2,99	3,72	1,91	3,14	2,48	2,65	3,11	2,72	[59 – 55]
2,17	2,89	1,33	1,96	3,36	1,17	2,03	2,51	[64 – 60]
2,01	2,49	1,72	1,64	4,30	0,95	1,66	2,93	[69 – 65]
1,62	1,82	1,68	0,92	3,75	0,95	1,28	2,72	[74 – 70]
1,08	1,27	0,61	1,11	2,75	1,12	0,78	3,14	[79 – 75]
0,61	1,03	0,53	0,13	1,41	1,06	0,44	0,84	[84 – 80]
0,27	0,51	0,38	0,26	0,63	1,15	0,15	0,42	[89 – 85]
0,12	0,16	0,15	0,07	0,19	0,60	0,08	0,21	[95 – 90]
100	100	100	100	100	100	100	100	المجموع
الإناث								
8,71	6,69	9,67	8,03	8,89	8,08	8,90	0,13	[4 – 0]
9,01	7,98	5,66	7,54	5,50	8,80	10,02	1,41	[9 – 5]
11,00	8,89	6,09	9,91	6,28	10,87	12,35	4,35	[14 – 10]
11,38	10,17	7,12	9,35	7,61	9,51	12,62	4,60	[19 – 15]
11,62	11,15	12,55	10,89	14,19	8,53	11,42	7,29	[24 – 20]
9,13	8,29	12,35	10,82	13,55	5,51	8,46	5,12	[29 – 25]
7,64	7,49	9,24	7,89	9,75	5,30	7,35	6,39	[34 – 30]
6,47	5,89	5,30	8,72	5,50	5,91	6,73	6,27	[39 – 35]
5,78	5,57	4,21	7,33	3,15	5,60	6,32	6,91	[44 – 40]
4,30	4,56	2,05	5,09	2,39	3,43	4,79	4,86	[49 – 45]
4,51	5,85	3,81	4,75	4,79	2,84	4,52	5,88	[54 – 50]
2,88	3,76	3,91	3,07	4,50	1,71	2,55	3,96	[59 – 55]
2,08	3,10	3,58	2,09	4,49	1,80	1,49	5,24	[64 – 60]
1,98	3,00	4,50	1,81	4,16	3,80	1,19	8,18	[69 – 65]
1,46	2,65	3,21	1,26	2,95	4,85	0,68	10,61	[74 – 70]
1,01	2,06	3,08	0,70	1,50	5,48	0,37	7,29	[79 – 75]
0,56	1,25	1,52	0,35	0,54	4,25	0,15	6,14	[84 – 80]
0,31	0,84	1,13	0,28	0,22	2,50	0,07	3,20	[89 – 85]
0,17	0,80	1,03	0,14	0,04	1,23	0,02	2,17	[95 – 90]
100	100	100	100	100	100	100	100	المجموع

من خلال الجدول أعلاه، يتبين إجمالاً وجود اختلاف و تفاوت جد كبير في نسب الأفراد حسب متغيري الجنس و العمر بين مختلف التراكيب العائلية للأسر و لكن بمستويات مختلفة إذا اعتمدنا المقارنات الثنائية بين الأسر حسب تراكيبها العائلية، غير أن هذا التفاوت لا يمس كل التراكيب العائلية إذا ادمجنا متغير الجنس كمتغير مراقبة بحيث لمسنا نوعاً من التقارب في نسب الأسر ذات التركيبين العائليتين العرضية و أخرى بين مختلف الفئات العمرية لدى الذكور و بالأخص ابتداء من الفئة العمرية [10 – 14] إلى غاية آخر فئة بينما اختلفت عند أغلب الفئات العمرية لدى الإناث، كما وجدنا تقارباً ملحوظاً في نسب الأسر ذات التركيبين العائليتين التنازلية و المركبة على مستوى مختلف الفئات العمرية لدى الإناث غير أنها اختلفت بشكل حاد عند الذكور.

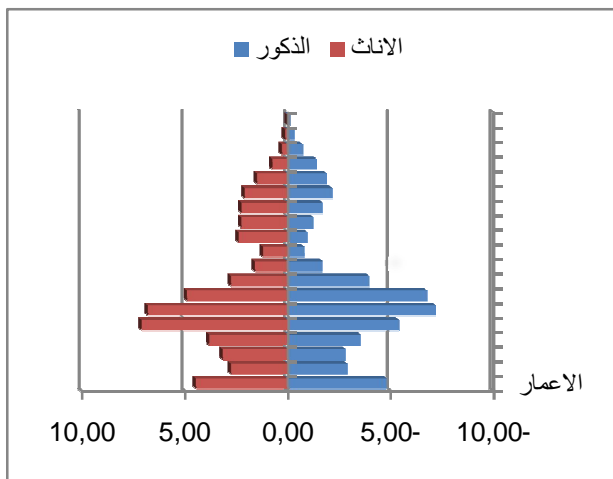
و بهدف التركيز على مقارنة نسب الأفراد و بشكل أيسر حسب المتغيرين العمر و الجنس عند كل تركيبة عائلية بشكل مستقل عن باقي التراكيب وطفناً الأهرام العمرية عند كل تركيبة عائلية على حدنا بحكم أن هذا النوع من المخططات يعد الأنسب في إظهار الخاصيتين الديموغرافيتين العمر و الجنس لمجل الأفراد كما يتيح إمكانية المقارنة على مستوى كل متغير بشكل منفصل. تم إنشاء الأهرام العمرية الموضحة أسفله اعتماداً على معطيات الجدول أعلاه رقم 33.5.



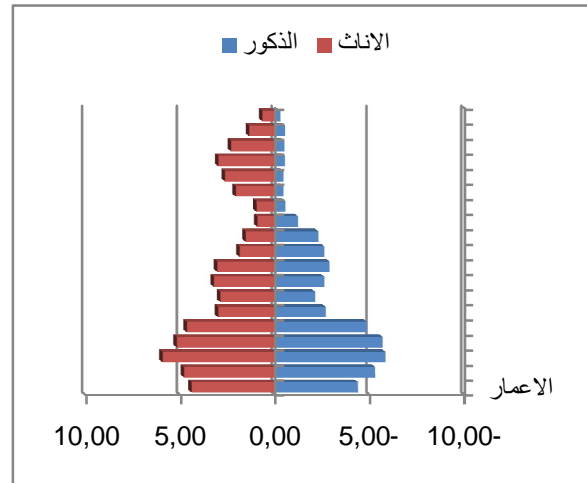
مخطط رقم 12.5: هرم الأعمار للأسر ذات التركيبة البسيطة



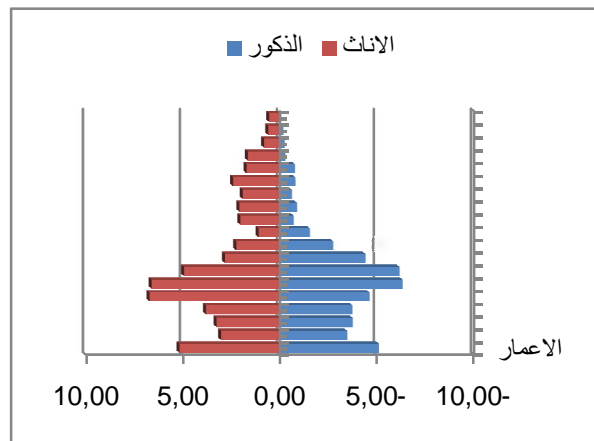
مخطط رقم 11.5: هرم الأعمار للأسر بدون تركيبة عائلية



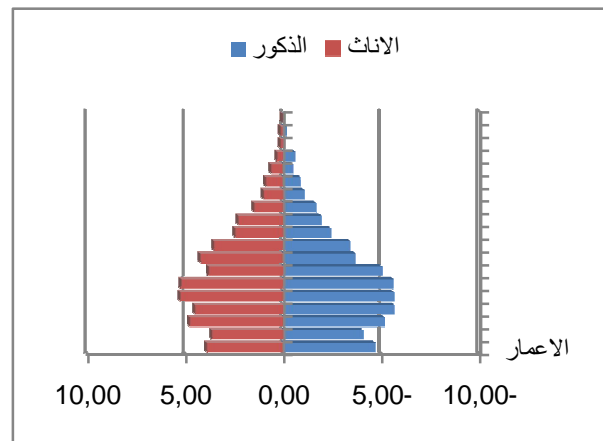
مخطط رقم 14.5: هرم الأعمار لأسر التركيبية التنازلية



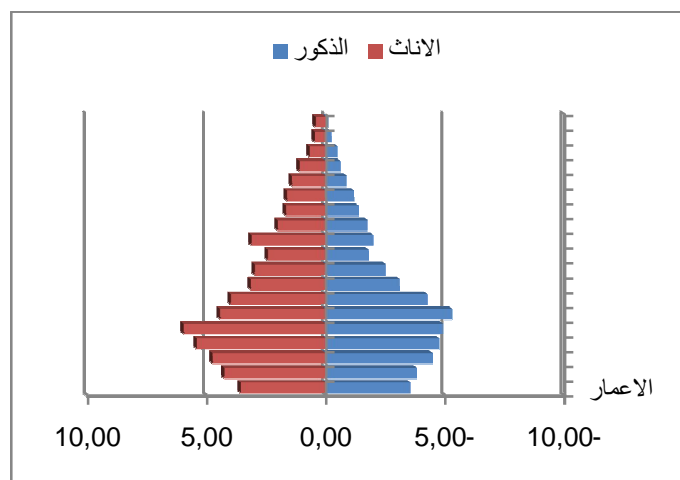
مخطط رقم 13.5: هرم الأعمار لأسر التركيبية التصاعدية



مخطط رقم 16.5: هرم الأعمار للأسر ذات التركيبية المركبة



مخطط رقم 15.5: هرم الأعمار لأسر التركيبية العرضية



مخطط رقم 17.5: هرم الأعمار للأسر ذات التركيبية أخرى

من خلال المخططات البيانية أعلاه الحاملة للأرقام من 11.5 إلى 17.5 التي تترجم الأهرام العمرية لمختلف التراكيب العائلية للأسر يظهر جليا تمايز الخصائص المتعلقة بالنوع و العمر بين مختلف التراكيب العائلية التي تمثلها، و حسب كل تركيبة عائلية بشكل منفصل نلاحظ:

الأسر بدون تركيبة عائلية: عرف هرم الأعمار للأسر بدون التركيبة العائلية تذبذبا بين الانكماش و الاتساع بدلالة الأعمار بين الجنسين، بحيث تميز بقاعدة جد ضيقة و بالأخص لدى الإناث التي كادت تنعدم نسبتهم في الفئة العمرية الأولى، ثم بدأ في الاتساع تدريجيا و بشكل هام جدا بالأخص لدى الذكور إلى غاية الفئة العمرية [35-34] أما عند الإناث فكان اتساعه اقل أهمية مقارنة بالذكور و توقف في حدود الفئة العمرية [20-24]، فيما يخص الذكور عاود الانكماش مرة أخرى و بنوع من التفاوت إلى غاية آخر فئة أما لدى الإناث عاود انكماشه و لكن بوتيرة اقل من الذكور إلى غاية الفئة [55-59] ليبدأ في الاتساع مرة أخرى إلى غاية الفئة [70-74] أين سجلت الإناث اكبر نسبة على الإطلاق و من الطبيعي أن يعيد مرة أخرى انكماشه إلى غاية آخر فئة و لكن بنوع من الانتظام مما يوحي بارتفاع نسبة الشيخوخة الديموغرافية في هذه الأسر و بالأخص لدى الإناث.

الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة: تطابق بشكل تام هرم الأعمار لهذه الأسر هرم الأعمار للأسر ذات البنية البسيطة كما شابه إلى حد كبير هرم الأعمار لمجموع الأفراد دون إدراج متغير الأسر، و بحكم التطابق بينه و بين هرم الأعمار للأسر ذات البنية البسيطة فيمكن القول و بشكل مختصر انه يعكس انخفاض مستمر لعدد المواليد لأسر هذه التراكيب كما تميز أفرادها بالشبابية بشكل هام.

الأسر ذات التركيبة العائلية التصاعدية: تميز هرم الأعمار لأسر التركيبة التصاعدية بقاعدة نسبيا عريضة مما يوحي بارتفاع عدد المواليد لهذه الأسر خلال السنوات الخمس التي سبقت المسح و لكن اللافت للملاحظة انه بدأ في الاتساع بانتظام إلى غاية الفئة [15-19] لدى الذكور و إلى غاية الفئة [10-14] مما يوحي بان هذا النوع من الأسر عرف خلال السنوات العشرين الأخيرة قبل المسح تراجعاً في عدد المواليد، و بداية من هاتين الفئتين بدأ في الانكماش بشكل غير منتظم و لكن بتفاوت بين الجنسين الذكور و الإناث و بالأخص في الفئات العمرية المتأخرة، يفهم من خلال شكل هرم الأعمار الذي أخذته أسر هذه التركيبة أنها تميزت بتراجع في عدد المواليد خلال السنوات الأخيرة كما أنها تتميز بارتفاع نسب كبار السن و بالأخص لدى الإناث.

الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية: امتاز هرم الأعمار لأسر التركيبة التنازلية بقاعدة جد عريضة تخص الفئة العمرية الأولى مقارنة بالفئات العمرية الثلاثة التي تلتها مباشرة و التي تميزت ببداية اتساعها و لكن بشكل متباطئ إلى درجة قربها من الثبات إلى غاية الفئة الخامسة التي عرفت اتساعاً

واضحا، يفهم من شكل الهرم عند الفئات الأربعة الأولى أن هذه الأسر عرفت ارتفاعا هاما في عدد المواليد خلال السنوات الخمس الأخيرة السابقة للمسح في حين السنوات بين العشرين و خمسة التي سبقت المسح فان عدد المواليد المسجل خلالها سنويا عرف نوعا من الاستقرار و في مجمله يُعد اقل و بكثير من العدد المسجل خلال السنوات الخمس الأخيرة، و بداية من الفئة [30-34] لدى الجنسين بدا يضيق و لكن بشكل غير متدرج و غير منتظم بين الجنسين، عموما يعكس هرم الأعمار لهذه الأسر ارتفاع جد ملحوظ في عدد المواليد و بالأخص في السنوات الأخيرة إضافة إلى و جود نسب معتبرة من الأفراد كبار السن و بالأخص لدى الذكور.

الأسر ذات التركيبة العائلية العرضية: تميز هرم الأعمار لأسر التركيبة العرضية بقاعدة عريضة نسبيا تمس الفئة العمرية الأولى و التي تعد اعرض مقارنة بالفئة العمرية التي تلتها مباشرة مما يعكس ارتفاع عدد المواليد في هذه الأسر خلال السنوات الخمس الأخيرة قبل المسح مقارنة بالسنوات الخمس التي سبقت هذه الفئة، ثم اتسع في الفئات الشابة بدرجة جد هامة مست الجنسين معا، و بداية من الفئة العمرية [50 - 54] بدا في الانكماش بشكل جد متسارع و واضح، كما امتاز بالتواصل مع انتظام، يُفهم هذا الشكل عموما أن هذه الأسر شهدت ارتفاعا في عدد مواليدها خلال السنوات الأخيرة كما اتصف بشبابية أفرادها بشكل جد هام.

الأسر ذات التركيبة العائلية المركبة: عرف هرم الأعمار لأسر التركيبة المركبة تشابها بهرم الأعمار لأسر التركيبة التنازلية إلى حد جد مقبول، بحيث امتاز هو الآخر بقاعدة جد عريضة تخص الفئة العمرية الأولى مقارنة بالفئات العمرية الثلاثة التي تلتها في حين عرفت الفئات الثلاث المقصودة نوعا من الاتساع تصاعدا و بتقارب كبير مما يوحي بالارتفاع الكبير لعدد المواليد المسجل خلال السنوات الخمس الأخيرة السابقة للمسح في حين سنوات الفئات العمرية الثلاثة المشار إليها تميزت بعدد مواليد معتبر غير انه عرف تراجعا نسبيا و في مجمله يُعد اقل و بكثير من العدد المسجل خلال السنوات الخمس الأخيرة، و بداية من الفئة العمرية [15 - 19] بدا في الاتساع بشكل هام جدا غير انه لم يستمر إلا لفئتين فقط ثم عاود الانكماش بشكل جد متسارع خاصة لدى الذكور، و فيما يخص الإناث فقد استمر انكماشه و لكن بوتيرة تبدو متباطئة مما يعكس وجود تشيخ ديموغرافي لدى الإناث على عكس الذكور.

الأسر ذات التركيبة العائلية أخرى: شهدت قاعدة هرم الأعمار الخاص الأسر ذات التركيبة العائلية أخرى ضيقا في الفئة العمرية الأولى و لكنها بدأت في الاتساع بشكل معتبر إلى غاية الفئة العمرية [25-29] ثم عاودت تدريجيا و بشكل متواصل يمكنه وصفه بالمتسارع نسبيا عند الذكور إذا قورن بوتيرة تدرجه لدى الإناث الذي يعتبر أبطأ، مما يوحي بتناقص عدد المواليد المسجلين خلال السنوات

الخمس و العشرين الأخيرة قبل انجاز المسح كما يمكن وصف أفراد هذه الأسر بالشبابية و بالأخص لدى الذكور أما الإناث فقد سجلن نسبة لكبار السن اكبر مقارنة بما عرفه الذكور.

من خلال رصد شكل أهرام أعمار أسر التراكيب العائلية، يمكن القول وصفا بان الأسر ذات التراكيب العائلية البسيطة، التصاعدية، أخرى، بدون تركيبة عائلية اتصفت بالعمل على التقليل من عدد المواليد بينما و الأسر ذات التراكيب العائلية التنازلية، العرضية و المركبة عملت على عكس ذلك اي التشجيع على الرفع من عدد المواليد. كما أن مستويات الشبابية و الشيخ ديموغرافيا اختلفت و بشكل لافت للانتباه بين الأسر حسب تراكيبها العائلية.

تم استغلال المعطيات الخاصة بتوزيع الأفراد حسب التراكيب العائلية للأسر المنتمين إليها و حسب العمر و الجنس لحساب نسب الشيخ الديموغرافي حسب المتغيرات المذكورة بهدف كشف هذه الخاصية كميا بعد تتبعها وصفا من خلال أهرام الأعمار السابقة، تم تلخيص المؤشرات المتحصل عليها في الجدول التالي و الذي بدوره يعكس مدى تباين هذه الخاصية كميا بين مختلف التراكيب العائلية للأسر بشكل إجمالي و لدى كل جنس بشكل مستقل.

جدول رقم 34.5: نسب الشيخ الديموغرافي في حسب التراكيب العائلية، العمر و الجنس

المجموع	أخرى	تركيبة مركبة	تركيبة عرضية	تركيبة تنازلية	تركيبة تصاعدية	تركيبة بسيطة	بدون تركيبة عائلية	
5,72	7,28	5,07	4,12	13,04	5,84	4,40	10,25	الذكور
5,49	10,59	14,47	4,54	9,42	22,11	2,49	37,60	الإناث
5,6	9,0	10,1	4,3	11,2	14,7	3,5	27,2	المجموع

من خلال المؤشرات الملخصة في الجدول أعلاه و بعد إسقاط معايير الشيخ الديموغرافي السالفة الذكر على معطيات الجدول أعلاه رقم 34.5، يتبين أن أسر التركيبتين العائليتين البسيطة و العرضية تتميزان بشبابية أفرادهما إلى حد هام إجمالاً أو بإشراك متغير الجنس، غير أن أفراد أسر التركيبية البسيطة ذوي نسبة كبار السن 3,5% أكثر شبابية من أفراد الأسر ذات التركيبة العائلية العرضية التي نتج عن أعمار أفراد نسبة تشيخ قدرها 4,3%، أما أفراد أسر التراكيب العائلية التنازلية، المركبة و أخرى فقد سجل كبار السن من مجموع أفرادهم النسب 11,2%، 10,1% و 9,0% على الترتيب و اعتمادا على هذه النسب يمكن القول بان أفرادها في عتبة الشيخ الديموغرافي، يرجع كبر نسبتي الشيخ لدى التركيبتين المركبة و أخرى إلى ارتفاع نسبة الإناث كبيرات السن من مجموع الإناث بحيث سجلنا على التوالي 14,47% و 10,59% على عكس الذكور أما ارتفاع نسبة الشيخ لدى التركيبة العائلية التنازلية راجع إلى ارتفاع نسبة كبار السن من مجموع ذكورها التي بلغت 13,04%. و بخصوص الأسر ذات التركيبتين

العائليتين التصاعديّة و بدون تركيبة عائلية فقد تميزت بالتشخيص ديموغرافيا و لكن بنوع من التفاوت فحسب المعايير الخاصة بالتقسيمات الجزئية في حال وجود التشخيص المشار إليها سابقا فان أفراد الأسر ذات التركيبة العائلية التصاعديّة تميزوا بتشخيص متوسط في حين تميز أفراد الأسر بدون تركيبة عائلية بتشخيص جد متقدم.

بعد تتبع خاصية العمر على مستوى التراكيب العائلية للأسر من ناحية مدى شبابية و تشيخ أفرادها اللذان يعكسان المدى العام لانتشار أعمار الأفراد في الفئات العمرية المتأخرة فقط، سنستعين حاليا بمقاييس تمتاز بأكثر دقة و نقصد بها المتوسط الحسابي للأعمار الذي يعكس و يبين الأعمار التي تتمركز حولها أعمار مجمل الأفراد و الانحراف المعياري الذي يترجم القيمة المتوسطة لتباعد أعمار الأفراد بالنسبة لهذه القيمة المركزية على مستوى التراكيب العائلية للأسر بالتركيز على أرباب الأسر ثم مجمل الأفراد.

جدول رقم 35.5: المتوسط الحسابي و الانحراف المعياري حسب التراكيب العائلية

مجمل الأفراد			أرباب الأسر			التركيبة العائلية
الوسيط	الانحراف المعياري	المتوسط	الوسيط	الانحراف المعياري	المتوسط	
40,00	22,666	45,10	62,00	18,700	58,84	عديمة التركيبة العائلية
22,00	18,013	26,06	48,00	12,984	49,94	التركيبة البسيطة
24,00	24,383	31,54	45,00	9,511	45,11	التركيبة التصاعديّة
28,00	21,070	31,74	67,00	9,647	67,17	التركيبة التنازلية
26,00	18,363	28,20	47,00	12,589	48,38	التركيبة العرضية
27,00	21,161	30,47	40,00	13,179	43,58	التركيبة المركبة
27,00	21,142	31,18	51,00	14,420	52,63	تراكيب أخرى
24,00	19,238	27,55	50,00	13,941	51,61	المجموع

يظهر من الجدول أعلاه، أن الترتيب التصاعدي لقيم المتوسط الحسابي لأعمار أرباب الأسر حسب التراكيب العائلية ورد كالتالي التركيبة المركبة، التركيبة التصاعديّة، التركيبة العرضية، التركيبة البسيطة، التركيبة أخرى، عديمة التركيبة العائلية و أخيرا التركيبة التنازلية، بالتركيز على هذا المؤشر فقط كمعيار لمدى شبابية أرباب الأسر حسب التراكيب العائلية سيكون ترتيب شبابيتهم بنفس ترتيب متوسط أعمارهم لكن الاكتفاء بهذا المقياس كمعيار للترتيب يحمل نوعا من الخطأ و التغليب أي قبل التسليم بترتيب الشبابية السابقة يجب أولا مراجعة قيم الانحراف المعياري المصاحب لكل متوسط فكلما كان ذو قيمة اصغر دل على صحة موضع الترتيب شبابيا و العكس صحيح، و بما قيم الانحراف المعياري تمتاز بالكبر الذي يعكس وجود قيم متطرفة أي الأعمار التي تؤول نحو الكبر الحاد أو تؤول إلى الصغر المتناهي فان الترتيب السابق لشبابية أرباب الأسر حسب التراكيب العائلية المستنبط من قيم المتوسط الحسابي من الممكن

أن يحمل خطأ لان هذا المؤشر يتأثر بالقيم المتطرفة، لذا وظفنا مقياس آخر من بين مقاييس النزعة المركزية الذي لا يتأثر بالقيم المتطرفة و هو الوسيط الذي يعكس القيمة الوسطية لأعمار أرباب الأسر أي العمر الذي يقسم أعمار أرباب الأسر إلى قسمين متساويين نصف الأعمار أقل منه و النصف الثاني اكبر منه، و بما أن قيم الوسيط تكاد تساوي قيم المتوسط إضافة إلى أن ترتيب أعمار أرباب الأسر تصاعديا حسب التراكيب العائلية على أساس قيم الوسيط ورد مطابقا للترتيب التصاعدي لأعمار أرباب الأسر حسب التراكيب العائلية على أساس قيم المتوسط الحسابي فإننا نقبل بالترتيب السابق لشبابية أرباب الأسر حسب التراكيب العائلية. و عليه يمكن القول بان الأسر حسب تراكيبها العائلية اختلفت فيها خاصية العمر بين أرباب الأسر من ناحية مدى شبابيتهم.

و بالتركيز على مقارنة شبابية أفراد الأسر حسب تراكيبها العائلية وجدنا أن ترتيب قيم المتوسط الحسابي لأعمار الأفراد وردت تصاعديا حسب التراكيب العائلية كالتالي التركيب البسيطة، التركيب العرضية، التركيب المركبة، التركيب أخرى، التركيب التصاعدية، التركيب التنازلية ثم التركيب الأسر عديمة التركيب العائلية، فنتج لدى التركيب البسيطة 26,06 سنة بانحراف معياري قدره 18,013 في حين بلغ لدى الأسر عديمة التركيب العائلية 45,10 سنة و سايره انحراف معياري جد معتبر بلغ 22,66، و ما يُلاحظ بالنسبة لقيم الانحرافات المعيارية فقد نتجت بقيم جد كبيرة دون استثناء مما يعكس وجود تباعد هام جدا بين الأعمار المتوسطة للأفراد و بقية أعمار الأفراد و هذا ما يدعونا للقول بان قيم المتوسط الحسابي تُعد متأثرة بالأعمار المتطرفة خاصة باتجاه الكبر، و لأجل التأكد من صحة الترتيب السابق لترتيب شبابية الأسر حسب تراكيبها العائلية وظفنا قيم الوسيط كمعيار للترتيب العاكس فعليا لترتيب الشبابية بين التراكيب الذي نتج عليه التركيب البسيطة، التركيب التصاعدية، التركيب العرضية، التركيب المركبة، التركيب أخرى، التركيب التنازلية ثم التركيب الأسر عديمة التركيب العائلية. بمقارنة الترتيب وجدنا بعض الاختلاف غير أن الأسر ذات التركيب البسيطة بقيت في الترتيب نفسه مما يؤكد تميز أفرادها بشبابية اكبر مقارنة بباقي التراكيب، في حين أصبحت أسر التركيب التصاعدية في الترتيب الثاني بعدما كانت في الترتيب الخامس أي أن أفرادها اقل شبابية من أفراد الأسر البسيطة و لكنهم أكثر شبابية مقارنة بأفراد أسر باقي التراكيب العائلية، و فيما يخص أسر ذات باقي التراكيب فبقيت محافظة على نفس الترتيب الشبابي مما يؤكد صحته.

بعد التأكد وصفا من وجود اختلاف في خاصية العمر بين الأسر من حيث تراكيبها العائلية من خلال نسب التشيخ الديموغرافي، مقياسي النزعة المركزية الوسيط و المتوسط الحسابي للأعمار و مقياس التشتت الانحراف المعياري و التي أوحى بدورها بوجود اختلاف في تمركز الأوساط، سنعمل على إثبات هذا الاختلاف إحصائيا اعتمادا على تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد وقد أبرزنا فيما سبق أسباب اختيار هذا الأسلوب الإحصائي دون سواه من الأساليب الأخرى. وكما تقدم ذكره يقوم اختبار تحليل التباين

على اختبار الفرضية الصفرية ضد الفرضية البديلة، في هذه الحالة تكون الفرضية الصفرية H_0 قائمة على أساس تساوي متوسطات الأعمار لأرباب الأسر بين مختلف التراكيب العائلية للأسر أي لا يوجد اختلاف دال إحصائيا بين هذه المتوسطات في النظرية تفيد الفرضية البديلة H_1 على عدم تساوي متوسطات الأعمار لأرباب الأسر على الأقل بين أسر تركيبين عائليتين "مختلف البنى الأسرية" و بالتالي توجد فروق مختلفة عن الصفر معنويا و دالة إحصائيا بين متوسطات الأعمار المختبرة، و يمكن التعبير عن الفرضيتين اختصارا كالتالي:

بحيث تمثل الرموز $\mu_1, \mu_2, \mu_3, \mu_4, \mu_5, \mu_6, \mu_7$ متوسطات أعمار أرباب الأسر على مستوى مجمل التراكيب العائلية للأسر على مستوى مجمل الأسر الجزائرية في حين تمثل المعطيات في الجدول رقم 35.5 متوسطات أعمار أرباب الأسر على مستوى التراكيب العائلية لأسر العينة المستهدفة، تطبيقا لاختبار تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد على معطيات المتغيرين التركيبية العائلية للأسر و عمر رب الأسرة استخدمنا البرنامج الإحصائي SPSS، و الذي زدنا بالنتائج الملخصة في الجدول أدناه.

ANOVA à 1 facteur

	Somme des carrés	ddl	Moyenne des carrés	F	Signification
Inter-groupes	908895,382	6	151482,564	929,038	,000
Intra-groupes	4728541,919	29000	163,053		
Total	5637437,302	29006			

من خلال الجدول أعلاه، يتبين أن القيمة الاحتمالية الموافقة لإحصائية فيشر المحسوبة 0,000 اقل و بكثير من مستوى المعنوية $\alpha = 0,05$ و عليه تُرفض الفرضية الصفرية المبنية على العدم و تُقبل الفرضية البديلة التي تنص على وجود الاختلاف، تأكيداً لهذا القرار وجدنا قيمة إحصائية فيشر المحسوبة 929,038 و التي تعتبر اكبر و بكثير من قيمة فيشر المجدولة 5,99 المستخرجة من جدول التوزيع الاحتمالي لقانون فيشر عند مستوى معنوية $\alpha = 0,05$ و درجة الحرية المزدوجة $(n_1=1, n_2=6)$ ، على أساس المقارنة بين قيمتي فيشر المحسوبة و المجدولة و بين مستويي الاحتمالية و المعنوية و كقرار متخذ نرفض الفرضية الصفرية و نقبل الفرضية البديلة التي تفيد بعدم تساوي متوسطات الأعمار لأرباب الأسر

بين أسر تركيبيتين عائليتين على الأقل و بالتالي توجد فروق معنوية باختلافها عن الصفر و دالة إحصائيا بين متوسطات الأعمار لأرباب أسر حسب التراكيب العائلية.

استنادا على جدول نتائج تحليل التباين، يمكن القول بان الفروق التي تم رصدها و صفيا من خلال معطيات الجدول رقم 33.5 بين متوسطات أعمار أرباب الأسر حسب التراكيب للعائلية للأسر على مستوى أسر العينة المستهدفة في المسح ذات دلالة إحصائيا و معنويا تختلف عن الصفر و عليه يمكن تعميم هذه الفروق و الاختلافات الخاصة بمتوسطات أعمار أرباب الأسر حسب التراكيب العائلية على مستوى كامل الأسر الجزائرية و بالتالي فان نسب الشبابية و التشيخ الموصوفة سابقا كخصائص للتراكيب العائلية للأسر ذات دلالة إحصائية، من خلال ما تقدم نخلص إلى أن التراكيب العائلية للأسر الجزائرية ذات تأثير على أعمار أرباب أسرها.

بعد البرهنة الإحصائية على وجود فروق دالة و إحصائيا و معنويا تختلف عن الصفر بين متوسطات أرباب الأسر حسب التراكيب العائلية على الأقل بين أسر تركيبيتين عائليتين يمكننا كشف و تحديد التراكيب العائلية مصدر هذه الفروق اعتمادا على أسلوب المقارنات المتعددة بين مجمل التراكيب العائلية للأسر الجزائرية مثنى مثنى، استعانة بالبرنامج الإحصائي SPSS تمكنا من بلوغ غده الغاية و النتائج المتوصل إليها ملخصة في الجدول التالي.

Comparaisons multiples

(I) structure de famille	(J) structure de famille	Différence de moyennes (I-J)	Erreur standard	Signification	Intervalle de confiance à 95%	
					Borne inférieure	Borne supérieure
sans structure	simple	8,902*	,502	,000	7,92	9,89
	assendante	13,736*	,619	,000	12,52	14,95
	dessandante	-8,333*	,548	,000	-9,41	-7,26
	colaterale	10,457*	,773	,000	8,94	11,97
	complexe	15,257*	,701	,000	13,88	16,63
	autre	6,210*	,656	,000	4,92	7,50
simple	sans structure	-8,902*	,502	,000	-9,89	-7,92
	assendante	4,833*	,382	,000	4,08	5,58
	dessandante	-17,235*	,250	,000	-17,73	-16,74
	colaterale	1,555*	,601	,010	,38	2,73
	complexe	6,355*	,505	,000	5,37	7,34
	autre	-2,692*	,440	,000	-3,55	-1,83
assendante	sans structure	-13,736*	,619	,000	-14,95	-12,52
	simple	-4,833*	,382	,000	-5,58	-4,08
	dessandante	-22,068*	,441	,000	-22,93	-21,20
	colaterale	-3,278*	,702	,000	-4,65	-1,90
	complexe	1,521*	,621	,014	,30	2,74
	autre	-7,525*	,570	,000	-8,64	-6,41
dessandante	sans structure	8,333*	,548	,000	7,26	9,41
	simple	17,235*	,250	,000	16,74	17,73
	assendante	22,068*	,441	,000	21,20	22,93
	colaterale	18,790*	,640	,000	17,54	20,04
	complexe	23,589*	,550	,000	22,51	24,67
	autre	14,543*	,492	,000	13,58	15,51
colaterale	sans structure	-10,457*	,773	,000	-11,97	-8,94
	simple	-1,555*	,601	,010	-2,73	-,38
	assendante	3,278*	,702	,000	1,90	4,65
	dessandante	-18,790*	,640	,000	-20,04	-17,54
	complexe	4,800*	,775	,000	3,28	6,32
	autre	-4,247*	,735	,000	-5,69	-2,81
complexe	sans structure	-15,257*	,701	,000	-16,63	-13,88
	simple	-6,355*	,505	,000	-7,34	-5,37
	assendante	-1,521*	,621	,014	-2,74	-,30
	dessandante	-23,589*	,550	,000	-24,67	-22,51
	colaterale	-4,800*	,775	,000	-6,32	-3,28
	autre	-9,047*	,659	,000	-10,34	-7,76
autre	sans structure	-6,210*	,656	,000	-7,50	-4,92
	simple	2,692*	,440	,000	1,83	3,55
	assendante	7,525*	,570	,000	6,41	8,64
	dessandante	-14,543*	,492	,000	-15,51	-13,58
	colaterale	4,247*	,735	,000	2,81	5,69
	complexe	9,047*	,659	,000	7,76	10,34

*. La différence moyenne est significative au niveau 0.05.

من خلال نتائج المقارنات المتعددة، يتبين أن كل الفروق بين متوسطات أعمار أرباب الأسر حسب التراكيب العائلية للأسر عند المقارنات الثنائية بين كل تركيبتين عائليتين تختلف عن الصفر معنويا و ذات دلالة إحصائية بحكم أن كل القيم الاحتمالية الموافقة للفرق بين متوسطي تركيبتين عائليتين وردت اقل من مستوى المعنوية 0.05 مهما كان المتوسطان العمريان محل المقارنة حسب مختلف التراكيب العائلية. فمثلا نتجت الفروق في متوسطات أعمار أرباب الأسر بين الأسر ذات التركيبة العائلية التصاعدية و أسر بقية التراكيب العائلية بدون تركيبية، تركيبية بسيطة، تركيبية تنازلية، تركيبية عرضية، تركيبية مركبة و تركيبية أخرى بالقيم -13,736، -4,833، -22,068، -3,278، 1,521، و -7,525 على الترتيب وافق هذه الفروق قيم احتمالية قدرها 0,000 أو 0.014 اقل من مستوى المعنوية 0.05 مما يثبت الدلالة الإحصائية لهذه الفروق كما أن كل مجالات الثقة الخاصة بهذه الفروق لم تحو القيمة صفر فمثلا مجال الثقة الخاص بالفرق بين متوسطي أعمار أسر التركيبتين العائليتين التصاعدية و البسيطة نتج كما يلي [-4,08 ، -5,58] مما يؤكد أن هذه الفروق تختلف عن الصفر معنويا، من خلال ما سبق نخلص بان الاختلاف في الفروق بين متوسطات أعمار أسر التراكيب العائلية دال إحصائيا و معنويا تختلف عن الصفر على مستوى كل التراكيب العائلية للأسر دون استثناء، أي أن كل التراكيب العائلية مسها الاختلاف بين متوسطات أعمار الأسر وكانت مصدرا لهذا الاختلاف وان التراكيب العائلية للأسر دون استثناء ذات تأثير على أعمار أرباب أسرها، كما يمكن تعميم ما تم استخلاصه على سائر الأسر الجزائرية من حيث تراكيبها العائلية.

4.2.5 - البنى الأسرية و التراكيب العائلية و خاصية حجم الأسر

نظرا للأهمية البالغة للمتغير متوسط حجم الأسرة الجزائرية من الناحية الديموغرافية و ارتباطه الوثيق بموضوع الدراسة خصصنا الفصل الثالث كاملا من هذه الدراسة لتتبع تطوره ابتداء من 1966 إلى غاية 2008 مع رصد مجمل الأسباب التي ساهمت و أثرت في تغيراته، أين لاحظنا حسب معطيات الجدول رقم 1.3 في نفس الفصل تراجع كميا في قيمة هذا المؤشر بشكل متواصل بدلالة الزمن إلى غاية سنة 2006 التي وافقت انجاز المسح محل الدراسة، و في هذا العنصر سنحاول رصد هذا المتغير أنيا أي سنة انجاز المسح و علاقته بالنماذج الأسرية في الجزائر حسب متغيري البنية الأسرية و التركيبة العائلية للأسر، قبل إدماج المتغيرين سنعرج على خصائص هذا المؤشر في الجزائر أي على مستوى كل الأسر بصرف النظر على نموذجها، و الجدول التالي يُظهر توزيع الأسر حسب أحجامها الذي يمكن من خلاله حساب متوسط حجم الأسر مع حساب خواصه تمركزه و التشتت المصاحب لها.

جدول رقم 36.5: توزيع الأسر حسب الأحجام و عدد الأفراد

الحجم	عدد الأفراد	عدد الأسر	النسبة	التكرار النسبي المتجمع
1	379	379	1,31	1,3
2	3476	1738	5,99	7,3
3	8601	2867	9,88	17,2
4	16344	4086	14,09	31,3
5	23055	4611	15,90	47,2
6	26880	4480	15,44	62,6
7	26747	3821	13,17	75,8
8	22176	2772	9,56	85,3
9	16515	1835	6,33	91,7
10	11280	1128	3,89	95,5
11	7007	637	2,20	97,7
12	3696	308	1,06	98,8
13	2067	159	0,55	99,4
14	1442	103	0,36	99,7
15	570	38	0,131	99,8
16	288	18	0,062	99,9
17	136	8	0,028	99,9
18	198	11	0,038	100,0
19	76	4	0,014	100,0
20	20	1	0,003	100,0
23	23	1	0,003	100,0
24	24	1	0,003	100,0
26	52	2	0,007	100,0
Total	171052	29008	100	

من خلال الجدول أعلاه، يتضح أن العدد الإجمالي للأسر 29008 أسرة حوت إجمالا 171052 فرد، من خلال المجموعين ينتج متوسط حجم الأسر بالقيمة 5,9 أفراد في الأسرة و هو نفسه المتوسط الحسابي لأحجام الأسر كما نتجت قيمة الوسيط لأحجام الأسر بالمقدار 6,00 أما المنوال الذي يبين أكبر حجم أسري تكرر (4611 أسرة ذات الحجم 5 أفراد) فقيمه 5، تقارب المقاييس الثلاثة المعبرة عن النزعة المركزية لأحجام الأسر يعكس مدى اعتدالية توزيع و انتشار حجم الأسر أي أن هذه الأحجام تتوزع توزيعا طبيعيا على مستوى العينة الأسرية المستهدفة. رافق هذا المتوسط تباين قدره 6,354 و انحراف معياري بقيمة 2,521 اللذان يعكسان قريبا مقبولا لأحجام الأسر من متوسطها. كما لاحظنا أن أكثر من ثلاثة أرباع الأسر 75,8% من مجموع الأسر ذات حجم من سبعة أفراد فما اقل في حين بلغت نسبة الأسر التي لا يزيد

حجمها عن اثنا عشر فردا 98,8% من مجموع الأسر، تعكس المؤشرات و النسب سابقة الذكر قلة حجم الأسر المستهدفة في العينة.

تبقى الخصائص و الاستنتاجات السابقة صالحة على مستوى أسر العينة المستهدفة في المسح و لا يمكن التسليم بها و تعميمها على سائر الأسر الجزائرية إلا بعد إخضاعها للاختبار الإحصائي المناسب، و عليه و جب مقارنة متوسط حجم الأسر المتحصل عليه حسابيا من أسر العينة بمتوسط حجم الأسر على مستوى الأسر الجزائرية إجمالاً في حالة تساويهما يمكن تعميم ما سبق ذكره على مجمل الأسر الجزائرية و في حالة العكس يبقى ما توصلنا إليه صالحاً فقط على مستوى أسر العينة. لبلوغ هذه الغاية و ظفنا للاختبار الإحصائي المعلمي ستيودنت "Student" المعروف اختصاراً باختبار T و نقصد به اختبار ستيودنت لعينة واحدة الذي يعتبر الأنسب في حالتنا هذه، تم اختيار هذا الاختبار كون العينة تم سحبها عشوائياً من بين الأسر الجزائرية إضافة إلى أن متغير حجم الأسرة يعد متغيراً كمياً و الغاية هي مقارنة متوسط الأسر في العينة (عينة واحدة) مع متوسط الأسر في المجتمع الذي سحبت منه العينة.

يبنى هذا الاختبار على الفرضية الصفرية H_0 التي تفيد بعدم الاختلاف المعنوي بين متوسط المتغير المحسوب انطلاقاً من العينة و متوسط المتغير في المجتمع الذي سُحبت منه العينة ضد الفرضية البديلة H_1 التي تنص على عكس ذلك أي وجود اختلاف معنوي بين المتوسطين على مستوى العينة و المجتمع المسحوبة منه، و في حالتنا هذه تكون الفرضية الصفرية مبنية على أساس عدم وجود اختلاف معنوي بين متوسط حجم الأسرة على مستوى أسر العينة و متوسط حجم الأسر الجزائرية بينما تفيد الفرضية البديلة بوجود اختلاف معنوي بين متوسط حجم أسر العينة و متوسط حجم الأسر الجزائرية عموماً، يمكن كتابة الفرضيتين اختصاراً على النحو التالي:

بحيث يمثل μ متوسط حجم الأسر الجزائرية، أما القيمة 5,9 فتتمثل متوسط حجم الأسر المحسوب انطلاقاً من معطيات الجدول أعلاه رقم 36.5 ، تم إجراء هذا الاختبار اعتماداً على برنامج SPSS و الذي أوصلنا إلى النتائج الملخصة في جدولين.

Statistiques sur échantillon unique

	N	Moyenne	Ecart-type	Erreur standard moyenne
Nombre total des membres du ménage	29008	5,90	2,521	,015

الجدول الأول يبين المقاييس الإحصائية التي تم حسابها انطلاقا من عينة الأسر المستهدفة في المسح محل الدراسة، بحيث نتجت قيمة المتوسط أي متوسط حجم الأسر بالمقدار 5,90 و هي نفس القيمة المتحصل عليها سابقا أما القيمة 2,521 فتمثل الانحراف المعياري لأحجام أسر العينة عن متوسطها في حين تمثل القيمة 0,015 قيمة الخطأ المعياري و التي تبين قيمة الانحراف المعياري لمتوسط حجم الأسر المحسوب من عينة الأسر.

Test sur échantillon unique

	Valeur du test = 5.9					
	t	ddl	Sig. (bilatérale)	Différence moyenne	Intervalle de confiance 95% de la différence	
					Inférieure	Supérieure
Nombre total des membres du ménage	-,222	29007	,825	-,003	-,03	,03

الجدول الثاني و هو الأهم، فيلخص نتائج اختبار ستيودنت و التي تفيد بان قيمة إحصائية ستيودنت المحسوبة -0,222 و هي اقل من قيمة ستيودنت المجدولة 1,96 المستخرجة من جدول التوزيع الاحتمالي لقانون ستيودنت عند درجة حرية $n-2 = 29007$ و مستوى معنوية $\alpha = 0,05$ ، كما لاحظنا ان القيمة الاحتمالية -0,003 اقل من مستوى معنوية 0,05، انطلاقا من المقارنات السابقة التي نتج عنها كبر قيمة ستيودنت المجدولة عن قيمة إحصائية ستيودنت المحسوبة و صغر مستوى الاحتمالية عن مستوى معنوية فإننا نرفض الفرضية البديلة H_1 و نقبل الفرضية الصفرية H_0 أي يمكن القول بان متوسط حجم الأسر الجزائرية مساو للقيمة 5,90 فرد في الأسرة. تدعيما لصحة القرار المتخذ، تبين أن الفرق بين متوسط حجم الأسر في العينة و متوسط حجم الأسر الجزائرية اخذ القيمة -0,003 التي تقترب كثيرا من القيمة صفر كما وجدنا أن مجال الثقة للفرق بين المتوسطين حدوده $[-0,03, 0,03]$ يحوي قيما جد ضئيلة و الأهم من ذلك انه يحوي القيمة صفر، و من خلال هذا المجال نستنتج أن احتمال وقوع الفرق بين المتوسطين داخل هذا المجال قدره 95% و عليه تقبل الفرضية الصفرية التي تفيد بان الفرق بين المتوسطين معدوم اي لا يوجد اختلاف بينهما. و اعتمادا على قيمتي الخطأ المعياري 0,015 و ستيودنت المجدولة 1,96 يمكن تقدير المجال الكمي للقيم الممكن أن يأخذها متوسط حجم الأسرة الجزائرية بنسبة ثقة قدرها 95% و هو $[5,87, 5,93]$ و احتمال أن يقع متوسط حجم الأسرة الجزائرية خارجه 5% .

انطلاقا مما تقدم، يمكن القول بان عدم الفرق أي عدم الاختلاف بين متوسط حجم الأسر المتوصل إليه حسابيا من خلال معطيات الجدول رقم 36.5 على مستوى أسر العينة و متوسط حجم الأسر على

مستوى سائر الأسر الجزائرية دال إحصائيا، أي أن قيمة متوسط حجم الأسر 5.9 فرد في الأسرة هو نفسه متوسط حجم الأسر الجزائرية و بالتالي فان المؤشرات المرتبطة بحجم الأسر على مستوى العينة تعكس بشكل جد مقبول المؤشرات الخاصة بحجم الأسر الجزائرية.

بعد البرهنة على المعنوية الإحصائية لمتوسط حجم الأسر، يمكن استغلال هذا المؤشر على مستوى البنى الأسرية و التراكيب العائلية أي تتبع خواص الأسر الجزائرية من ناحية أحجامها بإدراج متغيري البنى الأسرية و التراكيب العائلية و رصد العلاقة وصفا و إحصائيا بين المتغيرات المذكورة.

1.4.2.5 - البنى الأسرية و حجم الأسر:

سنعمل في هذا العنصر على رصد و تتبع خاصية الحجم الأسري بإدراج متغير البنية الأسرية أي كشف تأثير البنى الأسرية على حجم الأسرة الجزائرية، بحيث أشار "بيتر لاسلات" إلى وجود علاقة كبيرة بين النموذج الأسري و حجم الأسر¹ ، لبلوغ هذه الغاية وظفنا الجدول التالي المستخرج من الملف محل الدراسة و الذي لخصنا فيه توزيع الأسر حسب بُناها الأسرية و متوسط حجمها إضافة إلى مقياسي الانحراف المعياري و الوسيط العاكسان لميزات المؤشر محل المتابع بين البنى الأسرية.

جدول رقم 37.5: توزيع متوسط حجم الأسر حسب البنى الأسرية

الوسيط	الانحراف المعياري	متوسط حجم الأسر	البنى الأسرية
1,00	0,00	1	الأسر ذات فرد واحد
2,00	1,533	2,99	الأسر عديمة التركيبة العائلية
5,00	2,241	5,63	الأسر البسيطة
6,00	2,308	6,19	الأسر الموسعة من النموذج 1
7,00	2,449	7,55	الأسر الموسعة من النموذج 2
10,00	3,023	10,27	الأسر المركبة
5,00	1,918	4,81	بنى أخرى
6,00	2,521	5,90	المجموع

من خلال المؤشرات الملخصة في الجدول أعلاه، تبين أن متوسط حجم الأسر ذات فرد واحد هو فرد في الأسرة و من البديهي أن يكون كذلك لان كل أسرة من هذه البنية تحوي فردا واحدا كما انعدم

¹Peter Laslett, La famille et le ménage, approches historiques. Annales. Économies, Sociétés Civilisations. 27e année N. 4-5, 197, p 853.

الانحراف المعياري له و ساوى المتوسط قيمة الوسيط لنفس السبب المذكور، أما الأسر ذات البنيتين عديمة التركيبية العائلية و بنية أخرى فسجلنا متوسطي حجم أسر اقل مقارنة بأسر باقي البنى قيمتهما على التوالي 2,99 و 4,81 فرد في الأسرة يمكن إرجاع ذلك إلى انعدام العائلات بشكل نهائي في البنية الأولى و قلة أفراد العائلات في البنية الثانية كون اغلب أسرها تحت مسؤولية عزاب، فيما يخص أسر بنية البنى فقد سجلت الأسر البسطة من بينها اقل متوسط حجم أسر قدره 5,63 فردا في الأسرة و تدرج نحو الزيادة من الأسر الموسعة من النموذج الأول إلى الأسر الموسعة من النموذج الثاني ليلبغ أقصاه لدى الأسر المركبة بقيمة 10,27 فرد في الأسرة كون هذه الأسر تحوي ثلاث عائلات فما فوق، عموما يلاحظ أن متوسط حجم الأسرة متناسب طرديا مع نموذج البنية الأسرية بحيث كلما اتخذت البنية الأسرية في الاتساع زاد متوسط حجمها كما يلاحظ التقارب نسبيا بين قيمة متوسط حجم الأسرة و وسيط حجم الأسر مهما كانت البنية الأسرية مما يعكس نوعا من الاعتدال في توزيع أحجام الأسر حسب كل بنية أسرية.

حسب معطيات الجدول أعلاه لاحظنا وصفا وجود تناسب بين البنى الأسرية للأسر و متوسط حجمها مما يدعونا للقول بوجود تأثير لنموذج البنية الأسرية على حجمها، غير أن الاستقراء الوصفي غير كاف لإثبات هذا الطرح إذ لا بد من إثباته إحصائيا، بغية ذلك وظفنا الأسلوب الإحصائي تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد بسبب توفر شروط استعماله التي اشرنا سابقا في الفقرات السالفة، تكون الفرضية الصفرية في هذه الحالة مفيدة بعدم وجود اختلاف معنوي في متوسط حجم الأسرة بين مختلف البنى الأسرية بينما تقوم الفرضية البديلة على أساس وجود فروق معنوية و دالة إحصائيا بين متوسطي حجم أسر بنيتين أسريتين على الأقل من بين البنى الأسرية، و يمكن التعبير على الفرضيتين على النحو التالي:

بحيث تشير الرموز $\mu_1, \mu_2, \mu_3, \mu_4, \mu_5, \mu_6, \mu_7$ إلى متوسطات أحجام الأسر على مستوى البنى الأسرية لمجمل الأسر الجزائرية بينما المعطيات الواردة في الجدول رقم 37.5 تمثل متوسطات أحجام الأسر على مستوى البنى الأسرية للأسر المستهدفة في عينة المسح. و باستعمال البرنامج الإحصائي SPSS تمكنا من التوصل إلى النتائج الملخصة في الجدول التالي الخاصة بتحليل التباين.

ANOVA à 1 facteur

	Somme des carrés	ddl	Moyenne des carrés	F	Signification
Inter-groupes	34916,034	6	5819,339	1129,641	,000
Intra-groupes	149398,533	29001	5,151		
Total	184314,568	29007			

من خلال الجدول أعلاه، لاحظنا أن القيمة الاحتمالية المرافقة لإحصائية فيشر 0,000 أقل من مستوى المعنوية 0,05 كما نلاحظ أن قيمة إحصائية فيشر المحسوبة 1129,641 أكبر و بكثير من قيمة نظيرتها المجدولة 5,99، على أساس المقارنتين فأنا نرفض الفرضية الصفرية H_0 التي تفيد بتساوي متوسطات حجم الأسر بين مختلف البنى الأسرية للأسر الجزائرية و نقبل الفرضية البديلة H_1 التي تنص على عدم تساوي متوسطات حجم الأسر بين مختلف البنى الأسرية للأسر الجزائرية أي أن الفرق بين متوسطات أحجام الأسر حسب البنى الأسرية للأسر الجزائرية معنوي على الأقل بين نموذج أسريين.

نخلص مما نتج عن تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد بان هناك فروق معنوية باختلافها عن الصفر و ذات دلالة إحصائية بين متوسطي حجم الأسر الجزائرية لبنيتين أسريتين على الأقل، و أن الفروق الملاحظة وصفا بين متوسطات أحجام الأسر على مستوى العينة حسب معطيات الجدول 37.5 مثبتة إحصائيا على مستوى سائر الأسر الجزائرية، يفهم من هذا أن للتوجه الأسري في الجزائر تأثير على الحجم أي كلما اتجهت الأسر الجزائرية نحو الاتساع زاد متوسطها و العكس صحيح أي كلما اتجهت الأسر الجزائرية نحو البساطة انعكس ذلك سلبا على أحجامها و بما أن اتجاه الأسر الجزائرية نحو البساطة مثبت سابقا فان متوسط حجم الأسر متجه نحو التراجع.

بعدما أن أثبتنا إحصائيا وجود فروق معنوية باختلافها عن الصفر و ذات دلالة إحصائية بين متوسطي حجم الأسر الجزائرية لبنيتين أسريتين على الأقل سنعمل على كشف إن كانت الفروق في متوسطات الحجم تمس بنيتين فقط أو أكثر كما سنعمل على كشف البنى الأسر المعنوية بهذه الفروق دون سواها، بلوغا لهذه الغاية وظفنا أسلوب المقارنات البعدية أي بعد إثبات وجود الفروق، هذه المقارنات تقوم على المقارنة بين كل نموذجين أسريين على حدا للوصول إلى الغاية المذكورة، وظفنا البرنامج الإحصائي SPSS فيما يخص هذه المقارنات و زدنا بالنتائج الملخصة في الجدول التالي الذي يوضح الفرق بين كل متوسطي حجم الأسر لبنيتين أسريتين و لصالح من يؤول هذا الفرق إضافة لهذا فهو يبين الدلالة الإحصائية لكل فرق اعتمادا على اختبار ستيودنت "T" و مجال الثقة لهذا الفرق، و من خلال المعنوية الإحصائية لهذه الفروق فانه من الممكن تعميم هذا الفرق من عدمه على سائر الأسر الجزائرية ذات النموذجين الأسريين محل المقارنة البعدية.

Comparaisons multiples

(I) typologie	(J) typologie	Différence de moyennes (I-J)	Erreur standard	Signification	Intervalle de confiance à 95%	
					Borne inférieure	Borne supérieure
isole	sans type	-1,976*	,177	,000	-2,32	-1,63
	simple	-4,622*	,117	,000	-4,85	-4,39
	elarge1	-5,179*	,125	,000	-5,43	-4,93
	elarge2	-6,535*	,124	,000	-6,78	-6,29
	complexe	-9,260*	,144	,000	-9,54	-8,98
	autre	-3,795*	,292	,000	-4,37	-3,22
sans type	isole	1,976*	,177	,000	1,63	2,32
	simple	-2,646*	,135	,000	-2,91	-2,38
	elarge1	-3,204*	,142	,000	-3,48	-2,93
	elarge2	-4,560*	,140	,000	-4,83	-4,28
	complexe	-7,284*	,159	,000	-7,60	-6,97
	autre	-1,819*	,299	,000	-2,41	-1,23
simple	isole	4,622*	,117	,000	4,39	4,85
	sans type	2,646*	,135	,000	2,38	2,91
	elarge1	-,558*	,049	,000	-,65	-,46
	elarge2	-1,913*	,045	,000	-2,00	-1,83
	complexe	-4,638*	,086	,000	-4,81	-4,47
	autre	,827*	,268	,002	,30	1,35
elarge1	isole	5,179*	,125	,000	4,93	5,43
	sans type	3,204*	,142	,000	2,93	3,48
	simple	,558*	,049	,000	,46	,65
	elarge2	-1,356*	,062	,000	-1,48	-1,23
	complexe	-4,080*	,097	,000	-4,27	-3,89
	autre	1,384*	,271	,000	,85	1,92
elarge2	isole	6,535*	,124	,000	6,29	6,78
	sans type	4,560*	,140	,000	4,28	4,83
	simple	1,913*	,045	,000	1,83	2,00
	elarge1	1,356*	,062	,000	1,23	1,48
	complexe	-2,724*	,095	,000	-2,91	-2,54
	autre	2,740*	,271	,000	2,21	3,27
complexe	isole	9,260*	,144	,000	8,98	9,54
	sans type	7,284*	,159	,000	6,97	7,60
	simple	4,638*	,086	,000	4,47	4,81
	elarge1	4,080*	,097	,000	3,89	4,27
	elarge2	2,724*	,095	,000	2,54	2,91
	autre	5,464*	,281	,000	4,91	6,01

autre	isole	3,795*	,292	,000	3,22	4,37
	sans type	1,819*	,299	,000	1,23	2,41
	simple	-,827*	,268	,002	-1,35	-,30
	elarge1	-1,384*	,271	,000	-1,92	-,85
	elarge2	-2,740*	,271	,000	-3,27	-2,21
	complexe	-5,464*	,281	,000	-6,01	-4,91

من خلال النتائج المبينة في الجدول أعلاه، يتبين في العمود الثالث الخاص بالفروق بين متوسطات أحجام الأسر بشكل ثنائي بين كل بنيتين أسريتين أن الفروق من ناحية ترتيبها تصاعديا لصالح النماذج الأسرية كالتالي أسر ذات فرد واحد، أسر بدون تركيبة عائلية، أسر ببنية أخرى، أسر بسيطة، أسر موسعة من النموذج الأول، أسر موسعة من النموذج الثاني ثم الأسر المركبة أي أن متوسط حجم الأسر بدلالة البنى الأسرية يأخذ الترتيب التصاعدي المذكور، فمثلا و بأخذ متوسط حجم الأسر البسيطة كمرجع للمقارنة بين متوسطات أحجام الأسر نجد الفروق على أساس الترتيب المذكور كالتالي: 2,64، 0,558 -، 1,913 -، 4,080 - و بتركيز الملاحظة على العمود الخامس وجدنا أن القيم الاحتمالية المرافقة للفروق كلها اقل من مستوى المعنوية 0,05 مهما كان النموذجان الأسريان المقارنان أي أن الفروق معنويا تختلف عن الصفر و كلها ذات دلالة إحصائية، تأكيدا للدلالة الإحصائية لهذه الفروق وجدنا أن كل مجالات الثقة لهذه الفروق المبينة في العمودين السادس و السابع تخلو من القيمة صفر (0) أي لا يمكن كون الفرق بين أي متوسطي حجمين أسريين معدوما، و بالتالي فانه يمكن تعميم الفروق و الاختلاف بين متوسطات أحجام الأسر في العينة بدلالة البنى الأسرية المنتمية إليها على سائر الجزائرية.

بعد ان بينت القراءة الوصفية الخاصة بمتوسطات أحجام الأسر الملخصة في الجدول رقم 37.5 وجود تباين في متوسط حجم الأسر حسب البنى الأسرية و تم الإثبات الإحصائي لوجود فروق دالة بين متوسطات الأحجام و بالتالي فان للبنى الأسرية دور بارز و تأثير على أحجام الأسر أي انه كلما اتجهت الأسر الجزائرية إلى النماذج (البنى) الممتدة و المركبة ارتفع عدد أفرادها و كلما اتجهت الأسر الجزائرية إلى البنى الأسرية البسيطة انخفض عدد الأفراد في كل أسرة، و عليه يمكن القول بأن تراجع متوسط حجم الأسر الجزائرية المشار إليه سابقا احد أهم أسبابه هو توجه الأسر الجزائرية إلى البنى الأسرية البسيطة المثبت سابقا.

2.4.2.5 - التراكيب العائلية للأسر و حجم الأسر:

بعد إثبات وجود العلاقة بين البنى الأسرية و متوسط حجم الأسرة في العنصر السابق سنعمل حاليا على رصد و تتبع العلاقة بين خاصية الحجم الأسري و التركيبة العائلية للأسر أي كشف تأثير التراكيب

العائلية للأسر على حجم الأسرة الجزائرية، وظفنا الجدول التالي المستخرج من الملف محل الدراسة بهدف تتبع خاصية الحجم الأسري بين مختلف التراكيب العائلية وصفاً و الذي يبين اختلاف متوسط أحجام الأسر بدلالة تراكيبها العائلية كما تم إدراج مقياسي الانحراف المعياري و الوسيط اللذان من شأنهما إبراز ميزات المؤشر محل المتابعة بين مختلف التراكيب العائلية كونه يعتبر في نفس الوقت متوسطاً حسابياً للأحجام الأسرية.

جدول رقم 38.5: توزيع متوسط حجم الأسر حسب التراكيب العائلية

الوسيط	الانحراف المعياري	متوسط حجم الأسر	التراكيب العائلية
1,00	1,407	1,86	عديمة التركيبة العائلية
5,00	2,241	5,63	التركيبة البسيطة
7,00	2,235	6,85	التركيبة التصاعدية
7,00	2,887	7,75	التركيبة التنازلية
6,00	2,523	6,55	التركيبة العرضية
8,00	2,845	8,31	التركيبة المركبة
6,00	2,417	6,01	تراكيب أخرى
6,00	2,521	5,90	المجموع

من خلال النتائج الملخصة في الجدول أعلاه يتضح وجود تباين هام في متوسط حجم الأسر حسب تراكيبها العائلية كما يعكس وجود تقارب جد مقبول بين المقياسين متوسط حجم الأسر و الوسيط لحجم الأسر و صغر قيم الانحرافات المعيارية المرافقة للمتوسطات المتوصل إليها بدلالة التراكيب العائلية للأسر مما يدعونا بقبول متوسطات الأحجام الأسرية للدلالة على التمرکز الحقيقي لأحجام الأسر أي قلة وجود القيم المتطرفة للأحجام الأسرية سواء نحو الصغر أو الكبر، و بخصوص قيم متوسطات الأحجام الأسرية فقد وجدنا أن الأسر عديمة التركيبة العائلية سجلت اقل متوسط حجم أسري بقيمة 1,86 فرد في الأسرة، أما الأسر ذات باقي التراكيب العائلية فتراوح متوسط حجم أسرها من 5,63 فرد في الأسرة إلى 8,31 فرد في الأسرة، اقل متوسط حجم أسري من بين هذه الأسر كان للأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة بقيمة 5,63 فرد في الأسرة أما أكبر قيمه فسجلها لدى الأسر ذات التركيبة العائلية المركبة بقيمة 8,31 فرد في الأسرة. من معطيات الجدول أعلاه يمكن القول مبدئياً أن الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة تؤثر سلباً على متوسط حجم الأسر في المقابل تعمل الأسر ذات باقي التراكيب على عكس ذلك إذا استثنينا الأسر عديمة التركيبة العائلية.

تأكيدا للطرح السابق المستوحى من القراءة الوصفية لبيانات الجدول أعلاه وظفنا الاختبار الإحصائي تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد بسبب بقاء شروط استعماله التي اشرنا سابقا في الفقرات السالفة على حالها دون تغيير على معطيات نفس الجدول أعلاه بحكم أن الاستقراء الوصفي لبياناته غير كاف لقبول الطرح المذكور، أي العمل على الإثبات إحصائيا على وجود تأثير للتركيب العائلية للأسر على حجمها، بحيث تكون الفرضية الصفرية H_0 حاليا ناصة بعدم وجود اختلاف معنوي في متوسط حجم الأسرة بين مختلف التراكيب العائلية في النظرية تفيد الفرضية البديلة H_1 على وجود فروق معنوية و دالة إحصائيا بين متوسطي حجم أسر تركيبيتين عائليتين على الأقل من بين التراكيب العائلية، و يمكن التعبير إحصائيا على الفرضيتين على النحو التالي:

بحيث تشير الرموز $\mu_1, \mu_2, \mu_3, \mu_4, \mu_5, \mu_6$ و μ_7 إلى متوسطات أحجام الأسر بين مختلف التراكيب العائلية الأسرية لمجمل الأسر الجزائرية في حين تمثل المعطيات المقارن بها أي الواردة في الجدول رقم 38.5 متوسطات أحجام الأسر الفعلية المحسوبة على مستوى التراكيب العائلية للأسر المستهدفة في عينة المسح. تم التوصل إلى النتائج الملخصة في الجدول التالي الخاصة بأسلوب تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد باستعمال البرنامج الإحصائي SPSS.

ANOVA à 1 facteur

	Somme des carrés	ddl	Moyenne des carrés	F	Signification
Inter-groupes	27626,762	6	4604,460	852,229	,000
Intra-groupes	156687,806	29001	5,403		
Total	184314,568	29007			

من خلال النتائج المتحصل عليها وجدنا أن قيمة إحصائية فيشر المحسوبة 852,229 أكبر من قيمة فيشر النظرية ذات القيمة 5,99 التي تم استخراجها من جدول توزيع قانون فيشر عند مستوى معنوية $\alpha = 0,05$ و درجة الحرية المزدوجة $(n_1=1, n_2=6)$ ، كما يتبين أن القيمة الاحتمالية الناتجة عن اختبار فيشر 0,000 أقل من مستوى المعنوية 0,05 و على هذا الأساس فإننا نرفض الفرضية الصفرية التي تنص على انعدام الفروق بين متوسطات أحجام الأسر لمختلف التراكيب العائلية و نقبل الفرضية البديلة التي تفيد

يوجد فروق معنوية و دالة إحصائيا بين متوسطي حجم أسر تركيبيتين عائليتين على الأقل من بين التراكيب العائلية للأسر الجزائرية.

انطلاقا من النتائج المتوصل في الجدول أعلاه، و من خلال معنوية الفروق باختلافها عن الصفر و دلالتها الإحصائية نخلص إلى وجود فروق هامة بين متوسطات الحجم الأسري بدلالة التراكيب العائلية على الأقل بين أسر تركيبيتين عائليتين و أن الاختلاف المتوصل إليه سابقا في هذا المؤشر عن طريق الاستقراء للبيانات وصفا قد تم إثباته إحصائيا كما نستنتج أن للتراكيب العائلية للأسر الجزائرية تأثير على متوسط حجمها.

غير أن النتائج المبينة في الجدول أعلاه لا توضح التراكيب العائلية المسؤولة عن الفروق بحيث يستدل من نتائجه على وجود فرق في متوسط حجم أسر تركيبيتين عائليتين على الأقل، و من الممكن أن تمس الفروق في متوسط الحجم الأسري أكثر من تركيبيتين، كما لا يوضح لصالح أي تركيبة تميل هذه الفروق، بغية معرفة التراكيب العائلية التي تتميز بوجود فرق في متوسط حجم أسرها و معرفة التراكيب العائلية التي تميل لصالحها الفروق في المتوسط الحجمي الأسري ووظفنا أسلوب المقارنة البعدية لكشف التراكيب العائلية المسؤولة عن هذه الفروق و باستعمال البرنامج الإحصائي SPSS تحصلنا على النتائج الملخصة في الجدول أدناه.

Comparaisons multiples

(I) structure de famille	(J) structure de famille	Différence de moyennes (I-J)	Erreur standard	Signification	Intervalle de confiance à 95%	
					Borne inférieure	Borne supérieure
sans structure	simple	-3,772*	,091	,000	-3,95	-3,59
	assendante	-4,994*	,113	,000	-5,21	-4,77
	dessandante	-5,885*	,100	,000	-6,08	-5,69
	colaterale	-4,688*	,141	,000	-4,96	-4,41
	complexe	-6,451*	,128	,000	-6,70	-6,20
	autre	-4,150*	,119	,000	-4,38	-3,92
simple	sans structure	3,772*	,091	,000	3,59	3,95
	assendante	-1,222*	,070	,000	-1,36	-1,09
	dessandante	-2,114*	,046	,000	-2,20	-2,02
	colaterale	-,916*	,109	,000	-1,13	-,70
	complexe	-2,679*	,092	,000	-2,86	-2,50
	autre	-,378*	,080	,000	-,53	-,22
assendante	sans structure	4,994*	,113	,000	4,77	5,21
	simple	1,222*	,070	,000	1,09	1,36
	dessandante	-,891*	,080	,000	-1,05	-,73
	colaterale	,306*	,128	,017	,06	,56
	complexe	-1,457*	,113	,000	-1,68	-1,23
	autre	,844*	,104	,000	,64	1,05
dessandante	sans structure	5,885*	,100	,000	5,69	6,08
	simple	2,114*	,046	,000	2,02	2,20
	assendante	,891*	,080	,000	,73	1,05
	colaterale	1,197*	,116	,000	,97	1,43
	complexe	-,565*	,100	,000	-,76	-,37
	autre	1,736*	,089	,000	1,56	1,91
colaterale	sans structure	4,688*	,141	,000	4,41	4,96
	simple	,916*	,109	,000	,70	1,13
	assendante	-,306*	,128	,017	-,56	-,06
	dessandante	-1,197*	,116	,000	-1,43	-,97
	complexe	-1,762*	,141	,000	-2,04	-1,49
	autre	,539*	,134	,000	,28	,80
complexe	sans structure	6,451*	,128	,000	6,20	6,70
	simple	2,679*	,092	,000	2,50	2,86
	assendante	1,457*	,113	,000	1,23	1,68
	dessandante	,565*	,100	,000	,37	,76
	colaterale	1,762*	,141	,000	1,49	2,04
	autre	2,301*	,120	,000	2,07	2,54

autre	sans structure	4,150*	,119	,000	3,92	4,38
	simple	,378*	,080	,000	,22	,53
	assendant	-,844*	,104	,000	-1,05	-,64
	dessant	-1,736*	,089	,000	-1,91	-1,56
	colaterale	-,539*	,134	,000	-,80	-,28
	complexe	-2,301*	,120	,000	-2,54	-2,07

*. La différence moyenne est significative au niveau 0.05.

من خلال النتائج المبينة في العمود الثالث من الجدول أعلاه، يتضح ان الفرق بين متوسط حجم الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة و متوسط حجم الأسر عديمة التركيبة العائلية موجب و قدره 3,772 أي أن الفرق من حيث الصغر لصالح متوسط حجم الأسر عديمة التركيبة العائلية أما الفروق بين متوسطات أحجام الأسر ذات التراكيب العائلية المتبقية و متوسط حجم الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة فكلها تحمل إشارة سالبة مما يعني أن الفرق من حيث الصغر لصالح متوسط حجم الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة أي ان متوسط حجم أسر التركيبة البسيطة اقل من متوسط حجم أسر هذه التراكيب، و بملاحظة القيم المعنوية الناتجة عن هذه الفروق وجدناها كلها اقل من مستوى المعنوية $\alpha = 0,05$ أي ان هذه الفروق معنويا تختلف عن الصفر و ذات دلالة إحصائية، كما ان مجالات الثقة الموافقة لهذه الفروق لم تحو القيمة صفر و هذا من شأنه تأكيد الدلالة الإحصائية للفروق محل المتابعة كما يدل على استحالة انعدام الفرق بين أي متوسطي حجمين أسريين الذي يترجم عدم تساوي متوسطات أحجام الأسر بدلالة التراكيب العائلية بنسبة ثقة قدرها 95%، من خلال ما تقدم نستنتج أن الدلالة الإحصائية للفرق بين متوسطات أحجام الأسر لا تعود لتركيبتين عائليتين فقط بل أن الفرق يمس كل التراكيب العائلية للأسر الجزائرية دون استثناء و بالتالي يمكن القول بان التراكيب العائلية للأسر الجزائرية لها تأثير على حجم الأسر المشكلة لها أي كلما اتجهت الأسر الجزائرية نحو التركيبة العائلية البسيطة أدى ذلك إلى قلة عدد أفراد بالأسر و كلما اتجهت الأسر الجزائرية إلى التراكيب العائلية الأخرى أدى ذلك إلى زيادة عدد أفراد الأسر و ذلك باستثناء الأسر عديمة التركيبة العائلية.

كمقارنة بين تأثير كل البنى الأسرية و التراكيب العائلية للأسر الجزائرية على متوسط حجم الأسر حسب انتماء الأسر الجزائرية إلى النمذجتين، نجد أن تأثير البنى الأسرية على متوسط حجم الأسرة أكثر من تأثير التراكيب العائلية للأسر على متوسط حجم الأسرة بحكم أن إحصائية فيشر المحسوبة انطلاقا من تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد لمتوسط حجم الأسر حسب البنى الأسرية ذات القيمة 1129,6 و ردت اكبر من إحصائية فيشر المحسوبة انطلاقا من تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد لمتوسط حجم الأسر حسب التراكيب العائلية 852,23، كما أن الفروق بين متوسطات أحجام الأسر حسب البنى الأسرية تراوحت بين القيمتين 1,976 و 9,26 و هي ذات مجال اكبر من الفروق بين متوسطات أحجام الأسر حسب التراكيب

العائلية التي تراوحت بين القيمتين 3,772 و 6,451 حسب ما يوضحه جدولا المقارنة البعدية و الجدولين رقمي 39.5 و 40.5 .

5.2.5 - البنى الأسرية و التراكيب العائلية و خاصية السكن:

تعد خاصية السكن أحد معياري تحديد الأسرة من الناحية المفاهيمية ديموغرافيا إذ تعد الوحدة السكنية و الوحدة الاقتصادية لمجموعة من الأفراد أساسية لإعطاء صفة الأسرة لهذه التشكيلة من الأفراد، كما أن الأسر من الناحية البنوية و من الناحية الاتجاهية ترتبط ارتباطا وثيقا بمتغير السكن من ناحية نوعيته، و لهذين السببين تم تخصيص هذا المحور من الدراسة لخاصية السكن، وقبل إبراز علاقة متغير السكن بمتغيري البنية الأسرية و التركيبية العائلية و يجب تتبع توزيع الأسر حسب نوعية السكنات القاطنة بها، بحيث تقطن كل أسرة بمسكن واحد أي عدد المساكن حسب نوعيتها هو نفسه عدد الأسر القاطنة بها، بتعبير آخر الجدول التالي المبين لتوزيع الأسر حسب نوعية السكنات القاطنة بها هو نفسه توزيع السكنات حسب نوعها.

جدول رقم 39.5: توزيع الأسر حسب نوعية السكن

نوع السكن	الأسر	النسبة	التكرار النسبي المتجمع الصاعد
منزل فردي	14254	49,3	49,3
شقة	5396	18,6	67,9
منزل تقليدي	7918	27,4	95,3
سكن هش	1242	4,3	99,6
آخر	128	0,4	100
المجموع	28938	100	

من خلال الجدول أعلاه، يتضح أن نصف الأسر تقريبا تقطن بمنازل فردية بنسبة 49,3% من مجموع الأسر، أتت بعدها في المرتبة الثانية نسبة الأسر القاطنة بمنازل تقليدية البالغة 27,4%، كما سجلت الأسر القاطنة بشقق نسبة معتبرة قدرها 18,6% في حين لم تسجل الأسر القاطنة بمنازل تقليدية سوى نسبة ضئيلة قدرها 4,3% من مجموع الأسر. نفس التفاوت النسبي تقريبا يمس توزيع الأسر حسب ملكية السكنات القاطنة بها، و هذا ما يوضحه الجدول أدناه رقم 40.5، الذي يظهر من خلاله أن اغلب الأسر تقطن بمساكن تملكها و ذلك بنسبة 63,1% من مجموع الأسر في حين بلغت الأسر القاطنة بسكنات مؤجرة

20,1% من مجموع الأسر تتوزع بين القطاعين العام و الخاص بنسبتي 7,8% و 12,3% على التوالي. بينما لم تبلغ نسبة الأسر القاطنة بمساكن بصورة مجانية غير نسبة 4,8% من مجموع الأسر.

من بين أهم الخصائص المتعلقة بالسكن خاصية ملكية السكن من طرف رب الأسرة، بحيث تعكس نوعية السكن إلى حد بعيد المستوى الاقتصادي و المستوى المعيشي عموما للأسرة، و هذا المستوى بدوره له تأثيرات على مجموعة من المتغيرات الديموغرافية. بهدف كشف أصناف ملكيات السكن من طرف أرباب الأسر تم استخراج الجدول التالي اعتمادا على قاعدة البيانات التي وفرها المسح و الذي لخصنا فيه التوزيع العددي و النسبي للأسر حسب نوع ملكية السكن.

جدول رقم 40.5: توزيع الأسر حسب ملكية السكن

ملكية السكن	الأسر	النسبة (%)	التكرار النسبي المتجمع الصاعد
ملكية	18139	63,1	63,1
ملك جماعي	3277	11,4	74,5
كراء من طرف جهة حكومية	2230	7,8	82,2
كراء من طرف جهة خاصة	3548	12,3	94,6
مجاني	1387	4,8	99,4
آخر	179	0,6	100
المجموع	28760	100	

اتضح من خلال التوزيع النسبي الخاص بملكية السكن أن حوالي ثلاث أرباع الأسر المستهدفة تقطن بسكنات تملكها، بحيث بلغت نسبة السكنات المملوكة 74,5% من مجموع السكنات توزعت هذه النسبة بين الملكية الخاصة بقيمة 63,1% و الملك الجماعية بقيمة 11,4%، في المقابل بلغت نسبة السكنات المستأجرة عموما 17,1% توزعت هي الأخرى بين المستأجرة من طرف جهة حكومية و المستأجرة من طرف جهة خاصة على الترتيب بالقيمتين 7,8% و 12,3%، بينما السكنات المقطون بها من طرف الأسر بشكل مجاني بلغت 4,8%. و بحكم أن اغلب السكنات تقطن بها الأسر بصفة ملكيتها لها فهذا يعكس ارتفاعا في المستوى الاقتصادي لأغلب الأسر.

بهدف التعمق في كشف خصائص السكن فان نوعه و صفة ملكيته و حدهما غير كافيتان لترجمة هذه الخصائص من الناحية الديموغرافية دون ربطهما بعدد الأفراد بكل مسكن، و بهدف ربط المسكن بعدد

الأفراد القاطنين به وظفنا درجة اكتظاظ الغرف التي تعد من بين أهم المؤشرات الديموغرافية المتعلقة بخاصية السكن و التي تبين العلاقة بين عدد أفراد الأسرة و عدد غرف المسكن المستعملة للنوم. قبل حساب هذا المؤشر وجب الاستعراض الوصفي لتوزيع الأسر حسب عدد غرف النوم بالمساكن القاطنة بها و هو نفسه توزيع المساكن حسب عدد الغرف المخصصة للنوم، لهذا الغرض تم توظيف الجدول التالي رقم 41.5 الذي لخصنا فيه هذا التوزيع، و الذي يتبين من خلاله بعد الحساب أن متوسط عدد غرف النوم بلغ 3,05 غرفة في كل مسكن بانحراف معياري قدره 1,53، أي أن الأسر تستغل سكناتها بمعدل ثلاث غرف للنوم يزيد هذا الاستغلال أو ينقص في العموم بقيمة 1,5 غرفة، و هذا ما عكسه بوضوح نسبة الأسر (المساكن) القاطنة بمساكن ذات ثلاث غرف مخصصة للنوم التي بلغت 32,62% من مجموع الأسر و التي تعد أكبر النسب حسب ما يظهره الجدول رقم 41.5 الذي يتبين من خلاله أن الأسر تقطن بمساكن تحوي من غرفة واحدة خاصة بالنوم إلى غاية عشرين (20) غرفة، كما يظهر من خلال نفس الجدول أن نسب الأسر تباينت بشكل كبير حسب ما تستغله من غرف للنوم أكبرها على الإطلاق 32,62% كنسبة للأسر التي تقطن بمساكن ذات ثلاث غرف للنوم إلى 0,003% من مجموع الأسر كنسبة للأسر التي تقطن بمساكن ذات 19 غرفة و التي تعد الأخفض على الإطلاق.

جدول رقم 41.5: توزيع الأسر حسب عدد غرف النوم بالمسكن

عدد غرف النوم	الأسر	النسبة	التكرار النسبي المتجمع الصاعد
1	3924	13,59	13,59
2	6728	23,30	36,88
3	9419	32,62	69,50
4	5222	18,08	87,58
5	1888	6,54	94,12
6	907	3,14	97,26
7	329	1,14	98,40
8	242	0,84	99,24
9	74	0,26	99,49
10	81	0,28	99,77
11	17	0,06	99,83
12	28	0,10	99,93
13	7	0,024	99,95
14	4	0,014	99,969
15	4	0,014	99,983
16	1	0,003	99,986
19	1	0,003	99,99
20	3	0,010	100
المجموع	28879	100	

عموما، يظهر من خلال الجدول أعلاه، أن نسب الأسر تتماشى عكسيا مع ما تملكه من غرف ابتداء من المساكن ذات ثلاث غرف إلى المساكن ذات عشرين غرفة، و أن حوالي 70% من مجموع الأسر تقطن بمساكن تحوي ثلاث غرف فما اقل مستغلة للنوم و حوالي 99,5% من مجموع الأسر تقطن بمساكن تحوي تسعة غرف فما اقل فيما لم تبلغ نسبة الأسر التي تقطن بمساكن تحوي تسعة غرف فما أكثر سوى نسبة 0,5%، باستغلال معطيات الجدول أعلاه و بإدراج عدد الأفراد المستهدفين وجدنا أن معدل شغل الغرف قدره 1,93 فرد في الغرفة، اعتمادا على معطيات الجدول رقم 10.4 الخاص بإيضاح المعايير العالمية لاستغلال الغرف من قبل الأفراد الوارد في الفصل الرابع من هذه الدراسة يمكن القول بان غرف المساكن تمتاز عموما بكثافة مقبولة.

1.5.2.5 - البنى الأسرية و خاصية السكن:

ترتبط البنى الأسرية كمتغير من حيث نوعها مع متغير السكن من حيث نوعه كون البنى الأسرية تم تحديد أنواعها (نماذجها) تحت معيار الأفراد المشكلين لكل أسرة و عليه فهي تعمل على تحديد البعد الأسري أي حجم الأسر، و البعد الأسري بدوره يعمل على التأثير غالبا في اختيار الأسر للسكن، على ضوء هذا الطرح سنعمل على كشف العلاقة الكائنة بين المتغيرين البنية الأسرية و نوع السكن، لهذه الغاية وظفنا الجدول التالي الذي لخصنا فيه توزيع الأسر حسب المتغيرين محل المتابعة لإبراز العلاقة وصفيا التي تعد كتمهيد للإثبات إحصائيا.

جدول رقم 42.5: توزيع الأسر حسب البنى الأسرية و نوع السكن

المجموع	نوع السكن					البنى الأسرية
	آخر	سكن هش	تقليدي	شقة	فردى	
100	0,5	6,4	39,4	27,9	25,8	الأسر ذات الفرد الواحد
100	1,0	3,5	32,2	33,2	30,1	الأسر عديمة التركيبة العائلية
100	0,5	4,6	27,9	18,5	48,5	الأسر البسيطة
100	0,3	4,5	26,8	19,9	48,5	الأسر الموسعة من النموذج 1
100	0,2	2,3	23,2	16,9	57,4	الأسر الموسعة من النموذج 2
100	0,3	0,7	20,5	14,3	64,2	الأسر المركبة
100	0,0	4,2	26,8	22,5	46,5	بنى أخرى
100	0,4	4,3	27,3	18,6	49,3	المجموع

من خلال الجدول أعلاه رقم 42.5، يظهر أن الأسر ذات البنى الأسرية البسيطة، الموسعة من النموذج الأول، الموسعة من النموذج الثاني، المركبة و البنية أخرى تقطن غالبيتها بمساكن فردية و بالأخص الأسر المركبة و الأسر الموسعة من النموذج الثاني اللتان بلغت أسرهـم القاطنة بمساكن فردية النسبتين 64,2% و 57,4% من مجموع الأسر على الترتيب، كما ورد ترتيب نسب أسر البنى المذكورة حسب نوع مساكنها نفسه بحيث جاءت نسب الأسر القاطنة بمساكن تقليدية في الترتيب الثاني تلتها نسب الأسر القاطنة بشقق و أخيرا نسب الأسر القاطنة بمساكن هشة،

ما يثير الانتباه من خلال التوزيع النسبي حسب الملكية أن أسر البنى المذكورة سجلت نسباً معتبرة فيما يخص المساكن التقليدية أكبرها تخص الأسر البسيطة مما يفسر بان نسبة كبيرة من الأسر البسيطة نتجت بسبب تفكك الأسر الموسعة و الأسر المركبة و بقيت الأسر المنفصل عنها انوية ثانوية بمساكنها التقليدية ومشكلة في نفس الوقت أسرا بسيطة، و من البديهي أن تسجل الأسر البسيطة و الموسعة من النموذج الأول نسباً معتبرة بالشقق كون هذا النوع من السكنات يتلاءم و عدد أفرادها أي أنها غالباً ما تمتاز بأحجام أقل مقارنة بالنماذج الأسرية الأخرى و هذا تم إثباته وصفا و إحصائياً عند مناقشة خاصية الحجم الأسري، و من خلال نسبتي الأسر ذات البنيتين الأسريتين الموسعة من النموذج الثاني و المركبة القاطنة بشقق البالغتين على التوالي 16,9% و 14,3% يمكن أن نلمس مشكلاً لدى هذه الأسر يرتبط بالاكتظاظ داخل غرفها كون هذه الأسر عموماً تمتاز بمتوسط حجم أسري مرتفع نسبياً الذي لا يتلاءم مع عدد الغرف المتواجدة بالشقق.

تمهيدا لحساب مؤشر درجة الاكتظاظ بالغرف بإدراج متغير البنى الأسرية، تم تحديد كل من توزيع الأفراد حسب انتمائهم إلى البنى الأسرية و توزيع عدد الغرف المستغلة للنوم لملكية الأسر حسب انتمائها الأسري، و من خلال توزيع عدد الغرف المستغلة للنوم لملكية الأسر حسب انتمائها الأسري تم الوصول إلى البيانات التالية الموضحة للتوزيع النسبي للأسر حسب المتغيرين البنية الأسرية و عدد غرف النوم بالمساكن القاطنة بها.

جدول رقم 43.5: توزيع الأسر حسب البنى الأسرية وعدد غرف النوم بالمسكن

المجموع	البنى الأسرية							عدد غرف النوم
	أخرى	المركبة	الموسعة 2	الموسعة 1	البسيطة	عديمة التركيبية	ذات فرد واحد	
13,6	2,8	0,1	2,0	8,5	15,9	13,9	25,9	1
23,3	33,3	6,5	13,1	22,9	25,0	28,9	32,2	2
32,6	30,6	20,2	31,8	34,6	32,9	36,2	28,0	3
18,1	20,8	26	26,1	20,6	16,7	14,6	9,5	4
6,5	6,9	17,8	13,3	7,5	5,3	3,8	1,8	5
3,1	5,6	11,9	7,4	3,2	2,3	1,0	1,6	6
1,1	0	6,5	2,6	1,3	,8	0,3	0,5	7
0,8	0	5,9	2,0	0,8	0,5	0,7	0,5	8
0,3	0	1,7	0,7	0,3	0,2	0,0	0	9
0,3	0	1,4	0,4	0,2	0,2	0,3	0	10
0,1	0	0,7	0,1	0	0	0	0	11
0,1	0	0,4	0,2	0,1	0,1	0	0	12
0,02	0	,42	0,03	0,04	0,01	0	0	13
0,014	0	0,28	0,034	0	0	0	0	14
0,014	0	0	,068	0	0,009	0	0	15
0,003	0	0,14	0	0	0	0	0	16
0,003	0	0	0,034	0	0	0	0	19
0,01	0	0	0	0,04	0,009	0	0	20
100	100	100	100	100	100	100	100	المجموع

من خلال المعطيات الملخصة في الجدول أعلاه، يتبين أن أغلب الأسر تقطن بسكنات ذات ثلاث غرف مستغلة للنوم مهما كان انتماؤها الأسري باستثناء أسر البنيتين الأسريتين ذات فرد واحد و أخرى اللتان مثلت أسره القاطنة بمساكن ذات غرفتين النسبة الأغلب و لكن ليس بشكل مطلق قدرهما على الترتيب 32,2% و 33,3% من مجموع الأسر و حلت فيهما نسبة الأسر القاطنة بسكنات ذات ثلاث غرف في الترتيب الثاني بمقداري 28% و 30,6% على التوالي، كما يلاحظ أن الأسر المركبة مثلت النسب الأكبر مقارنة بأسر باقي البنى فيما يخص المساكن ذات أربع سكنات فما فوق، عموما تبين أن نسبة الأسر القاطنة بسكنات ذات ثلاث غرف فما اقل تفوق أو تساوي 70% مهما كان انتماؤها الأسري إذا استثنينا

الأسر المركبة التي لا تتعدى نسبة أسرها القاطنة بمساكن ذات ثلاث غرف فما اقل 26,8% من مجموع الأسر المركبة.

لحساب درجة الاكتظاظ (الكثافة) الخاصة بالغرف بإدراج متغير البنية الأسرية تم قسمة عدد الأفراد المنتمين إلى كل نموذج أسري على عدد الغرف للمساكن القاطن بها أسر نفس النموذج، النتائج المتعلقة بكل نموذج أسري تم تلخيصها في الجدول التالي.

جدول رقم 44.5: درجة الاكتظاظ بالغرف حسب البنى الأسرية

البنى الأسرية	ذات فرد واحد	عديمة التركيبة	البسيطة	الموسعة 1	الموسعة 2	المركبة	أخرى	المجموع
درجة الاكتظاظ	0,42	1,08	1,96	1,94	1,93	2,12	1,54	1,93

من خلال الجدول أعلاه و اعتمادا على المعايير العالمية لاستغلال الغرف من قبل الأفراد التي أوردناها في الجدول رقم 10.4 من الفصل الرابع في الدراسة، يتبين أن غرف مساكن أسر البنية الأسرية ذات فرد واحد تشهد كثافة ضعيفة أما غرف مساكن أسر البنية الأسرية عديمة التركيبة فهي ذات كثافة عادية، في حين تتميز غرف مساكن أسر كل من البنى الأسرية البسيطة، الموسعة من النموذج الأول، الموسعة من النموذج الثاني و أخرى باكتظاظ مقبول بينما عرفت غرف مساكن الأسر المركبة اكتظاظا حرجا مما يؤكد الطرح السابق القائل بوجود مشكل سكني لأسر هذا النموذج الأسري على عكس بقية البنى الأسرية بالرغم من وجود نسب معتبرة لأسره القاطنة بمساكن ذات عدد معتبر من الغرف أي ذات أربع غرف فما فوق حسب معطيات الجدول رقم 43.5 أعلاه بلغت إجمالا 73,2% من مجموع أسر النموذج و هذا مرده إلى ارتفاع متوسط حجم أسره البالغ 10,27 فردا في الأسرة حسب معطيات الجدول رقم 37.5 الخاص بتوزيع متوسط حجم الأسر حسب البنى الأسرية.

بعد التتبع الوصفي و الاستقراء الرقمي للبيانات المتعلقة بخاصية السكن من حيث نوعه، نوع ملكيته و درجة اكتظاظ غرفه و توضيح ملامح العلاقة بين هذه الخاصية و متغير البنية الأسرية على مستوى الأسر محل الاستهداف و جب رصد هذه العلاقة إحصائيا أي إثبات معنوية العلاقة بين المتغيرين نوع السكن و النموذج الأسري مع التحديد الكمي لهذه العلاقة و ذلك اعتمادا على الاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية كونه الأنسب لإثبات وجود العلاقة أو نفيها بين المتغيرين القائم على الفرضيتين الصفرية و البديلة، بحيث تنص الفرضية الصفرية H_0 على انعدام العلاقة بين نوع السكن و البنى الأسرية اي الاستقلالية بين المتغيرين و عدم تأثير البنية الأسرية على نوع سكن الأسر، بينما تفيد الفرضية البديلة H_1

عكس ذلك أي وجود علاقة تجمع المتغيرين نوع السكن و البنى الأسرية بتعبير آخر تعمل البنى الأسرية على التأثير في نوع السكن القاطن به الأسرة، باستعمال البرنامج الإحصائي SPSS و تطبيقه على معطيات الجدول المركب رقم 39.5 الخاص بتوزيع الأسر حسب البنى الأسرية و نوع السكن القاطنة به، نحصل على النتائج التالية:

Tests du Khi-deux			
	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	322,012a	24	,000
Rapport de vraisemblance	338,049	24	,000
Association linéaire par linéaire	194,557	1	,000
Nombre d'observations valides	28822		

يُفهم من الجدول الملخص لنتائج اختبار كاف مربع للاستقلالية ان المتغيرين البنية الأسرية و نوع السكن مرتبطان و ذلك لان قيمة كاف مربع المحسوبة 322,012 اكبر و بكثير من كاف مربع النظرية المستخرجة من جدول توزيع كاف مربع عند درجة حرية $n = 24$ و درجة معنوية $\alpha = 5\%$ ذات القيمة 36,42 كما أن القيمة الاحتمالية المرافقة للإحصائية المحسوبة قدرها 0,000 و هي اقل مقارنة من مستوى المعمول به، الارتباط بين المتغيرين يصب لصالح الفرضية البديلة H_1 أي وجود علاقة تجمع المتغيرين نوع السكن و البنى الأسرية أي أن البنى الأسرية تعمل على التأثير في نوع السكن القاطن به الأسرة مهما كان نوع النموذج الأسري بالنسبة لأسر البحث. و من خلال معنوية الاختبار و دلالاته الإحصائية فانه يمكن تعميم وجود العلاقة بين المتغيرين المتابعين على مستوى كامل الأسر الجزائرية.

بعد أن أثبتنا وجود العلاقة بين المتغيرين البنى الأسرية و نوع السكن يمكن حسابها كميًا بينهما و ذلك باستعمال معاملات الارتباط الملائمة لذلك، و نظرا لطبيعة المتغيرين أي أنهما كميان اسميان فيمكن استعمال معامل الارتباط فاي او كرامر او معامل الاقتران على مستوى أسر البحث و اختبار معنويته الإحصائية لتعميمه ليشمل كل الأسر الجزائرية مصدر أسر البحث، و قد سبق أن اشرنا إلى أسباب استعمال هذه المعاملات في الفقرات السابقة من هذا الفصل. بعد تطبيق برنامج SPSS على معطيات الجدول المركب رقم 44.5 تحصلنا على النتائج الملخصة في الجدول التالي:

		Valeur	Signification approximée
Nominal par Nominal	Phi	,106	,000
	V de Cramer	,053	,000
	Coefficient de contingence	,105	,000
Nombre d'observations valides		28822	

من خلال الجدول أعلاه، تبين أن قيم معاملات الارتباط فاي، كرامر و معامل الاقتران بين المتغيرين البنوية الأسرية و نوع السكن بالقيم 0,106، 0,053 و 0,105 على الترتيب، من خلال قيم هذه المعاملات يمكن القول بان العلاقة بين المتغيرين محل المتابعة غير قوية بالرغم من وجودها و لكن ما هو جد مهم أن كل هذه المعاملات معنويا تختلف عن الصفر و ذات دلالة إحصائية بحكم أن القيم الاحتمالية المرافقة لها كلها وردت مساوية للقيمة 0,000 التي تعد اقل من مستوى المعنوية 0,05، و عليه فيمكن تعميم المقدار الكمي للعلاقة بين البنوية الأسرية و نوع السكن على كامل الأسر الجزائرية.

2.5.2.5 - التراكيب العائلية للأسر و خاصية السكن:

بما أن متغير التركيبة العائلية يعمل على تحديد الاتجاه العائلي للأفراد الأسر و الذي بطريقة غير مباشرة يعكس مدى الحجم الأسري لها فيمكن أن تكون للتراكيب العائلية للأسر علاقة بنوع السكنات القاطن بها الأسر و كل المتغيرات المتعلقة بخاصية السكن، بحيث كلما انتقلنا من البساطة في التركيب و الاتجاه العائلي للأسر إلى التعقيد أدى ذلك إلى التعقيد في أفراد التشكيل الأسري و بالتالي الحاجة إلى مزيد من الغرف بالمسكن التي تتوفر بأنواع دون أخرى، لرصد العلاقة وصفا بين متغير التركيبة العائلية للأسر و المتغيرات المتعلقة بخاصية السكن ووظفنا مجموعة من الجداول المركبة المفيدة بهذا الغرض.

جدول رقم 45.5: توزيع الأسر حسب التراكيب العائلية و نوع السكن

المجموع	نوع السكن					التراكيب العائلية
	آخر	هش	تقليدي	شقة	فردى	
100	0,8	5,1	36,3	30,2	27,6	عديمة التركيبة العائلية
100	0,5	4,6	27,9	18,5	48,5	التركيبة البسيطة
100	0,1	4,4	26,5	16,2	52,9	التركيبة التصاعدية
100	0,3	1,9	22,8	17,6	57,5	التركيبة التنازلية
100	0,7	4,6	24,9	23,9	46,0	التركيبة العرضية
100	0,2	2,7	26,2	13,1	57,8	التركيبة المركبة
100	0,2	4,4	25,1	21,5	48,8	تراكيب أخرى
100	0,4	4,3	27,3	18,6	49,3	المجموع

من خلال الجدول أعلاه، نلاحظ أن اغلب الأسر مهما كانت تركيبتها العائلية تقطن بمساكن فردية باستثناء الأسر عديمة التركيبة العائلية محققة نسبا تقرب أو تفوق 50% من مجموع أسر كل تركيبة عائلية، و يظهر ذلك جليا لدى الأسر ذات التركيبتين العائليتين التنازلية و المركبة اللتان وردت نسبتهما على

الترتيب 57,5% و 57,8% من مجموع أسرهما، أتت في الترتيب الثاني نسب الأسر القاطنة بمساكن تقليدية لدى كل التراكيب العائلية ما عدا الأسر عديمة التركيبة العائلية مسجلة نسب في حدود الربع من مجموع أسر كل تركيبة عائلية و بالأخص الأسر ذات التركيبة البسيطة التي بلغت نسب أسرها القاطنة بمساكن تقليدية 27,9%، أما الأسر حسب تراكيبها العائلية القاطنة بشقق فقد مثلت نسبة معتبرة أهمها الأسر عديمة التركيبة العائلية و الأسر ذات التركيبة العرضية بتسجيلهما على التوالي 30,2% و 23,9%، و بخصوص المساكن الهشة فقد مثلت الأسر القاطنة بها نسبة ضئيلة لم تتعدى حدود 5% مهما كانت التركيبة العائلية للأسر، اقل نسبة تخص هذه المساكن من بين التراكيب العائلية مثلتها أسر التنازلية قدرها 1,9% من مجموع أسرها.

بنفس الطريقة التي تم بها حساب درجة اكتظاظ الغرف بالمساكن حسب البنى الأسرية، يمكن حساب هذا المؤشر بإدراج متغير التركيبة العائلية للأسر اعتمادا على البيانات الخاصة بتوزيع عدد الأفراد و بتوزيع عدد الغرف حسب التراكيب العائلية، النتائج المتوصل إليها ملخصة في الجدول التالي رقم 46.5 الذي يظهر التوزيع النسبي للأسر حسب المتغيرين التركيبة العائلية و عدد الغرف المستغلة للنوم من طرف الأسر.

جدول رقم 46.5: توزيع الأسر حسب التراكيب العائلية و عدد غرف النوم بالمسكن

المجموع	التراكيب العائلية							عدد غرف النوم
	أخرى	المركبة	العرضية	التنازلية	التصاعدية	البسيطة	عديمة التركيبة	
13,6	7,9	3,0	7,4	1,9	7,4	15,9	20,7	1
23,3	24,6	13,9	22,2	12,1	20,3	25,0	30,8	2
32,6	33,1	27,5	37,9	30,2	33,5	32,9	31,5	3
18,1	19,5	24,7	18,1	26,1	23,3	16,7	11,7	4
6,5	8,5	14,5	8,3	13,4	8,5	5,3	2,7	5
3,1	4,1	7,3	3,3	8,3	3,2	2,3	1,4	6
1,1	0,7	3,5	0,4	3,5	1,9	0,8	0,5	7
0,8	1,3	3,8	1,1	2,2	0,9	0,5	0,6	8
0,3	0,1	0,3	0,4	1,0	0,4	0,2	0	9
0,3	0,2	0,6	0,7	0,5	0,2	0,2	0,2	10
0,1	0	0,2	0	0,3	0,0	0	0	11
0,1	0,1	0	0,2	0,2	0,2	0,1	0	12
0,02	0	0,3	0	0,1	0,1	0	0	13
0,01	0	0,3	0	0	0	0	0	14
0,01	0	0	0	0,1	0	0,01	0	15
0,003	0	0,2	0	0	0	0	0	16
0,003	0	0	0	0,03	0	0	0	19
0,01	0	0	0	0	0,1	0,01	0	20
100	100	100	100	100	100	100	100	المجموع

من خلال الجدول أعلاه، يتبين أن الأسر التي تقطن بمساكن تحوي ثلاث غرف مخصصة للنوم تمثل النسبة الأغلب مهما كانت تراكيبها العائلية و في نفس الوقت مثلت هذه الأسر نسبيا تفوق 30% من مجموع أسر كل تركيبة عائلية باستثناء أسر التركيبة العائلية المركبة التي مثلت 27,5% من مجموع أسرها و بالأخص أسر التركيبة العائلية العرضية التي سجلت النسبة 37,9% من مجموع أسرها، أنت نسبة الأسر التي تملك مساكن ذات غرفتين للنوم في الترتيب الثاني لدى التراكيب العائلية عديمة التركيبة العائلية، البسيطة، العرضية و أخرى كانت أهمها النسبة 30,8% التي تخص الأسر عديمة التركيبة العائلية، بينما حلت نسبة الأسر التي تملك مساكن ذات أربع غرف للنوم في الترتيب الثاني لدى باقي التراكيب العائلية و كانت أهمها نسبة أسر التركيبة العائلية التنازلية التي بلغت 26,1% من مجموع أسرها. فيما يخص المساكن التي تحوي خمسة غرف فما فوق مستغلة للنوم فقد مثلت أسر التركيبة العائلية المركبة القاطنة بها أكبر النسب مقارنة بباقي التراكيب العائلية.

بقسمة عدد الأفراد المنتمين إلى أسر كل تركيبة عائلية على عدد الغرف المخصصة للنوم بمساكن هذه الأسر تحصلنا على درجات اكتظاظ الغرف حسب متغير التركيبة العائلية الملخصة في الجدول التالي.

جدول رقم 47.5: درجة الاكتظاظ بغرف المسكن حسب التراكيب العائلية

التراكيب العائلية	عديمة التركيبة	البسيطة	التصاعدية	التنازلية	العرضية	المركبة	أخرى	المجموع
درجة الاكتظاظ	0,73	1,96	2,05	1,92	2,02	2,05	1,87	1,93

من خلال المؤشرات الملخصة في الجدول أعلاه، و اعتمادا على المجالات الكمية المحددة للمعايير العالمية لاستغلال الغرف من قبل الأفراد الملخصة في الجدول رقم 10.4 في الفصل السابق من هذه الدراسة يمكن القول بان غرف المساكن القاطنة بها الأسر عديمة التركيبة العائلية تتميز بكثافة ضعيفة، أما مساكن الأسر ذات التراكيب العائلية البسيطة، التنازلية، التصاعدية، العرضية و أخرى تشهد غرفها اكتظاظا مقبولا في تميزت غرف مساكن الأسر ذات التركيبة العائلية المركبة باكتظاظ حرج، و ما يثير الانتباه من خلال المؤشرات المذكورة هو أن أسر التركيبتين العائليتين العرضية و التصاعدية بالرغم من تميز مساكنها بغرف ذات اكتظاظ مقبول إلا أنها قاربت و إلى حد كبير الاكتظاظ الحرج بحيث بلغت الكثافة الغرفية لمساكنهما على التوالي 2,02 و 2,05 فرد في الغرفة التي تقترب من الحد الأدنى لمجال الاكتظاظ الحرج (من 2,1 إلى 3,3 فرد في الغرفة) حسب معطيات الجدول رقم 10.4، أي أن أسر التركيبتين المذكورتين و أسر التركيبة العائلية المركبة تعاني إلى حد ما من وجود مشكل سكني نظرا لتمييز هذه الأسر

بكبر متوسط حجمها و هذا ما يبرزه الجدول رقم 38.5 الخاص بتوزيع متوسط حجم الأسر حسب تراكيبها العائلية. من خلال ما تقدم يُفهم عموما و من الناحية الوصفية بان الأسر كلما اقتربت من البساطة في توجهها العائلي أدى ذلك إلى قلة حجمها و إلى قلة الاكتظاظ بغرفها.

بعد توضيح وجود علاقة بين المتغيرين التركيبية العائلية و المتغيرات المتعلقة بخاصية إجمالا من خلال تتبع الوصفي للبيانات الواردة في الجداول أعلاه سنعمل على إثبات وجود هذه العلاقة و برهنتها إحصائيا باستعمال الاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية بين المتغيرين التركيبية العائلية للأسر و نوع السكن، تم اختيار المتغير نوع السكن للتعبير على خاصية السكن كونه يرتبط مباشرة بعدد الغرف و في نفس الوقت محل اختيار الأسر حسب توجهها العائلي، يقوم اختبار كاف مربع في هذه الحالة على الفرضيتين الصفريّة و البديلة بحيث تقوم الفرضية الصفريّة H_0 على الاستقلالية بين المتغيرين التركيبية العائلية للأسر و نوع السكن أي عدم وجود تأثير للتركيبية العائلية على نوع السكن المقيمة به الأسر بينما تقوم الفرضية البديلة H_1 على الارتباط بين المتغيرين محل المتابعة أي أن التركيبية العائلية تعمل على التأثير في نوع السكن، كما يسمح هذا الاختبار من التأكد على وجود العلاقة من عدمها و في نفس الوقت يفيد بالاستدلال على وجود هذه العلاقة على مستوى كل الأسر الجزائرية. بتوظيف البرنامج الإحصائي SPSS على المعطيات الملخصة في الجدول المركب رقم 45.5 الخاص بتوزيع الأسر حسب التراكيب العائلية و نوع السكن المقيمة به تحصلنا على النتائج الملخصة في الجدول التالي.

Tests du Khi-deux			
	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	298,946a	24	,000
Rapport de vraisemblance	313,602	24	,000
Association linéaire par linéaire	74,494	1	,000
Nombre d'observations valides	28822		

من خلال نتائج اختبار كاف مربع للاستقلالية، وجدنا قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 298,946 أكبر نظيرتها النظرية المستخرجة من جدول التوزيع الخاص به ذات القيمة 36,42، كما أن القيمة الاحتمالية المرافقة لهذه الإحصائية قدرها 0,000 أقل من مستوى المعمول به ذو القيمة 0,05، انطلاقا من المقارنتين الكميتين السابقتين و كقرار متخذ نرفض الفرضية الصفريّة H_0 القائمة على الاستقلالية بين التركيبية العائلية و نوع السكن و نقبل الفرضية البديلة H_1 التي تفيد بارتباط المتغيرين أي أن التركيبية العائلية للأسر تؤثر على نوع السكن المقيمة به الأسر و بحكم معنوية الإحصائية المحسوبة فانه يمكن القول بان التراكيب العائلية للأسر الجزائرية إجمالا تؤثر في نوع سكناتها.

بعد الإثبات الإحصائي لوجود العلاقة بين المتغيرين المذكورة فإنه يمكن حساب قيمتها الكمية بينهما و اختبار معنوية هذه القيمة اعتمادا على معاملات الارتباط الخاصة بالمتغيرات ذات الطابع الكيفي الاسمي معامل فاي، معامل كرامر و معامل الاقتران و اختبار معنوية كل منها، لهذا الغرض وظفنا البرنامج الإحصائي SPSS على معطيات الجدول المركب رقم 45.5 الخاص بتوزيع الأسر حسب التراكيب العائلية و نوع السكن المقيمة و الذي زدنا بالنتائج الملخصة في الجدول التالي.

Mesures symétriques			
		Valeur	Signification approximée
Nominal par Nominal	Phi	,102	,000
	V de Cramer	,051	,000
	Coefficient de contingence	,101	,000
Nombre d'observations valides		28822	

من خلال الجدول الملخص لنتائج القياس الكمي للعلاقة بين التركيبة العائلية للأسر و نوع سكانها ذات القيم 0,102، 0,051 و 0,101 لمعاملات الارتباط الثلاث معامل فاي، معامل كرامر و معامل الاقتران على التوالي و القيم الاحتمالية الموافقة لها ذات المقدار 0,000، يمكن القول بان العلاقة بين المتغيرين محل الدراسة ضعيفة نسبيا غير أنها معنويا تختلف عن الصفر و ذات دلالة إحصائية و هو شيء جد مهم و ايجابي و بحكم معنوية معاملات الارتباط فإنه يمكن تعميم القيمة الكمية للعلاقة بين المتغيرين على سائر الأسر الجزائرية.

من خلال نتائج اختبار كاف للاستقلالية و كمقارنة العلاقة بين البنى الأسرية و نوع السكن من جهة، و العلاقة بين التركيبة العائلية للأسر و نوع السكن من جهة أخرى يمكن القول بأن البنى الأسرية ذات تأثير اكبر نسبيا على نوع السكن من تأثير التركيبة العائلية للأسر على نوع السكن بحكم أن إحصائية كاف مربع المحسوبة الخاصة بالمتغيرين البنى الأسرية و نوع السكن 322,012 اكبر من نظيرتها الخاصة بالمتغيرين التراكيب العائلية و نوع السكن ذات القيمة 298,946، كما أن معاملات الارتباط الخاصة للقياس الكمي للعلاقة بين البنى الأسرية و نوع السكن اكبر جزئيا من نظيرتها الخاصة بالعلاقة بين التراكيب العائلية للأسر و نوع السكن، يمكن إرجاع هذا الفارق بالرغم من ضالته إلى المبدأ الأساسي الذي بنيت عليه النمذجة بحيث تعمل البنى الأسرية أساسا على قياس البعد الحجمي للأسر الذي يعمل بصورة اكبر في التأثير على عدد غرف و نوع المساكن القاطنة بها الأسر من تأثير التوجه العائلي داخل الأسر على نوع المساكن.

6.2.5 - النماذج الأسرية و خاصية المستوى التعليمي:

تعد خاصية المستوى التعليمي للأفراد و الأسر (أرباب الأسر) من بين أهم المتغيرات الاجتماعية ذات البعد الديموغرافي إلى حد كبير، كونه ترتبط بجملة من المتغيرات الديموغرافية بعلاقة تأثر و تأثير في نفس الوقت و لدرجة عمق هذه العلاقة يمكن اعتبارها كمؤشر ديموغرافي نوعي إذا عولجت من الزاوية الكمية الديموغرافية، كما تم الاهتمام بهذه الخاصية و إعطائها جزءا من هذه الدراسة في هذا الفصل كتمهيد لكشف علاقتها بالسلوك الخصوبي بإدراج متغيري البنية الأسرية و التركيبية العائلية كون أن اغلب الدراسات و الأبحاث الديموغرافية النظرية و التطبيقية أثبتت وجود علاقة عكسية بين المستوى الخصوبي و المستوى التعليمي، و سنحاول كشف هذه الخاصية باعتبارها كأحد خواص الأسر الجزائرية انطلاقا من المؤشرين المستوى التعليمي للأفراد المعنيين بالتمدرس حاليا أو سابقا و إمكانية القراءة و الكتابة التي تعكس انتشار ظاهرة الأمية بين أوساط التجمعات السكانية.

تم إدراج المؤشر الثاني أي إمكانية القراءة و الكتابة لسببين، الأول كتكملة للمؤشر الأول كون ليس كل عديم المستوى بالضرورة لا يجيد القراءة أو الكتابة بحجة إمكانية تلقيه نوعا من التعليم خارج حدود المؤسسات التربوية كالمدارس، المتوسطات، الثانوية أو الجامعة، أما الثاني لا يمكن دائما اعتبار و بشكل مطلق المستوى التعليمي كانعكاس للمستوى الثقافي و بالأخص في وقتنا الراهن بحكم يمكن لفرد عديم المستوى التعليمي تقنيا أو ذو مستوى تعليمي متدني أن يتقن نفسه بنفسه عن طريق المجالات، الكتب، الانترنت أو حتى بمتابعة القنوات التلفزيونية والاستماع إلى الإذاعة و كذا الاحتكاك بذوي المستوى التعليمي الأرفع. و قبل تتبع خاصية المستوى التعليمي على مستوى الأفراد و أرباب الأسر بإدراج متغيري البنية الأسرية و التركيبية العائلية و جب علينا تسليط الضوء على هذه الخاصية بتتبع مدى انتشار الصفات المتعلقة بالمؤشرين السابقين على مستوى كامل الأفراد المعنيين بالتمدرس و نقصد بهم من تدرس حاليا أو سابقا أي مجموع الأفراد البالغة أعمارهم أكثر من ستة سنوات، و لهذا الغرض تم توظيف الجداول التالية.

جدول رقم 48.5: توزيع الأفراد ذوي ست سنوات فما فوق حسب الجنس و التحاقهم بالمدارس

الالتحاق بالمدارس	الجنس		النسبة	المجمعة النسبة
	ذكور	إناث		
نعم	83,9	71,4	77,0	77,0
لا	16,1	28,6	23,0	100
المجموع	100	100	100	

نقصد بالأفراد الملتحقين بالمدارس مجموع الأفراد المتمدرسين حاليا أو سبق لهم أن تدرسوا في وقت مضى، فمن خلال الجدول أعلاه، يمكن القول بان اغلب الأفراد قد التحقوا بالمدارس و ذلك بنسبة 77% من مجموع المعنيين بالتمدرس أي البالغين ستة سنوات فما فوق، بينما مثل غير الملتحقين بالمدارس نسبة 23% من مجموع الأفراد المعنيين بالتمدرس أي تقريبا ربع الأفراد المعنيين، و لكن بالرغم من قلة نسبة غير المتمدرسين مقارنة بنسبة المتمدرسين غير أنها (23%) تعتبر جد معتبرة و تعكس مدى تدني المستوى التعليمي و بالأخص في وقتنا الراهن. و بإدراج المؤشر الثاني المشار إليه سابقا أي إمكانية القراءة أو الكتابة نجد أن الوضع مشجع نسبيا و ذلك بوجود أفراد ذكور و إناث بالرغم من عدم التحاقهم بالمدارس غير أنهم يجيدون الكتابة أو القراءة، و الجدول التالي لخصنا فيه البيانات الخاصة بذلك.

جدول رقم 49.5: توزيع الأفراد غير الملتحقين بالمدارس حسب الجنس و إمكانية القراءة و الكتابة

المجموع	إمكانية القراءة و الكتابة		الجنس
	لا	نعم	
100	88,6	11,4	ذكور
100	97,4	2,6	إناث
100	94,2	5,8	المجموع

من خلال الجدول أعلاه نجد أن نسبة 94,2% من مجموع غير الملتحقين بالمدارس لا يجيدون القراءة و لا الكتابة بينما نسبة 5,8% منهم يجيدون القراءة أو الكتابة أو الاثنين معا، و بإدراج متغير الجنس نجد أن نسبة معتبرة من بين الذكور غير الملتحقين بالمدارس قدرها 11,4% يجيدون القراءة أو الكتابة في حين بلغت نسبة الإناث اللواتي يجدن القراءة أو الكتابة 2,6% من بين مجموع الإناث غير الملتحقات بالمدارس، يفهم من النسب السابقة أن الذكور غير المتمدرسين أكثر حرصا على التعلم مقارنة بالإناث غير المتمدرسات و ذلك بالالتحاق بمدارس محو الأمية مثلا أو التعلم بشكل مستقل، في حين تتضاءل هذه الحظوظ بالنسبة للإناث و بالأخص لدى الماكثات بالبيوت نظرا لكثرة انشغالاتهم و مسؤولياتهم المنزلية و عدم تقبل أولياتهم في الغالب لفكرة التحاقهم بمدارس محو الأمية بحجة المحافظة المتميزة بها الأسر الجزائرية.

بعد تتبع توزيع الأفراد المعنيين بالتمدرس حسب التحاقهم بالمدارس سواء سابقا أو حاليا، مع تتبع انتشار ظاهرة الأمية أوساط غير الملتحقين بالمدارس حسب الجنس، سنعمل على كشف انتشار صفات المستوى التعليمي بين أوساط الملتحقين بالمدارس حسب الجنس، و الجدول التالي يلخص ذلك.

جدول رقم 50.5: توزيع الأفراد المعنيين بالتمدرس حسب المستوى التعليمي و الجنس

المجمعة النسبة	النسبة	الجنس		المستوى الدراسي
		إناث	ذكور	
0,9	0,9	0,85	1,0	التحضيري
38,5	37,6	37,9	36,4	ابتدائي
72,3	33,8	31,2	36,8	متوسط
92,0	19,7	20,9	18,5	ثانوي
100	8,0	9,2	7,4	عالي
	100	100	100	المجموع

من خلال الجدول أعلاه، يتبين أن اغلب الأفراد محل البحث من ذوي المستوى التعليمي الابتدائي و ذلك بتمثيلهم نسبة 37,6% تلتها في المرتبة الثانية نسبة الأفراد ذوي المستوى المتوسط بقيمة 33,8%، بإدراج نسبة الأفراد في المستوى التحضيري وجدنا أن الأفراد ذوي المستوى التعليمي المتوسط فما اقل مثلوا نسبة 72,3% من مجموع الأفراد المعنيين بالتمدرس بما يقرب ثلاثة أرباع من مجموعهم في حين مثل ذوو المستوى الثانوي فما فوق فمثلوا نسبة 27,7% ما يعكس تدني المستوى التعليمي للمبحوثين نسبيا بالرغم من ضآلة نسبة الأفراد في المستوى التحضيري ذات القيمة الأقل من 1%. و بإدراج متغير الجنس للمقارنة بين المستوى التعليمي لكل من الذكور و الإناث، وجدنا أن النسبة الأكبر من الذكور هي التي يمثلها ذوو المستوى التعليمي المتوسط التي بلغت 36,8% من مجموع الذكور بينما النسبة الأغلب لدى الإناث هي من يمثلها ذوات المستوى التعليمي الابتدائي و التي بلغت بدورها القيمة 37,9% من مجموع الإناث، و كمقارنة عامة بين الجنسين من حيث المستوى التعليمي يمكن القول بان الإناث ارفع مستوى مقارنة بالذكور بحيث مثلت الإناث ذوات المستوى التعليمي المتوسط فما اقل نسبة 69,95% من مجموع الإناث و التي تعتبر اقل من نظيرتها لدى الذكور في نفس المستوى البالغة 74,2% من مجموع الذكور بينما مثلت الإناث ذوات المستوى التعليمي الثانوي فما فوق نسبة 30,1% من مجموع الإناث و التي تعد اكبر مقارنة بنظيرتها لدى الذكور في نفس المستوى البالغة 25,9% من مجموع الذكور.

1.6.2.5 - البنى الأسرية و خاصة المستوى التعليمي:

بعد تتبع خاصية المستوى الدراسي للأفراد بشكل عام سنحاول رصد خواص الأسر الجزائرية من حيث المستوى التعليمي على مستوى أفرادها و على مستوى أرباب أسرها بإشراك متغير البنية الأسرية المنتمي لها الأفراد المعنيين بالتمدرس بهدف كشف العلاقة الجامعة بين المتغيرين البنية الأسرية و المستوى

التعليمي و إبراز مدى تأثير البنى الأسرية على المستوى التعليمي للأفراد المشكلين لأسر كل بنية. و كما سبق، وظفنا جداول مركبة تجمع المتغيرين بغية التتبع الوصفي و كشف العلاقة عن طريق استقراء البيانات و لتعميم هذه العلاقة في حال وضوحها وصفيًا على سائر الأسر الجزائرية نستعين بالاختبار الإحصائي المناسب لهذا الهدف، الجدول التالي جمعنا فيه البيانات المتعلقة بمتغيري البنية الأسرية و المستوى الدراسي تقاطعيا لمجمل الأفراد المعنيين بالتمدرس حاليا أو تدرسوا سابقا و المستخرج من ملف المسح محل الدراسة. و بشكل عام، يظهر من خلال التوزيع النسبي لحالات المستوى الدراسي للأفراد حسب انتمائهم للبنى الأسرية المبين في الجدول أدناه تقارب كبير جدا بين النسب الإجمالية أي دون إدراج متغير البنى الأسرية و النسب بإدراج متغير البنية الأسرية مهما كان المستوى الدراسي الملاحظ، هذا التقارب بين النسب المذكورة يعكس مدى التجانس في المستوى التعليمي للأفراد لمختلف البنى الأسرية مما يدعونا للقول بعدم وجود تأثير واضح لانتماء الأفراد للبنى الأسرية على مستواهم التعليمي.

لإيضاح دور و علاقة البنى الأسرية المنتمي لها الأفراد و جنسهم على التحاقهم بالمدارس الذي بدوره يعتبر كمحدد للمستوى التعليمي للفرد تم توظيف الجدول التالي رقم 51.5، و الذي يظهر من خلاله دون إشراك متغير الجنس أن هناك تباين جد كبير بين نسب الملتحقين سابقا بالمدارس و غير الملتحقين مهما كانت البنية الأسرية، فباستثناء البنية الأسرية ذات فرد واحد كان التباين لصالح الملتحقين بالمدارس بحيث نجد أن نسبهم تجاوزت 70% مهما كانت البنية الأسرية،

جدول رقم 51.5: توزيع الأفراد حسب البنى الأسرية، التحاقهم بالمدارس و الجنس

المجموع	الالتحاق بالمدارس						البنى الأسرية
	الجنسين معا		الإناث		الذكور		
	لا	نعم	لا	نعم	لا	نعم	
100	66,1	33,9	79,9	20,1	36,4	63,6	ذات فرد واحد
100	24,2	75,8	34,5	65,5	8,8	91,2	العديمة
100	21,1	78,9	26,1	73,9	16,3	83,7	البسيطة
100	29,0	71,0	38,2	61,8	18,4	81,6	الموسعة 1
100	28,0	72,0	35,2	64,8	20,6	79,4	الموسعة 2
100	25,8	74,2	33,2	66,8	18,0	82,0	المركبة
100	26,4	73,6	40,5	59,5	10,9	89,1	أخرى
100	23,0	77,0	29,0	71,0	17,1	82,9	المجموع

لاحظنا من خلال التوزيع النسبي للأفراد حسب التحاقهم بالمدارس و الجنس ان اكبر هذه النسب سجلت لدى الأسر البسيطة بتمثيلهم نسبة 78,9% من مجموع الأفراد أما اقلها فسجلت لدى أفراد الأسر الموسعة من النموذج الأول عند تمثيلهم نسبة 71% من مجموع الأفراد، بينما تراوحت نسب غير الملحقين بالمدارس حسب البنى الأسرية بين 21,1% من مجموع أفراد الأسر البسيطة و 29% أفراد الأسر الموسعة من النموذج الأول.

بإدراج متغير الجنس، وجدنا كذلك تباينا جد هام بين نسب الملحقين و غير الملحقين سابقا بالمدارس وكان لصالح الملحقين و الملحققات مهما كانت البنية الأسرية محل الملاحظة باستثناء الأسر ذات فرد واحد التي شهدت العكس، فتركيز الملاحظة على الذكور نجد أن نسب الملحقين تجاوزت حدود 80% من مجموع الأفراد البالغة أعمارهم أكثر من ست سنوات إذ تراوحت بين 91,2% من مجموع أفراد الأسر عديمة التركيبة العائلية المعنيين بالتمدرس و 79,4% من مجموع أفراد الأسر الموسعة من النموذج الأول، أما الإناث فنسب الالتحاق بالمدارس الخاصة بهم اقل مقارنة بنظيراتها لدى الذكور بحيث تجاوزت حدود نسبة 60% عند مختلف البنى الأسرية و تراوحت بين 59,5% من مجموع إناث أسر البنية أخرى المعنيات بالتمدرس و 73,9% من مجموع إناث الأسر البسيطة المعنيات بالتمدرس. يُفهم عموما من خلال بيانات الجدول أعلاه أن الأسر كلما اتجهت نحو البساطة أكثر في بنيتها ارتفعت معها نسبة الأفراد الذين التحقوا إلى المدارس و العكس صحيح.

جدول رقم 52.5: توزيع الأفراد حسب البنى الأسرية و المستوى الدراسي

المجموع	المستوى الدراسي					البنى الأسرية
	عالي	ثانوي	متوسط	ابتدائي	تحضيري	
100	11,6	20,9	28,7	38,8	0,0	الأسر ذات الفرد الواحد
100	9,3	23,4	33,1	33,2	0,9	الأسر عديمة التركيبة العائلية
100	7,9	19,3	33,4	38,4	0,9	الأسر البسيطة
100	7,8	19,5	32,8	38,8	1,1	الأسر الموسعة من النموذج 1
100	8,4	21,5	36,0	33,1	0,9	الأسر الموسعة من النموذج 2
100	7,3	22,1	34,8	34,5	1,2	الأسر المركبة
100	12,0	19,4	35,5	33,1	0,0	بنى أخرى
100	8,0	19,7	33,8	37,6	0,9	المجموع

كمثال على التقارب المشار إليه بين النسب و من خلال نفس الجدول وجدنا أن نسب الأفراد ذوو المستوى التعليمي الابتدائي بلغت 37,6% من مجموع الأفراد المتدرسين و إشراك متغير البنية الأسرية نجد أن نسبة الأفراد في نفس المستوى حسب البنى الأسرية تراوحت من 33,2% من مجموع الأفراد المتدرسين المنتمين إلى الأسر عديمة التركيبية العائلية إلى 38,8% من مجموع الأفراد المتدرسين المنتمين إلى الأسر الموسعة من النموذج الأول، نفس الفكرة تماما تنطبق على أفراد باقي البنى الأسرية مهما كان المستوى الدراسي.

و لإبراز دور متغير جنس الأفراد و تأثيره على المستوى التعليمي حسب انتماء الأفراد إلى البنى الأسرية تم توظيف الجدول أدناه رقم 53.5، و الذي يظهر من خلاله و بشكل عام عدم وجود تباين هام بين نسب الجنسين حسب المستوى التعليمي مهما كانت البنية الأسرية محل الملاحظة، باستثناء بعض الحالات و لقلتها قد ينعلم تأثيرها، و بالتالي بقاء نفس الفكرة المشار إليها في الجدول السابق أي تجانس نسبي في توزيع نسب الأفراد حسب انتمائهم للبنى الأسرية و حسب جنسهم مهما كان المستوى التعليمي الملاحظ و مهما كانت البنية الأسرية المنتمين إليها، تتبلور الاستثناءات المشار إليها حصرا في تباين نسبي الذكور و الإناث المنتمين إلى الأسر ذات فرد واحد و بمستوى تعليمي عالي أين سجل الذكور نسبة 15,6% من مجموع الذكور المعنيين في حين سجلت الإناث لنفس المستوى و في نفس البنية 5,8% من مجموع الإناث،

جدول رقم 53.5: توزيع الأفراد حسب البنى الأسرية، المستوى الدراسي و الجنس

المستوى الدراسي										البنى الأسرية
عالي		ثانوي		متوسط		ابتدائي		تحضيري		
ذكر	أنثى	ذكر	أنثى	ذكر	أنثى	ذكر	أنثى	ذكر	أنثى	
15,6	5,8	22,1	19,2	28,6	28,8	33,8	46,2	0,0	0,0	ذات فرد واحد
7,7	10,8	22,3	24,6	38,4	28,1	30,6	35,6	0,9	1,0	العديمة
7,4	8,6	18,3	20,5	36,0	30,4	37,4	39,6	0,9	0,9	البسيطة
7,1	8,6	19,3	19,9	34,4	31,0	38,1	39,5	1,1	1,1	الموسعة 1
7,6	9,4	21,2	21,8	38,7	32,9	31,5	35,1	0,8	1,0	الموسعة 2
7,1	7,6	21,0	23,4	37,3	31,9	33,1	36,1	0,9	1,5	المركبة
12,9	10,7	20,9	17,5	33,8	37,9	32,4	34,0	0,0	0,0	أخرى
7,4	8,7	18,9	20,7	36,2	30,8	36,6	38,8	0,9	1,0	المجموع

تباينت نسبتا الذكور و الإناث المنتمين إلى الأسر عديمة التركيبة العائلية و بمستوى تعليمي متوسط بحيث سجل الذكور نسبة 38,8% من مجموع الذكور بينما سجلت الإناث في نفس المستوى و نفس البنية الأسرية نسبة 28,1% من بين مجموع الإناث. مما يدعونا للقول مبدئيا بعدم تأثير كل من البنية الأسرية محل انتماء الأفراد و جنس الفرد على مستواه التعليمي. من خلال الجدول أعلاه و كمثال على مدى التقارب أو التساوي المشار إليه وجدنا أن نسبة كل من الذكور و الإناث في المستوى التعليمي الابتدائي المنتمين للأسر البسطة على التوالي 37,4% و 39,6%، كما تقاربت إلى درجة التطابق تقريبا نسبتا الذكور و الإناث في المستوى التعليمي الثانوي المنتمين للأسر الموسعة من النموذج الثاني بحيث بلغت 19,3% و 19,9% على الترتيب.

لإبراز الدور الفعلي و العلاقة الحقيقية للبنى الأسرية على المستوى الدراسي و جب علينا تحاشي ما يبينه الجدول السابق رقم 53.5 كونه يبين التوزيع النسبي للأفراد المتمدرسين سابقا أو حاليا حسب انتمائهم للبنى الأسرية فإدراج مستوى الأفراد المتمدرسين في وقت مضى لا تتجلى العلاقة بصورة واضحة بين المتغيرين و يصعب ظهور التأثير كون اغلب هؤلاء الأفراد درسوا في سنوات سابقة فمنهم من كان متمدرسا قبل عشر سنوات أو حتى قبل عشرين سنة و تربو أحيانا عن ثلاثين سنة و ليس بالضرورة أن يكونوا في سنوات تخليهم عن الدراسة و توقف مستواهم التعليمي عندها ضمن أسر ذات بنى مثل التي هي عليها سنة القيام بالمسح و بالأخص الأسر البسيطة فكما تم إثباته في الفصل الرابع من هذه الدراسة عند تتبع تطور الأسر الجزائرية أن اغلب الأسر البسيطة ناتجة عن تفكك الأسر الموسعة و الأسر المركبة بتعبير آخر الأفراد المنتمين إلى أسر بسيطة سنة انجاز البحث ذوو مستوى معين و تخلوا عن الدراسة منذ سنين خلت من المحتمل جدا أن يكونوا كأفراد ضمن تشكيلات الأسر الموسعة و الأسر المركبة سنة تخليهم عن الدراسة و تحديد مستواهم التعليمي الذي لم يتغير إلى غاية انجاز المسح أي أن البنية الأسرية في حركية دائمة و في تغير مستمر مع الزمن من بنية إلى أخرى على خلاف المستوى التعليمي الذي يمتاز باستقرار دائم فور توقف الفرد عن الدراسة و بذلك يتحدد مستواه التعليمي بنهاية مساره الدراسي، و عليه حتى تتضح العلاقة بين المتغيرين البنية الأسرية و المستوى الدراسي للأفراد بشكل جلي و حتى يظهر تأثير المتغير البنية الأسرية على المتغير المستوى التعليمي للفرد ارتأينا توظيف المستوى الدراسي للأفراد للموسم الدراسي (الجامعي) السابق مباشرة لسنة انجاز المسح كتعبير على متغير المستوى الدراسي حتى نضمن و لو نسبيا انضمام الفرد إلى البنية الأسرية و هو في مستواه الحقيقي أي مراعاة التوافق الزمني بين المتغيرين، بغية الوصول إلى هذه الغاية وظفنا الجدول التالي الحامل لرقم 54.5 الذي لخصنا فيه التوزيع النسبي للأفراد حسب البنية الأسرية المنتمي لها الأفراد و مستواهم الدراسي للموسم الذي سبق تاريخ انجاز المسح بسنة واحدة.

جدول رقم 54.5: توزيع الأفراد حسب البنى الأسرية و المستوى الدراسي للموسم قبل سنة المسح

المجموع	المستوى الدراسي للموسم قبل سنة المسح					البنى الأسرية
	عالي	ثانوي	متوسط	ابتدائي	تحضيري	
100	11,2	18,4	28,8	41,6	0,0	الأسر عديمة التركيبية العائلية
100	6,3	13,3	25,5	52,9	2,1	الأسر البسيطة
100	6,5	12,9	25,4	53,0	2,2	الأسر الموسعة من النموذج 1
100	8,0	14,7	23,8	50,8	2,6	الأسر الموسعة من النموذج 2
100	6,3	10,2	22,8	57,0	3,6	الأسر المركبة
100	3,6	14,3	19,6	58,9	3,6	بنى أخرى
100	6,4	13,3	25,3	52,8	2,2	المجموع

من خلال البيانات الملخصة في الجدول أعلاه، يتضح وجود اختلاف كبير في نسب الأفراد حسب المستوى التعليمي مقارنة بمعطيات الجدول رقم 52.5 الذي وجدنا من خلالها أن نسب الأفراد ذوي المستوى التعليمي المتوسط فما اقل مثلوا نسبة 72,3% من مجموع الأفراد المعنيين بالتمدرس بينما حسب الجدول أعلاه بلغت النسبة لنفس صفات الأفراد 80,3% يكمن نسب الاختلاف بين النسبتين أن الأولى تمس الأفراد المتمدرسين حالياً و الأفراد المتمدرسين سابقا مما جعلها اكبر من نظيرتها أي النسبة الثانية التي تخص الأفراد المتمدرسين حالياً. كما أن التباين يمس كذلك نسب الأفراد حسب انتمائهم الأسري و مستواهم التعليمي بين الجدولين لنفس السبب المذكور، عند تركيزنا على معطيات الجدول أعلاه رقم 54.5 وجدنا أن اغلب الأفراد المتمدرسين و المنتمين إلى البنيتين الأسريتين المركبة و البنية أخرى ذوو مستوى ابتدائي يتمثلهم على الترتيب 57% و 58,9%، أما الأفراد المتمدرسون و ذوو المستوى المتوسط المنتمون إلى الأسر عديمة التركيبية العائلية كان لهم التمثيل الأكبر مقارنة بباقي البنى الأسرية، نفس الملاحظة تنطبق على ذوو المستوى الثانوي و العالي.

كمقارنة بين أفراد البنيتين الأسريتين البسيطة و المركبة من حيث مستوى الأفراد المتمدرسين حالياً، نجد أن الأفراد ذوي المستوى التعليمي المتوسط فما اقل مثلوا نسبة 80,6% من مجموع الأفراد المتمدرسين حالياً لدى الأسر البسيطة بينما مثل نظراؤهم المنتمين إلى الأسر المركبة نسبة أكبر قدرها 83,4%. و من خلال الجدول السابق رقم 54.5 الملخص لتوزيع الأفراد حسب البنى الأسرية، التحاقهم بالمدارس و الجنس نجد أن 78,9% من مجموع أفراد الأسر البسيطة قد التحقوا سابقا بالمدارس التي تعد

أكبر من نظيرتها ذات القيمة 74,2% من مجموع أفراد الأسر المركبة، و بإدراج متغير الجنس نجد أن الكبر لصالح الأسر البسيطة حيث مثل كل من الذكور و الإناث السابق لهم أن التحقوا بالمدارس النسبتين 83,7% و 73,9% على التوالي من مجموع أفراد كل جنس بينما مثل نظراؤهم المنتمين للأسر المركبة النسبتين 82% و 74,2% من مجموع الذكور و الإناث على الترتيب، من خلال المقارنات السابقة يمكن القول مبدئيا و وصفا أن الأسر البسيطة تعمل على تشجيع ارتفاع المستوى التعليمي لأفرادها أكثر مقارنة من الأسر المركبة أي كلما اتجهت الأسر إلى بساطة بنيتها أدى ذلك إلى تحسن المستوى التعليمي لأفرادها و العكس صحيح.

تم في الفصل الأول من هذه الدراسة الإشارة إلى أن الأسر تتحدد بأرباب أسرها من حيث عددها و من حيث القائم على مسؤوليتها اقتصاديا و معنويا، كما أن أرباب العائلات يتحملون نوعا من المسؤولية الاقتصادية و مسؤولية معنوية على الأفراد الذين هم تحت إعالتهم المباشرة، و بحكم أن زوجات كل من أرباب الأسر و أرباب العائلات هن المسؤولات عن السلوك الخصوبي بدرجة أكبر، و لتأثر أفراد كل من الأسر و العائلات بالمستوى التعليمي لمسؤوليهم المشار إليهم، ارتأينا تسليط الضوء على خاصية المستوى التعليمي لأرباب الأسر، أرباب العائلات، زوجات أرباب الأسر و زوجات أرباب العائلات مع إبراز علاقته بانتمائهم الأسري. لهذا الغرض تم توظيف الجدول التالي رقم 55.5 الملخص لتوزيع المعنيين حسب المتغيرين البنية الأسرية و المستوى التعليمي.

جدول رقم 55.5: توزيع أرباب الأسر، أرباب العائلات، و زوجاتهم حسب البنى الأسرية

و المستوى الدراسي

المجموع	المستوى الدراسي				البنى الأسرية	
	عالي	ثانوي	متوسط	ابتدائي		
100	11,6	20,9	28,7	38,8	ذات فرد واحد	رب الأسرة
100	9,4	22,0	35,2	32,7	العديمة	
100	9,3	20,9	28,2	41,0	البسيطة	
100	8,4	19,5	27,2	43,3	الموسعة 1	
100	7,6	15,6	25,5	49,1	الموسعة 2	
100	7,4	13,5	24,9	52,5	المركبة	
100	25,0	26,8	26,8	21,4	أخرى	
100	9,2	20,3	27,9	41,7	المجموع	
100	6,0	24,6	30,3	38,9	البسيطة	زوجة رب الأسرة
100	6,3	21,2	30,9	41,4	الموسعة 1	
100	4,8	15,0	28,3	51,2	الموسعة 2	
100	4,2	26,1	24,8	44,8	المركبة	
100	0,0	0,0	33,3	66,7	أخرى	
100	5,9	23,8	30,2	40,0	المجموع	
100	8,2	28,1	40,3	23,2	الموسعة 2	رب العائلة
100	8,2	28,6	38,1	24,9	المركبة	
100	9,1	13,6	40,9	36,4	أخرى	
100	8,2	28,2	39,6	23,8	المجموع	
100	9,6	29,4	36,9	24,0	الموسعة 2	زوجة رب العائلة
100	7,2	31,1	39,4	22,3	المركبة	
100	12,5	25,0	50,0	12,5	أخرى	
100	8,8	30,0	37,8	23,4	المجموع	

من خلال الجدول أعلاه، و بشكل عام يتبين أن نسب أرباب الأسر حسب مستواهم التعليمي تتدرج عكسيا مع ارتفاع مستواهم مهما كانت البنى الأسرية التي يمثلونها، و بمقارنة نسب مستوياتهم حسب انتمائهم الأسري وجدنا أن ذوي المستوى الابتدائي تدرجت نسبهم إلى الارتفاع من الأسر البسيطة إلى الأسر المركبة من 41% إلى 52,5% من مجموع أرباب الأسر، في حين تميز أصحاب المستويات التعليمية الأخرى بالعكس أي تدرجت نحو الانخفاض فلدى ذوي المستوى المتوسط انخفضت من 28,2% لدى أرباب الأسر البسيطة إلى 24,9% لدى أرباب الأسر المركبة أما ذوو المستوى التعليمي الثانوي من 20,9% من مجموع أرباب الأسر البسيطة إلى 13,5% من مجموع أرباب الأسر المركبة، في حين انخفضت عند ذوي المستوى التعليمي العالي من القيمة 9,3% من مجموع أرباب الأسر البسيطة إلى

7,4% من مجموع أرباب الأسر المركبة، يفهم من خلال تدرج النسب السابقة نحو الارتفاع و الانخفاض أن المستوى التعليمي لأرباب الأسر تدرج من المرتفع إلى المنخفض حسب البنى الأسرية كالتالي أرباب الأسر البسيطة، أرباب الأسر الموسعة من النموذج الأول، أرباب الأسر الموسعة من النموذج الثاني ثم أرباب الأسر المركبة. و فيما يتعلق بزوجات أرباب الأسر وجدنا أن تدرج نسبهن حسب المستوى الدراسي و الأسر المنتمية إليها وافق إلى حد كبير تدرج نسب أرباب الأسر المشار إليه مهما كان المستوى الدراسي و مهما كانت البنى الأسرية المنتمية إليها زوجات أرباب الأسر أي أن مستواهن الدراسي حسب انتمائهن الأسري تدرج هو الآخر حسب ارتفاعه وفق الترتيب زوجات أرباب الأسر البسيطة، زوجات أرباب الأسر الموسعة من النموذج الأول ، زوجات أرباب الأسر الموسعة من النموذج الثاني و أخيرا زوجات أرباب الأسر المركبة.

فيما تعلق بأرباب العائلات وجدنا أن نسبة ذوي المستوى الابتدائي من مجموعهم و المنتمين إلى الأسر الموسعة من النموذج الثاني اقل من نظيرتها لدى الأسر المركبة، بينما وجدنا العكس عندما تعلق الأمر بذوي المستوى المتوسط بحيث وردت نسبة أرباب العائلات المنتمين إلى أسر موسعة من النموذج الثاني في هذا المستوى اكبر من نظيرتها لدى أرباب العائلات المنتمين إلى الأسر المركبة، بينما تساوت نسب أرباب العائلات المنتمين إلى الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة ذوي المستويين التعليميين الثانوي و العالي إذ بلغت على الترتيب 28% و 8,2% من مجموع أرباب العائلات عند كل بنية أسرية، من خلال المقارنات النسبية المذكورة يمكن القول عموما بان المستوى التعليمي لأرباب العائلات المنتمين إلى الأسر الموسعة من النموذج الثاني ارفع من المستوى التعليمي للأسر المركبة، و من خلال نسب زوجات أرباب العائلات حسب مستواهن التعليمي و انتمائهن الأسري يمكن القول بان المقارنة السابقة الخاصة بأرباب العائلات تبقى صالحة على المستوى التعليمي لزوجات أرباب العائلات حسب الانتماء الأسري.

من خلال ما تقدم يمكن القول إجمالا و وصفا بأنه كلما اتجهت الأسر نحو النووية و البساطة البنيوية عموما ارتفع المستوى التعليمي لأربابها، زوجاتهم، أرباب العائلات و زوجاتهم و العكس صحيح، أي أن البنى الأسرية و صفيا ذات تأثير على المستوى الدراسي لأفرادها عموما، لأرباب الأسر و زوجاتهم، لأرباب العائلات و زوجاتهم.

عكست البيانات الملخصة في الجداول أعلاه و صفيا في مجملها وجود علاقة بين المتغير البنية الأسرية و المتغير المستوى الدراسي لأفرادها على مستوى الأسر محل الاستهداف من طرف المسح، و بهدف تأكيد هذه العلاقة و إثباتها و كذا تعميمها على سائر الأسر الجزائرية و جب البرهنة إحصائيا على وجود هذه العلاقة و البرهنة على إمكانية تعميمها لتشمل كل الأسر الجزائرية و ذلك بتوظيف الاختبار

الإحصائي كاف مربع للاستقلالية كون المتغيرات المستهدفة كيفية، بحيث سنعمل على اختبار وجود و معنوية العلاقة بين البنى الأسرية و المستوى التعليمي لأفرادها الذين سبق لهم أن تدرسوا إجمالاً، ثم اختبار معنويتها بين المتغيرين البنى الأسرية و المستوى التعليمي للأفراد المتمدرسين حالياً فقط المعبر عنه بالمستوى الدراسي للموسم الذي سبق مباشرة تاريخ انجاز البحث بسنة واحدة. يقوم اختبارا الاستقلالية المشار إليهما على الفرضيتين الصفرية و البديلة، بحيث تنص الفرضية الصفرية H_0 على استقلال المتغيرين البنية الأسرية و المستوى التعليمي بينما تقوم الفرضية البديلة H_1 على ارتباط المتغيرين محل المتابعة أي تأثير البنى الأسرية المنتمي لها الأفراد على مستواهم التعليمي، بعد تطبيق برنامج SPSS على معطيات الجدولين رقمي 52.5 و 54.5 نحصل على النتائج المبينة أدناه على الترتيب.

اختبار الاستقلالية بين البنى الأسرية و المستوى الدراسي

Tests du Khi-deux			
	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	212,148a	24	,000
Rapport de vraisemblance	213,216	24	,000
Association linéaire par linéaire	75,052	1	,000
Nombre d'observations valides	121462		

اختبار الاستقلالية بين البنى الأسرية و المستوى الدراسي خلال سنة قبل المسح

Tests du Khi-deux			
	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	95,161a	24	,000
Rapport de vraisemblance	88,607	24	,000
Association linéaire par linéaire	,225	1	,635
Nombre d'observations valides	42881		

النتائج الأولى يخص اختبار كاف مربع للاستقلالية الأولى، إي بين المتغيرين البنية الأسرية و المستوى التعليمي لأفرادها الذين سبق لهم أن تدرسوا مهما كانت سنة تدرسه و سنة توقف مسارهم الدراسي أي المتمدرسين حالياً أو سابقاً، وجدنا من خلاله أن قيمة كاف مربع المحسوبة 96,349 التي تعد أكبر مقارنة من القيمة الجدولية لكاف مربع عند درجة الحرية 24 و مستوى المعنوية 5% ذات القيمة 36,42، كما أن القيمة الاحتمالية المرافقة للقيمة الحسابية لكاف مربع قدرها 0,000 و هي أقل من مستوى المعنوي المعمول به ذو القيمة $\alpha = 0,05$. نفس المقارنتين الخاصتين بقيمة كاف مربع و مستوى المعنوية

بقت صالحتين بالنسبة للنتائج الثاني الخاص باختبار العلاقة احصائيا بين البنى الأسرية و المستوى التعليمي للأفراد المتمدرسين للموسم السابق مباشرة لتاريخ انجاز المسح بسنة واحدة، و عليه ترفض الفرضية الصفرية في كلا الاختبارين و تقبل الفرضية البديلة في كليهما، و بناء على قبول الفرضية البديلة يمكن القول بان المستوى التعليمي للأفراد سواء للمتمدرسين حاليا أو متمدرسين في وقت سابق مرتبط بمتغير البنية الأسرية التي ينتمون إليها، أي أن العلاقة بين البنى الأسرية للأفراد و مستواهم التعليمي المستنتجة وصفا من خلال بيانات الجداول السابقة معنوية و مثبتة إحصائيا و يمكن تعميمها على سائر الأسر الجزائرية كما يمكن القول بان البنى الأسرية تعمل على التأثير على المستوى التعليمي للأفراد بتعبير آخر يختلف المستوى التعليمي للأفراد باختلاف انتمائهم الأسري و أن المستوى التعليمي للأفراد في تحسن كلما اتجهت الأسر الجزائرية نحو البساطة في بنيتها.

بعد البرهنة الإحصائية على وجود العلاقة و الارتباط بين البنية الأسرية و المستوى التعليمي للأفراد حسب انتمائهم الأسري يمكن حساب هذه العلاقة كليا عن طريق معاملات الارتباط الخاصة بذلك، و يمكن اعتبار معامل الاقتران كمعامل ارتباط مناسب لهذه الغاية بحكم أن المتغير البنية الأسرية كفي غير قابل للترتيب، و بتطبيق البرنامج الإحصائي SPSS على معطيات الجدولين رقمي 52.5 و 54.5 يمكن حساب معامل الارتباط بين المتغيرين البنية الأسرية و المستوى التعليمي لأفرادها المتمدرسين مهما كانت سنة توقعهم عن الدراسي التي يتحدد بها مستواهم الدراسي و بين المتغيرين البنية الأسرية و المستوى التعليمي للأفراد المتمدرسين للموسم السابق لتاريخ انجاز المسح، و في نفس الوقت يمكن اختبار معنوية معاملي الارتباط المحسوبين، النتائج المتوصل إليها ملخصة فيما يلي:

معاملات الارتباط بين البنى الأسرية و المستوى الدراسي

Mesures symétriques			
		Valeur	Signification approximée
Nominal par Nominal	Phi	,042	,000
	V de Cramer	,021	,000
	Coefficient de contingence	,042	,000
Nombre d'observations valides		121462	

معاملات الارتباط بين البنى الأسرية و المستوى الدراسي خلال سنة قبل المسح

Mesures symétriques			
		Valeur	Signification approximée
Nominal par Nominal	Phi	,047	,000
	V de Cramer	,024	,000
	Coefficient de contingence	,047	,000
Nombre d'observations valides		42881	

من خلال الجدول الأول نجد أن معامل الارتباط المعبر عنه بمقارن الاقتران بين البنى الأسرية و المستوى التعليمي للأفراد المنتمين إليها الذين سبق أن تدرسوا أو متدرسين حاليا في حدود 0,05 الذين يعكس ضعف العلاقة بين المتغيرين بالرغم من وجودها، فيما يخص القيمة الاحتمالية الموافقة له وجدناها مساوية للقيمة 0,000 مما يدل على أن معامل الارتباط المحسوب معنويا يختلف عن الصفر و ذو دلالة إحصائية و التي من خلالها نستدل على وجود علاقة تمتاز بنوع من الضعف بين البنى الأسرية للأسر الجزائرية و المستوى التعليمي لأفرادها، و من خلال الناتج الثاني الخاص بكمية العلاقة بين البنى الأسرية و المستوى التعليمي للأفراد المتدرسين خلال الموسم الذي سبق تاريخ انجاز المسح مصدر المعطيات بسنة واحدة وجدنا تقريبا نفس الناتج الأول بحيث وردت قيمة معامل الاقتران بين المتغيرين محل المتابعة 0,05 التي نستنتج منها وجود العلاقة و لكن كميا ضعيفة و الأكثر أهمية من قيمة العلاقة نفسها هو معنويتها الإحصائية بحيث القيمة المرافقة للمعامل المحسوب 0.000 اقل و بكثير من مستوى المعنوية $\alpha = 0,05$ مما يؤكد أن المعامل المتوصل إليه معنويا يختلف عن الصفر و ذو دلالة إحصائية و يمكن أن يمس و أن يعمم على سائر الأسر الجزائرية.

2.6.2.5 - التراكيب العائلية و خاصية المستوى التعليمي:

بنفس الخطوات و بنفس المنطق الذي تم به كشف خواص المستوى التعليمي للأسر من حيث بناها الأسرية سنعمل على كشف هذه الخاصية من حيث تراكيبها العائلية كون من المحتمل أن تعمل هذه الأخيرة في التأثير على المستوى التعليمي للأفراد المنتمين إليها بحكم أنها بنيت على معيار صلة القرابة بين رب الأسرة و باقي الأفراد الخارجين عن عائلته كانوا أفرادا أو عائلات ثانوية أي على معيار الاتجاه العائلي فمن شأن هذا الاتجاه أن يعمل على تشجيع الأفراد في الدراسة و مواصلتها إلى مستويات مرتفعة كما من شأنه أن يعمل على عكس ذلك، و لكشف هذه العلاقة بين الاتجاهات العائلية و المستوى التعليمي للأفراد نكون بطريقة غير مباشرة قد كشفنا تأثير هذه الاتجاهات على المستوى التعليمي و بطريقة مباشرة قد إبراز خاصية المستوى التعليمي للأسر عند كل اتجاه عائلي أي عند كل تركيبة عائلية، للوصول إلى هذه الغاية وظفنا الجداول المركبة الواردة أسفله و التي لخصت النسب تقاطعيا بين التراكيب العائلية و المستوى التعليمي للأفراد بشكل إجمالي ثم بشكل أكثر تفصيلا للأفراد المتدرسين للسنة التي سبقت تاريخ المسح مباشرة، لأرباب الأسر، زوجاتهم، أرباب العائلات و زوجاتهم.

و بعد أن تتضح معالم العلاقة وصفيًا في وجودها عن طريق استقراء البيانات الموردة على شكل نسب سنعمل على البرهنة إحصائيا و قياسها كميا بأساليب إحصائية مناسبة لذلك. فبدائية و جب معرفة توزيع الأفراد البالغين أكثر من ستة سنوات حسب انتمائهم إلى التراكيب العائلية و تدرسهم سابقا أو حاليا الذي يعبر عنه بالتحاقهم إلى المدارس و التي بدورها تعكس مدى انتشار أو انحصار تفشي ظاهرة الأمية بين

مختلف التراكيب العائلية للأسر، و النسبة المتمدرسة منهم يتم دراسة توزيع أفرادها حسب انتمائهم الى التراكيب العائلية.

جدول رقم 56.5: توزيع الأفراد حسب التراكيب العائلية و الالتحاق بالمدارس

المجموع	الالتحاق بالمدارس		التراكيب العائلية
	لا	نعم	
100	37,2	62,8	عديمة التركيب العائلية
100	21,1	78,9	التركيب البسيطة
100	31,9	68,1	التركيب التصاعدي
100	27,2	72,8	التركيب التنازلية
100	22,2	77,8	التركيب العرضية
100	29,4	70,6	التركيب المركبة
100	27,1	72,9	تراكيب أخرى
100	23,0	77,0	المجموع

من خلال الجدول أعلاه، يتبين أن أفراد التركيب العائلية البسيطة مثلوا أكبر النسب للأفراد الذين التحقوا بالمدارس و ذلك بتسجيلهم 78,9% من مجموع أفراد أسر التركيب البسيطة المعنيين بالتمدرس، أتت بعدها نسبة الملتحقين بالمدارس من مجموع أفراد التركيب العرضية الذين مثلوا 77,8% بينما بلغت أقل نسبة للملتحقين بالمدارس من مجموع الأفراد المعنيين بالتمدرس تلك التي مثلها الأفراد المنتمون إلى الأسر عديمة التركيب العائلية، عموما يظهر من خلال الجدول أعلاه أن نسب الملتحقين بالمدارس قاربت أو فاقت القيمة 70% مهما كانت التراكيب العائلية المنتمين إليها، كما يعكس تفاوتنا نسبيا بين نسب الملتحقين بالمدارس أي القادرين على الكتابة و القراءة بين مختلف التراكيب العائلية. و لإبراز التباين في توزيع الأفراد الذين التحقوا بالمدارس سواء حاليا أو سبق لهم ذلك خلال السنوات السابقة حسب المتغيرين انتمائهم إلى التراكيب العائلية و الجنس بهدف مقارنة تفشي ظاهرة الأمية تقنيا بين الجنسين أي انعدام الالتحاق بالمدارس وظفنا الجدول التالي لبلوغ لهذه الغاية.

جدول رقم 57.5: توزيع الأفراد حسب التراكيب العائلية و الالتحاق بالمدارس

الالتحاق بالمدارس						التراكيب العائلية
الجنسين معا		الإناث		الذكور		
لا	نعم	لا	نعم	لا	نعم	
37,2	62,8	49,8	50,2	16,1	83,9	عديمة التركيبية العائلية
21,1	78,9	26,1	73,9	16,3	83,7	التركيبية البسيطة
31,9	68,1	43,0	57,0	18,4	81,6	التركيبية التصاعدية
27,2	72,8	33,2	66,8	21,2	78,8	التركيبية التنازلية
22,2	77,8	29,2	70,8	15,7	84,3	التركيبية العرضية
29,4	70,6	41,1	58,9	15,6	84,4	التركيبية المركبة
27,1	72,9	34,5	65,5	18,7	81,3	تراكيب أخرى
23,0	77,0	29,0	71,0	17,1	82,9	المجموع

من خلال الجدول أعلاه، و عموما يظهر أن نسب الملتحقين بالمدارس اكبر من نسب غير الملتحقين و بشكل جد هام مهما كان جنسهم و مهما كانت التركيبية العائلية المنتمين إليها و لكن بنوع من التفاوت بين هذه التراكيب لكلى الجنسين، كما يتبين من خلال النسب الواردة أعلاه أن الذكور أكثر التحاقا من الإناث مهما كانت التركيبية العائلية المنتمين إليها و يفهم من هذا أن انتشار ظاهرة الأمية بين الإناث مهما كانت التركيبية العائلية المنتميات إليها أكثر حدة من الذكور، و بتركيز الملاحظة عند كل تركيبية عائلية بشكل مستقل وجدنا أن نسب الملتحقين بالمدارس من جنس الذكور المنتمين للأسر ذات التركيبتين العائليتين المركبة و العرضية مثلوا نسبتين متساويتين بقيمة 84,3% من مجموع ذكور كل تركيبية و تعد الأكبر مقارنة بباقي التراكيب و لكن الملحوظ أن الإناث الملتحقات بالمدارس لنفس التركيبتين لم تمثل نسبة بنفس أهمية نسب الذكور كليا و بالأخص لدى التركيبية العائلية المركبة التي لم تمثل إناتها المتمدرسات سوى النسبة 58,9%، قاربتهما كليا و إلى حد كبير نسبة الذكور المتمدرسين لدى أسر التركيبية البسيطة ذات المقدار 83,7% من مجموع الذكور كما تماشى مع ارتفاع نسبة الذكور نسبة الإناث المتمدرسات التي بلغت 73,9% من مجموع إناث التركيبية البسيطة و التي تعد في نفس الوقت ارفع نسبة للإناث مقارنة بنسب الإناث لباقي التراكيب العائلية، يفهم عموما و وصفا من خلال النسب أعلاه أن نسب التمدرس تباينت بين الذكور و الإناث كما تباينت من تركيبية إلى أخرى و انه كلما اتجهت الأسر نحو البساطة في توجهها العائلي

أدى ذلك إلى ارتفاع نسب التمدرس و بالأخص لدى الإناث و بالتالي فان هذا التوجه العائلي يعمل على الحد من انتشار ظاهرة الأمية خاصة عند الإناث و العكس صحيح حيال التوجه نحو التعقيد و التركيب في الاتجاه العائلي للأسر.

تتوزع نسب الأفراد الملتحقين بالمدارس حسب انتمائهم إلى التراكيب العائلية للأسر و مستواهم التعليمي بشكل جد متباين بين مختلف المستويات التعليمية و هذا ما يبينه الجدول التالي الذي لخصنا فيه المعطيات المتعلقة بانتماء الأفراد المتمدرسين سابقا أو حاليا بشكل تقاطعي تم التعبير عنه بنسب مئوية من مجموع أفراد كل تركيبة عائلية عند كل مستوى تعليمي.

جدول رقم 58.5: توزيع الأفراد حسب التراكيب العائلية و المستوى الدراسي

المجموع	المستوى الدراسي					التراكيب العائلية
	عالي	ثانوي	متوسط	ابتدائي	تحضيري	
100	9,7	23,0	32,3	34,2	0,8	العديمة
100	7,9	19,3	33,4	38,4	0,9	البسيطة
100	6,7	18,0	32,7	41,4	1,1	التصاعدية
100	8,4	22,1	36,0	32,5	1,0	التنازلية
100	7,9	19,0	33,6	38,4	1,0	العرضية
100	7,7	21,5	35,0	35,0	0,8	المركبة
100	8,8	20,8	33,1	36,3	1,0	أخرى
100	8,0	19,7	33,8	37,6	0,9	المجموع

من خلال الجدول أعلاه، و بالتركيز على كل مستوى دراسي بشكل مستقل وجدنا أن أكبر النسب التي مثلها الأفراد ذوي المستوى الابتدائي ذات القيمة 41,4% هي التي سجلها المنتمون إلى الأسر ذات التركيبة التصاعدية مقارنة بباقي التراكيب العائلية، في حين سجل المنتمون إلى الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية كمقارنة مع باقي التراكيب العائلية أكبر النسب لذوي المستويين التعليميين المتوسط و الثانوي ببلوغهما 36% و 22,1% على التوالي من مجموع المتمدرسين، بينما أكبر نسبة لذوي المستوى التعليمي العالي مثلها الأفراد المنتمون إلى الأسر ذات التركيبة العائلية أخرى و قدرها 8,8%. و كمقارنة عامة من حيث المستوى التعليمي لدى أفراد أسر كل تركيبة عائلية وجدنا أن ذوي المستوى التعليمي المتوسط فما اقل مثلوا أكبر نسبهم لدى الأسر ذات التركيبتين العائليتين التصاعدية و العرضية و قدرهما 75,2% و 73%

على الترتيب بينما اقل النسب للأفراد في نفس المستوى مثلها الأفراد المنتمون إلى الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية ذات القيمة 69,5% يمكن إرجاع التباين الملحوظ في هذه النسب إلى طبيعة تشكيلة الأفراد في كل تركيبة عائلية كون أن الأسر ذات التركيبة التنازلية تحوي أفرادا في اتجاه تنازلي بالنسبة لرب الأسرة كالأبناء و الأحفاد مثلا و نظرا لفتوة هذه الشريحة من الناحية العمرية فهي ذات حظوظ كبيرة للمدرس و بالتالي تحسن المستوى الدراسي لأفراد هذه الأسر نفس الفكرة تنطبق على أفراد أسر التركيبة العائلية البسيطة في حين نجد العكس بالنسبة للأفراد المنتمين للأسر ذات التركيبين المركبة و العرضية و هذا ما يبرزه الجدول رقم 35.5 الخاص بتوزيع الأفراد حسب العمر و الجنس و بشكل أوضح الأهرام العمرية المتعلقة بأفراد كل تركيبة عائلية المنجزة اعتمادا على بياناته.

قصد مقارنة المستوى التعليمي بين الجنسين الذكور و الإناث من مجموع الأفراد السابق لهم التمدرس أو المتدربين حاليا حسب انتمائهم إلى التراكيب العائلية تم إدراج متغير الجنس على بيانات الجدول السابق، و ذلك بهدف كشف تأثير متغير الجنس على المستوى التعليمي للأفراد من ناحية و من ناحية أخرى معرفة اثر التراكيب العائلية للأسر على تحسين المستوى الدراسي للإناث التي تعمل أي معرفة التراكيب العائلية التي تعمل على تشجيع مواصلة تمدرس الإناث و التراكيب العائلية التي تعمل على عكس ذلك، بحكم أن تمدرس الإناث يعمل على التأثير على جملة من المتغيرات الأخرى.

جدول رقم 59.5: توزيع الأفراد حسب التراكيب العائلية، المستوى الدراسي و الجنس

المجموع	المستوى الدراسي										التراكيب العائلية	
	عالي		ثانوي		متوسط		ابتدائي		تحضيري			
	ذكر	أنثى	ذكر	أنثى	ذكر	أنثى	ذكر	أنثى	ذكر	أنثى		
100	100	10,1	9,3	23,8	22,2	28,2	36,4	37,0	31,3	0,8	0,8	العديمة
100	100	8,6	7,4	20,5	18,3	30,4	36,0	39,6	37,4	0,9	0,9	البسيطة
100	100	7,6	6,0	18,5	17,7	31,2	34,0	41,6	41,3	1,1	1,0	التصاعدية
100	100	9,4	7,6	22,2	21,9	33,1	38,4	34,5	30,9	0,9	1,2	التنازلية
100	100	8,5	7,5	18,8	19,1	31,5	35,3	40,4	36,9	0,7	1,2	العرضية
100	100	8,0	7,4	22,8	20,4	31,3	38,0	37,2	33,3	0,8	0,8	المركبة
100	100	9,2	8,5	22,0	19,7	30,7	35,2	37,0	35,6	1,1	1,0	أخرى
100	100	8,7	7,4	20,7	18,9	30,8	36,2	38,8	36,6	0,9	1,0	المجموع

من خلال البيانات الملخصة في الجدول أعلاه، يتضح أن الإناث سجلت نسباً في المستويات الابتدائي، الثانوي و العالي اكبر من النسب التي مثلها الذكور مهما كانت التركيبة العائلية للأسر، اكبر النسب المتعلقة بالمستوى الابتدائي تم تسجيلها لدى أسر التركيبة العائلية بقيمة 41,6% من مجموع الإناث المنتمات لأسر هذه التركيبة أما أكبرها في المستوى الثانوي فقيمتها 23,8% من مجموع الإناث المنتمات لأسر عديمة التركيبة العائلية، أما اكبر النسب المتعلقة بالمستوى العالي فقيمتها 10,1% من مجموع إناث الأسر عديمة التركيبة العائلية. بينما مثل الذكور نسباً اكبر في المستوى التعليمي المتوسط اكبر من النسب التي مثلتها الإناث مهما كانت التركيبة العائلية أكبرها التي مثلها ذكور الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية بقيمة 38,4% من مجموع الذكور في هذه التركيبة. يفهم عموماً من خلال النسب الواردة في الجدول أعلاه و من خلال مقارنتها بين الجنسين أن الإناث ذوات مستوى تعليمي ارفع نسبياً من الذكور بحكم التقارب بين نسب الجنسين مهما كانت التركيبة العائلية و يظهر هذا التقارب جلياً في المستوى التعليمي العالي ، أي أن متغير الجنس ذو تأثير نسبياً ضعيف على المستوى التعليمي عند إدراجه كمتغير مراقبة لتتبع تأثير التراكيب العائلية على المستوى التعليمي.

عموماً الجدولان السابقان لا يعكسان بصدق تام مدى تأثير متغير التركيبة العائلية على متغير المستوى التعليمي للأفراد المنتميين إليها كون أن متغير التركيبة العائلية في تغير مستمر على عكس متغير المستوى التعليمي الذي يتحدد بأخر موسم دراسي فعلية للفرد و ليس بالضروري أن تكون السنة التي توقف فيها المسار الدراسي للفرد قبل سنتين أو ثلاث أو عشر سنوات أو حتى أكثر منتمياً لأسرة ذات تركيبة عائلية مثل التي ينتمي إليها سنة انجاز المسح و لهذا السبب وظفنا متغير آخر يعكس المستوى التعليمي للفرد و في نفس الوقت يضمن انتماءه لأسرة ذات تركيبة عائلية تعكس التركيبة العائلية التي ينتمي لها فعلاً سنة انجاز المسح و المتغير المناسب لهذا الغرض هو المستوى الدراسي للأفراد خلال الموسم الدراسي أو الجامعي الذي سبق تاريخ انجاز المسح بسنة واحدة. و لإبراز تأثير متغير التركيبة العائلية للأسر على المستوى الدراسي للأفراد المنتميين إليها استعمالاً لمتغير المستوى الدراسي للأفراد للموسم الذي سبق تاريخ انجاز المسح بسنة واحدة تم توظيف الجدول المتقاطع التالي الذي لخصنا فيه البيانات على شكل نسب.

جدول رقم 60.5: توزيع الأفراد حسب التراكيب العائلية و المستوى الدراسي للموسم قبل سنة المسح

المجموع	المستوى الدراسي للموسم قبل سنة المسح					التراكيب العائلية
	عالي	ثانوي	متوسط	ابتدائي	تحضيري	
100	11,8	18,9	28,3	40,9	0,0	عديمة التركيبة العائلية
100	6,3	13,3	25,5	52,9	2,1	التركيبة البسيطة
100	5,8	11,5	25,0	55,1	2,5	التركيبة التصاعدية
100	8,4	14,2	24,3	50,4	2,8	التركيبة التنازلية
100	5,0	14,0	26,2	53,2	1,5	التركيبة العرضية
100	6,3	13,1	24,3	53,6	2,7	التركيبة المركبة
100	7,6	13,9	22,4	53,8	2,4	تراكيب أخرى
100	6,4	13,3	25,3	52,8	2,2	المجموع

بمقارنة بيانات الجدول أعلاه مع البيانات الملخصة في الجدول رقم 59.5 وجدنا تفاوتاً كبيراً بين نسب الجدولين بحكم أن النسب التي أوردناها في الجدول رقم 60.5 تخص توزيع مجمل الأفراد الذين تدرسوا سابقاً و المتدرسين حالياً بينما معطيات الجدول أعلاه تخص الأفراد المتدرسين حالياً فقط، و من خلال الجدول أعلاه و باستثناء الأسر عديمة التركيبة العائلية وجدنا أن الأفراد ذوي المستوى الابتدائي فاقت نسبهم 50% مهما كانت التركيبة العائلية أكبر نسبهم سجلت لدى الأسر ذات التركيبتين العائليتين المركبة و أخرى بقيمتي 53,6% و 53,8% على الترتيب، أما الأفراد ذوو المستوى التعليمي المتوسط فسجلوا أكبر نسبهم من بين مجموع أفراد أسر التركيبتين العائليتين العرضية و البسيطة بقيمتي 26,2% و 25,5%، أما في المستوى الثانوي فكانت أكبر النسب تسجيلاً لدى أفراد أسر التركيبة العائلية التنازلية بقيمة 14,2% في حين كانت النسبة الأغلب لذوي المستوى التعليمي العالي 8,4% و 6,3% من مجموع أفراد التركيبتين التنازلية و البسيطة على الترتيب.

و بمراعاة المستوى الدراسي في شكله العام، وجدنا أن الأفراد ذوو المستوى التعليمي الثانوي فما فوق مثلوا أقل نسبهم من مجموع أفراد الأسر ذات التراكيب التصاعدية، العرضية و المركبة بالقيم 17,3%، 19%، و 19,4% من مجموع أفراد كل تركيبة بينما مثل نظراؤهم في الأسر ذات التركيبتين التنازلية و البسيطة 22,6% و 19,6%، يُفهم من الناحية الوصفية و بشكل مبدئي من خلال المقارنات المذكورة سواء الجزئية أو العامة و من خلال الجدول رقم 58.5 الخاص بتوزيع الأفراد حسب التراكيب العائلية

و الالتحاق بالمدارس أن الأسر ذات الاتجاه البسيط في تركيبها تعمل على تحسين و تشجيع المستوى الدراسي لأفرادها و على العكس تماما تعمل الأسر ذات الاتجاه الأكثر تعقيدا على خفض المستوى الدراسي لأفرادها.

على ضوء الطرح القائل أن المستوى التعليمي لأرباب الأسر و زوجاتهم، أرباب العائلات و زوجاتهم يعمل على التأثير سواء بطريقة مباشرة أو غير مباشرة على الأفراد الذين تحت مسؤوليتهم بحكم ان ذوي المستوى التعليمي المرتفع من مجموعهم يعملون على التشجيع و الحرص على إيصال الأفراد الذين تحت مسؤوليتهم إلى مستويات تعليمية ارفع قدر الإمكان بطرق أكثر جدية و أكثر نفعا من أرباب الأسر و أرباب العائلات ذوي المستويات التعليمية غير المرتفعة، سنعمل على كشف خاصية المستوى التعليمي لكل من أرباب اسر، زوجات أرباب اسر، أرباب العائلات و زوجات أرباب العائلات و في نفس الوقت المقارنة بين مستوياتهم حسب انتمائهم إلى التراكيب العائلية للأسر و لهذه الغاية تم توظيف الجدول التالي.

جدول رقم 61.5: توزيع أرباب الأسر، أرباب العائلات، و زوجاتهم حسب التراكيب العائلية و المستوى الدراسي

المجموع	المستوى الدراسي				التراكيب العائلية	
	عالي	ثانوي	متوسط	ابتدائي		
100,0	10,8	21,5	31,6	35,7	العديمة	رب الأسرة
100,0	9,4	21,2	28,5	40,4	البسيطة	
100,0	7,5	21,3	29,5	40,5	التصاعدية	
100,0	6,0	8,6	15,2	66,3	المتنازلية	
100,0	8,9	16,2	30,8	43,4	العرضية	
100,0	9,1	25,2	32,9	32,2	المركبة	
100,0	11,2	19,3	29,2	38,7	أخرى	
100,0	9,2	20,6	28,2	41,1	المجموع	
100,0	6,0	24,6	30,3	38,9	البسيطة	زوجة رب الأسرة
100,0	6,3	21,5	32,0	40,1	التصاعدية	
100,0	2,1	8,5	17,0	70,8	المتنازلية	
100,0	8,0	18,8	33,3	39,9	العرضية	
100,0	5,3	26,1	37,9	30,6	المركبة	
100,0	7,0	21,8	28,8	42,4	أخرى	
100,0	5,9	23,8	30,2	40,0	المجموع	
100,0	0,0	25,0	12,5	62,5	التصاعدية	رب العائلة
100,0	8,3	28,6	40,3	22,7	المتنازلية	
100,0	7,4	25,0	36,8	29,4	العرضية	
100,0	7,9	27,0	34,5	30,7	المركبة	
100,0	8,8	22,8	39,5	28,9	أخرى	
100,0	8,2	28,2	39,6	23,8	المجموع	
100,0	0,0	0,0	0,0	100,0	التصاعدية	
100,0	9,1	29,6	37,8	23,6	المتنازلية	
100,0	8,5	29,8	36,2	25,5	العرضية	
100,0	5,2	31,4	40,8	22,5	المركبة	
100,0	10,8	37,8	32,4	18,9	أخرى	
100,0	8,8	30,0	37,8	23,4	المجموع	

من خلال الجدول أعلاه مع استثناء الأسر عديمة التركيبة العائلية و الأسر ذات التركيبة أخرى و بتركيز الملاحظة على المستوى الدراسي لأرباب الأسر للمقارنة بين التراكيب العائلية التي يمثلونها تبين ان أرباب الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية مثلوا أكبر النسب من ذوي المستوى الابتدائي التي بلغت 66,3% بينما مثلوا أقل النسب فيما يخص المستويات التعليمية الأخرى، أما أقل النسب في المستوى الابتدائي فقد خصت أرباب أسر التراكيب العائلية المركبة و التي بلغت 32,2% و الذين بدورهم مثلوا أكبر النسب في المستويين المتوسط و الثانوي بقيمتي 32,9% و 25,2%، و بخصوص المستوى التعليمي العالي فكانت أكبر النسب تخص أرباب الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة بقيمة 9,4% أما أقلها فمثلها أرباب الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية بقيمة 6% من مجموع أرباب الأسر لهذه التركيبة.

و بخصوص نسب زوجات أرباب الأسر حسب المستوى التعليمي و انتمائهن الى التراكيب العائلية فقد لاحظنا وجود تطابق بينها و بين نسب أرباب الأسر من حيث الترتيب و بالضبط من حيث أكبر و أقل النسب عند كل مستوى دراسي، هذا التطابق يعكس مدى التقارب في المستوى التعليمي و المستوى الثقافي بين الأزواج الذي من شأنه أن يخلق نوعا من التقارب و التوافق في وجهات النظر التي تعكس و تترجم الثقافة و السلوك الديموغرافيين بين الأزواج، شذ عن التطابق في النسب المشار إليه ذوات المستوى التعليمي العالي بحيث مثلت زوجات أرباب الأسر للتراكيب العرضية النسبة الأكبر بقيمة 8% أما أقل النسب فقد مثلتها زوجات أرباب الأسر للتركيبة التنازلية بقيمة 2,1% من مجموع زوجات أرباب الأسر لهذه التركيبة.

تميز توزيع نسب أرباب العائلات حسب مستواهم الدراسي و انتمائهم الى التراكيب العائلية بتباين جد هام، بحيث مثل أرباب العائلات في التركيبة العائلية ذوي المستوى الابتدائي النسبة الأكبر مقارنة بباقي التراكيب العائلية و التي بلغت 62,5% و في نفس الوقت مثلوا النسب الأقل للمستويين المتوسط و الثانوي و ذلك بتسجيلهما القيمتين 12,5% و 25% في حين انعدمت نسبتهم من ذوي المستوى التعليمي العالي، في الترتيب المناقض تماما وردت نسب أرباب العائلات المنتمين للأسر ذات التراكيب العائلية التنازلية حسب مستواهم التعليمي إذ مثلوا أقل النسب لدى المستوى الابتدائي و التي بلغت قيمتها 22,7% بينما مثلوا أكبر النسب للمستويات الأخرى المتوسط، الثانوي و العالي بتسجيلهم 40,3%، 28,6% و 8,3%، و بخصوص أرباب العائلات المنتمين للأسر ذات التركيبتين العائليتين العرضية و المركبة فقد تقاربت نسبهم حسب المستوى التعليمي إلى حد ملحوظ مهما كان المستوى الدراسي. يمكن القول بأن الملاحظات المتعلقة بالتوزيع النسبي لأرباب العائلات من حيث الترتيب و الأهمية بقيت نفسها عند تعلق الأمر بالتوزيع النسبي لزوجات أرباب العائلات حسب مستواهن التعليمي و انتمائهن إلى التراكيب العائلية للأسر.

يمكن إرجاع سبب التناظر أي التناقض بين ترتيب توزيع نسب أرباب العائلات و زوجاتهم المنتمين الى التركيبتين العائليتين التصاعدية و التنازلية إلى طبيعة الأفراد الحاملين لصفة رب العائلة و صفة زوجة رب العائلة أي المسؤولون عن الأنوية الثانوية و طبيعة صلتهم القرابية برب الأسرة، بحيث تحوي الأسر ذات التركيبية العائلية التصاعدية انوية ثانوية ذات اتجاه تصاعدي بالنسبة لرب الأسرة و عليه كما بينه الجدول رقم 2.5 الخاص بتوزيع العائلات الثانوية حسب صلة القرابة برب الأسرة يكون المسؤولون عنها أب، عم، خال أو جد رب الأسرة أو احد أصول زوجة رب الأسرة و كل الأفراد المذكورين يكونون ذوي أعمار نسبيا كبيرة كما تكون زوجاتهم متميزات بأعمار كبيرة مما انقص من حظوظ تدرسهن سابقا كون الفترات الزمنية التي عاشوا فيها صباهم تميزت بنوع من شح المؤسسات التربوية ، في المقابل تحوي الأسر ذات التركيبية العائلية التنازلية انوية ثانوية ذات اتجاه تنازلي بالنسبة لرب الأسرة أي أن معيّلها تكون صلة قرابتهم برب الأسرة ابن، حفيد، ابن أخ، ابن أخت أو احد فروع زوجة رب الأسرة و بالتالي يكونون في الغالب ذوي أعمار تتميز بالصغر مما جعلهم يواكبون زمنا توفر المؤسسات التربوية و أتاح لهم فرصة التمدرس و مواصلته لبلوغ مستويات اكبر من الأجيال السابقة لهم.

من خلال ما تقدم يمكن القول أن الأسر ذات التركيبية العائلية البسيطة تتميز بمستوى تعليمي ارفع لأرباب أسرها مقارنة بالمستوى الدراسي لأرباب أسر باقي التراكيب العائلية، كما ان المستوى التعليمي لأرباب العائلات و زوجاتهم يتأثر بالتركيبية العائلية للأسر المنتمين إليها فالأسر ذات التركيبية التنازلية تميز أرباب العائلات المنتمين إليها بمستوى تعليمي ارفع من باقي أرباب العائلات في الأسر ذات التراكيب العائلية الأخرى، و عليه فان طرحنا السابق القائل بارتفاع المستوى التعليمي للأفراد كلما ارتفع المستوى التعليمي لكل من أرباب الأسر المنتمين إليها و أرباب العائلات المسؤولين عنهم و هذا ما تؤكدُه وصفا بيانات الجدولين رقمي 60.5 و 62.5 الخاصين على الترتيب بتوزيع الأفراد حسب المستوى التعليمي و حسب المستوى التعليمي خلال الموسم الدراسي السابق لتاريخ انجاز المسح بسنة واحدة.

أوحى لنا البيانات الملخصة في الجداول أعلاه من الناحية الوصفية وجود علاقة بين المتغير التركيبية العائلية للأسر و المتغير المستوى الدراسي على مستوى الأسر محل الاستهداف من طرف المسح، و بهدف تأكيد هذه العلاقة و إثباتها إحصائيا من جهة، و من جهة أخرى لتعميم هذه العلاقة على سائر الأسر الجزائرية و جب الاستعانة بالاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية كون المتغيرين محل المتابعة كفيان، بحيث سنعمل على اختبار وجود و معنوية العلاقة بين التراكيب العائلية و المستوى التعليمي لأفرادها الذين سبق لهم أن تدرسوا إجمالا، ثم اختبار معنويتها بين المتغيرين التراكيب العائلية و المستوى التعليمي للأفراد المتمدرسين حاليا فقط المعبر عنه بالمستوى الدراسي للأفراد خلال الموسم الذي سبق مباشرة تاريخ انجاز المسح بسنة واحدة. يقوم الاختباران المشار إليهما على الفرضيتين الصفرية و البديلة، بحيث تنص

الفرضية الصفرية H_0 على استقلال المتغيرين التراكيب العائلية و المستوى التعليمي بينما تقوم الفرضية البديلة H_1 على ارتباط المتغيرين اي تأثير التراكيب العائلية للأسر المنتمية لها الأفراد على مستواهم التعليمي، بعد تطبيق برنامج SPSS على معطيات الجدولين رقمي 60.5 و 62.5 تحصلنا على النتائج المبينة أدناه على الترتيب.

اختبار الاستقلالية بين التراكيب العائلية للأسر و المستوى الدراسي

Tests du Khi-deux			
	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	230,480	24	,000
Rapport de vraisemblance	231,911	24	,000
Association linéaire par linéaire	53,774	1	,000
Nombre d'observations valides	121462		

اختبار الاستقلالية بين التراكيب العائلية للأسر و المستوى الدراسي خلال سنة قبل المسح

Tests du Khi-deux			
	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	72,366	24	,000
Rapport de vraisemblance	72,238	24	,000
Association linéaire par linéaire	,543	1	,461
Nombre d'observations valides	42937		

تبين من خلال ناتج الاختبار الأول بين المتغيرين التركيبية العائلية للأسر و المستوى الدراسي للأفراد السابق لهم التمدرس او المتمدرسين حاليا وجود علاقة معنوية ودالة احصائيا كون قيمة احصائية كاف مربع المحسوبة 230,48 اكبر من قيمة كاف مربع الجدولة ذات القيمة 36,42 المستخرجة من جدول توزيع كاف مربع عند درجة الحرية 24 و مستوى المعنوية 5% كما ان القيمة الاحتمالية المرافقة للقيمة المحسوبة لكاف مربع قدرها 0,000 و هي اقل من مستوى المعنوي المعمول $\alpha = 0,05$ ، و عليه يمكن القول بان التراكيب العائلية للأسر الجزائرية تؤثر على المستوى الدراسي للأفراد المنتمين اليها.

ابرز ناتج الاختبار الثاني لكاف مربع للاستقلالية المتعلق بالمتغيرين التركيبية العائلية للأسر و المستوى الدراسي للأفراد خلال الموسم الذي سبق مباشرة تاريخ انجاز المسح بسنة واحدة قيمة لإحصائية كاف مربع المحسوبة قدرها 72,366 و التي تعد اكبر من قيمة نظيرتها المجدولة ذات القيمة 36,42 المستخرجة من جدول توزيع كاف مربع عند درجة الحرية 24 و مستوى المعنوية 5% و قيمة احتمالية قدرها 0,000 و التي تعد اقل مقارنة من مستوى المعنوي المعمول $\alpha = 0,05$ ، من خلال المقارنتين المذكورتين نرفض الفرضية الصفرية القائمة على الاستقلالية و نقبل الفرضية البديلة التي تفيد بارتباط المتغيرين محل الاختبار و عليه يمكن القول بوجود علاقة بينهما و ان التراكيب العائلية للأسر الجزائرية تؤثر على المستوى الدراسي للأفراد المنتمين إليها خلال الموسم السابق لانجاز المسح.

من خلال الاختبارين السابقين يمكن القول بوجود علاقة بين التراكيب العائلية للأسر الجزائرية و المستوى الدراسي للأفراد المنتمين إليها سواء المتدرسين سابقا أو المتدرسين حاليا اي المتدرسين خلال الموسم السابق لانجاز المسح أي أن التراكيب العائلية تعمل على التأثير في المستوى الدراسي السابق و الحالي لأفرادها و بالتالي يمكن القول بان ما تم استخلاصه من خلال التتبع الوصفي و استقراء البيانات الملخصة في الجدولين رقم 59.5 و 61.5 مثبت إحصائيا أي التركيبية العائلية البسيطة تعمل على التشجيع في رفع المستوى الدراسي لأفرادها أي التأثير إيجابا على المستوى الدراسي لأفرادها و كلما اتجهت الأسر الجزائرية نحو التراكيب الأكثر تعقيدا أدى ذلك عموما إلى الخفض من المستوى الدراسي لأفرادها.

بعد أن تم إثبات وجود العلاقة إحصائيا بين المتغير التركيبية العائلية للأسر الجزائرية و المتغيرين المستوى الدراسي لأفرادها الحالي و المستوى الدراسي لأفرادها السابق لهم التمدرس، يمكن قياس هذه العلاقة كميًا و ذلك بتوظيف معامل الارتباط الخطي الأنسب، و بحكم أن المتغير التركيبية العائلية للأسر كمي اسمي أي غير قابل للترتيب سنعتمد على معاملات الارتباط بين المتغيرات الاسمية و يكون معامل الاقتران في هذه الحالة الأكثر تعبيرًا لقياس العلاقة الجامعة بين المتغيرات كميًا، لحساب مجمل معاملات الارتباط تم الاستعانة بالبرنامج الإحصائي SPSS الذي زودنا بنتائج الملخصة فيما يلي:

معاملات الارتباط بين التراكيب العائلية و المستوى الدراسي

Mesures symétriques			
		Valeur	Signification approximée
Nominal par Nominal	Phi	,044	,000
	V de Cramer	,022	,000
	Coefficient de contingence	,044	,000
Nombre d'observations valides		121462	

معاملات الارتباط بين التراكيب العائلية و المستوى الدراسي خلال سنة قبل المسح

Mesures symétriques			
	Valeur	Signification approximée	
Nominal par Nominal	Phi	,041	,000
	V de Cramer	,021	,000
	Coefficient de contingence	,041	,000
Nombre d'observations valides		42937	

تبين من خلال الناتج الأول أن معامل الاقتران بين التراكيب العائلية للأسر و المستوى الدراسي للأفراد المنتمين لهذه الأسر بقيمة 0,044، من خلال هذه القيمة يمكن القول بان الارتباط بين المتغيرين ضعيف و لكن يظهر من خلال القيمة الاحتمالية المرافقة له 0,000 التي تعد اقل مستوى المعنوية المعمول به 0,05 انه معنويا يختلف عن الصفر و دال إحصائيا بالرغم من ضعف قيمته كميا و عليه فانه يمكن تعميم الارتباط على سائر الأسر الجزائرية.

و بخصوص معامل الاقتران بين المتغيرين التراكيب العائلية للأسر و المستوى الدراسي للأفراد خلال الموسم الدراسي قبل سنة من تاريخ إجراء المسح فقد نتج بقيمة 0,041 التي تعكس ضعف العلاقة من الناحية الكمية بين المتغيرين غير انه دال إحصائيا و معنويا يختلف عن الصفر بحكم صغر القيمة المرافقة له ذات المقدار 0,000 عن مستوى المعنوية 0,05 و عليه فانه يمكن تعميم الارتباط بين المتغيرين على مجمل الأسر الجزائرية.

7.2.5 - النماذج الأسرية و خاصية المستوى الاقتصادي:

يمكن قياس المستوى الاقتصادي بصورة اعم بمتغير الحالة الفردية للأفراد في سن العمل اي الأفراد البالغين 15 فما فوق، تم التركيز على خاصية المستوى الاقتصادي للأسر و إدراجها في هذا الفصل كون الوحدة الاقتصادية لمجموعة الأفراد تعد احد معياري تحديد الأسر إضافة إلى ارتباط مجموعة من المتغيرات الديموغرافية بالمتغيرات الاقتصادية، و عموما الحالة الفردية تعكس المستوى الاقتصادي و المعيشي للفرد و للأسرة بشكلها العام. قبل محاولة كشف العلاقة التي تجمع متغيري الدراسة الجوهريين البنى الأسرية و التراكيب العائلية بالحالة الفردية و جب تسليط الضوء على مدى انتشار صفات الحالة الفردية العاكسة للنشاط الممارس من طرف الأفراد، هذه الصفات تتمثل إجمالاً في المشتغل، البطال، المتقاعد، المتمدرس، الماكثة في البيت و الفرد في الخدمة الوطنية داخل أوساط الأفراد المستهدفين في المسح مصدر المعطيات، للإشارة تم إدراج الصفات المتمدرس، الماكثة في البيت و الفرد في الخدمة

الوطنية كحالات مستقلة كونها لا تعبر عن أشخاص ذوي نشاط يدر دخلا ماديا و في نفس الوقت ليسوا بطالين كون البطال هو الشخص في سن العمل و يطلبه لكن لا يجده و هذا المفهوم لا ينطبق عن الأشخاص ذوي الحالات الثلاثة المذكورة بحكم أنهم ليسوا في وضع طالب العمل. بشكل عام فان كشف و معرفة مدى انتشار الحالات الفردية بين مجموع الأفراد غير كاف لوحده لتحديد المستوى الاقتصادي إلا بمعرفة طبيعة النشاط الممارس من طرف الأفراد المشتغلين، و لهذا تم توظيف الجدولين التاليين لتلخيص البيانات الخاصة بالتوزيع النسبي للأفراد المعنيين بالعمل حسب النشاط الممارس و حسب طبيعة النشاط الممارس بالنسبة للأفراد المشتغلين.

جدول رقم 62.5: توزيع الأفراد البالغين أكثر من 15 سنة حسب الحالة الفردية

النشاط الممارس	النسبة	النسبة المجمعة
مشتغل	31,9	31,9
بطال	13,1	45,0
في الخدمة الوطنية	0,5	45,5
ماكثة بالبيت	32,3	77,8
تلميذ/طالب	13,0	90,8
متقاعد	6,8	97,6
أخرى	2,4	100
المجموع	100	

من خلال الجدول أعلاه، يتضح أن الماكثات بالبيت تمثلن الفئة الأغلب من مجموع الأفراد في سن العمل و ذلك ببلوغهن نسبة 32,3%، تلتها مباشرة نسبة الأفراد المشتغلين التي قاربتها إلى حد كبير بحيث بلغت 31,9% من مجموع الأفراد المعنيين بالشغل، كما أن البطالين مثلوا نسبة معتبرة مقارنة بباقي الحالات الفردية الأخرى و ذلك بتسجيلهم 13,1% أما شريحة المتمدرسين إجمالاً تلاميذ و طلاب فقد مثلوا نسبة 13% من مجموع الأفراد البالغين أكثر من 15 سنة، أما المتقاعدون فقد مثلوا النسبة الأقل مقارنة بباقي الحالات التي بلغت 6,8%، يلاحظ عموماً من خلال نسب الحالات الفردية أن النسبة الإجمالية للأفراد غير المشغلين أي غير المديرين لأي دخل بلغت 61,3% من مجموع الأفراد أي بعد استثناء المشتغلين و المتقاعدين، كما يلاحظ أن النسب حسب الحالات الفردية قد تناسبت إلى حد كبير مع توزيع الأفراد حسب متغيري الجنس و العمر الوارد في الجدول رقم 21.5 الملخص لهذه البيانات، فارتفاع نسبة الماكثات في البيت و ارتفاع نسبة المشتغلين تناسبتا مع ارتفاع نسبة كل من الذكور و الإناث في الفئة العريضة بين

العمرين 20 و 60 سنة، كما أن نسبة المتقاعدين المتميزة بالانخفاض تناسبت مع انخفاض نسبة الأفراد البالغين أكثر من 60 سنة مهما كان الجنس.

جدول رقم 63.5: توزيع الأفراد النشطين حسب طبيعة النشاط

طبيعة النشاط	النسبة	النسبة المجمعة
موظف	2,8	2,8
مستقل	27,2	30,0
أجير دائم	39,2	69,2
أجير غير دائم	23	92,2
ممتهن	2	94,2
مساعدة عائلية	5,8	100
المجموع	100	

من خلال الجدول أعلاه المبرز لتوزيع الأفراد المشتغلين حسب طبيعة النشاط الممارس، نجد ان الأفراد الأجراء الدائمين مثلوا النسبة الأغلب التي بلغت 39,2%، تلتها في الترتيب الثاني نسبة المشتغلين بشكل مستقل أي أصحاب المهن و الحرف الحرة ببلوغها 27,2%، أما الأجراء غير الدائمين فقد مثلوا 39,2% من مجموع المشتغلين، و فيما يخص أصحاب حالات الشغل الأخرى فلم يمثلوا سوى نسبة متواضعة مع الحالات الثلاث السابقة، يفهم من خلال طبيعة النشاط الممارس ان نسبة المشتغلين ذوي المدخول المادي المستقر بلغت 47,8% من مجموع المشتغلين التي تنحصر في الموظفين، الأجراء الدائمين و ذوي المساعدة الاجتماعية و هي اقل مقارنة من أصحاب الدخل غير المستقر الذين مثلوا إجمالاً النسبة 52,2% من مجموع المشتغلين و ينحصر في طبائع الشغل الأخرى.

1.7.2.5 - البنى الأسرية و خاصة المستوى الاقتصادي:

بعد تسليط الضوء في الفقرات السابقة على خاصية المستوى الاقتصادي بين أوساط مجموع الأفراد سنحاول حالياً التركيز على العلاقة بين البنى الأسرية بشكل حصري و الحالة الفردية لقياس اثر البنى الأسرية على المستوى الاقتصادي ثم دراسة العلاقة بين البنى الأسرية و طبيعة النشاط الممارس من طرف الأفراد المشتغلين المنتمين إلى هذه البنى، ثم دراسة التوزيع النسبي للأسر وصفا حسب متغيري البنية الأسرية و الحالة الفردية لأرباب الأسر، زوجات أرباب الأسر، أرباب العائلات و زوجات أرباب العائلات كون الأفراد الحاملين لهذه الصفات بين تشكيلات الأسر هم المسؤولون بشكل مباشر أو غير مباشر عن أفراد أسرهم.

جدول رقم 64.5: توزيع الأفراد في سن النشاط حسب البنى الأسرية و الحالة الفردية

المجموع	الحالة الفردية							البنى الأسرية
	أخرى	متقاعد	تلميذ/طالب	ماكثة بالبيت	في الخدمة الوطنية	بطل	مشتغل	
100,0	9,5	42,4	0,5	19,2	0,0	5,5	22,9	ذات فرد واحد
100,0	3,0	11,8	7,9	28,3	0,1	16,0	32,8	العديمة
100,0	1,9	5,5	14,7	31,4	0,5	13,3	32,7	البسيطة
100,0	4,6	9,5	12,2	33,1	0,5	12,0	28,1	الموسعة 1
100,0	3,4	9,8	7,5	35,5	0,4	13,6	29,9	الموسعة 2
100,0	3,5	8,2	6,3	37,8	0,1	11,2	32,9	المركبة
100,0	4,2	6,7	7,8	29,7	0,0	15,2	36,4	أخرى
100,0	2,4	6,8	13,0	32,3	0,5	13,1	31,9	المجموع

من خلال الجدول أعلاه، نلاحظ عموما بان المشتغلين مثلوا نسبا معتبرة من مجموع الأفراد في سن النشاط مهما كانت البنية الأسرية و بالأخص من بين الأفراد في سن النشاط لدى الأسر ذات البنى الأسرية البسيطة، عديمة التركيبية العائلية و البنية أخرى التي مثلوا فيها النسب الأغلب إذ سجلوا على التوالي 32,7%، 32,8% و 36,4% من مجموع الأفراد النشيطين المنتمين لكل بنية، في المقابل مثل البطالون نسبا معتبرة مهما كانت البنية الأسرية محل الملاحظة فتراوحت نسبهم باستثناء الأسر ذات فرد واحد من 11,2% من مجموع الناشطين لدى الأسر المركبة إلى 16% من مجموع الأفراد الناشطين لدى الأسر عديمة التركيبية العائلية.

لاحظنا ارتفاع نسب الماكثات في البيت عند مجمل البنى الأسرية و على وجه الخصوص لدى الأسر ذات البنى الموسعة من النموذج الأول، الموسعة من النموذج الثاني و المركبة التي سجلت بها أكبر النسب مقارنة بالحالات الفردية الأخرى بحيث بلغت 33,1%، 35,5% و 37,8% على الترتيب يمكن إرجاع ارتفاع نسب هذه الشريحة بالأسر المذكورة إلى جملة من الأسباب من أهمها تدني المستوى التعليمي للنساء بهذه الأسر بحيث لاحظنا وجود نسبة معتبرة من النساء غير متمدرسات أي لم تلتحقن بالمدارس سابقا حسب معطيات الجدول رقم 54.5 التي قاربت حدود نسبة 30% من مجموع إناث كل بنية أسرية إضافة إلى ذلك فان نسبة كبيرة من النساء المتمدرسات المنتميات إلى هذه الأسر ذوات مستويات دراسية متدنية نسبيا حسب ما لاحظناه من خلال بيانات الجدول رقم 56.6 التي تفيد بان ما يقارب 40% من نسوة كل بنية ذوات مستوى تعليمي ابتدائي في حين تجاوزت نسبة ذوات المستوى التعليمي المتوسط 30% من

مجموع إناث كل بنية و من المعروف أن فرصة الحصول على منصب عمل مرتبط بشكل كبير بالمستوى التعليمي للفرد فكلما ارتفع المستوى التعليمي للفرد زاد حظه في الحصول على منصب شغل و العكس صحيح، كما أن الأسر الموسعة و المركبة في غالبها لا تعمل على تشجيع عمل المرأة حتى و إن كانت ذات مستوى تعليمي يؤهلها للحصول على منصب عمل.

مثل المتقاعدون النسبة الأغلب من بين مجموع أفراد النشطين المنتمين للأسر ذات البنية فرد واحد بحيث بلغت 42,4% من مجموع الأفراد المعنيين، كما يلاحظ أنهم مثلوا نسبة معتبرة من مجموع الأفراد في سن النشاط المنتمين للأسر ذات البنى الموسعة من النموذج الأول، الموسعة من النموذج الثاني و المركبة بحيث بلغت على الترتيب القيم 9,5%، 9,8% و 8,2%، يمكن إرجاع ارتفاع هذه النسب إلى تركيبة الأفراد المشكلين لأسر كل بنية أسرية بحيث اغلب أفراد الأسر البسيطة، الموسعة من النموذج الأول، عديمة التركيبة العائلية و البنية أخرى ينتمون إلى الفئة النشطة بينما نجد أن أفراد الأسر ذات البنى ذات فرد واحد، الموسعة من النموذج الثاني و المركبة ينتمون إلى الفئات المسنة و هذا ما تبرزه بشكل هام الأهرام العمرية الخاصة بكل بنية أسرية و المعطيات الملخصة في الجدول رقم 32.5 الخاص بتوزيع الأفراد حسب البنى الأسرية و متغيري العمر و الجنس في الفصل السابق من هذه الدراسة، بحيث يرتبط متغير العمر بايتاح فرص العمل و القدرة عليه في حال كان الفرد في سن النشاط أما التقاعد فهو الآخر يرتبط بسن الفرد و هذا تفسير ارتفاع نسب المتقاعدين على حساب باقي الحالات الفردية الأخرى و ارتفاع نسب المشتغلين مقارنة بباقي الحالات الفردية في البنى الأسرية المذكورة، و بخصوص الحالات الفردية الأخرى فهي لم تسجل سوى نسبة منخفضة كميما مهما كانت البنية الأسرية المنتمين لها و بالأخص حاملي صفة في الخدمة الوطنية بحيث سجلوا حسب معطيات الجدول السابق رقم 52.5 نسبة 0,5% من مجموع الأفراد النشطين إجمالاً و حين توزعت هذه النسبة على البنى الأسرية السبعة زادت في انخفاضها إلى درجة أنها انعدمت أو قاربت الانعدام.

بعد رصد توزيع الأفراد البالغ سنهم أكثر من 15 سنة حسب الحالة الفردية و انتمائهم الأسري تبين أن المشتغلين عموماً مثلوا نسبة 31,9% من مجموع الأفراد في سن النشاط، و المشتغل بطبيعته هو عكس البطال من حيث حصوله على عمل، هذا العمل من شأنه أن يدر أجراً مادياً لصالح العامل غير أن الأجر يختلف حسب طبيعة النشاط و مصدر الدخل، و متغير الدخل هو العاكس الحقيقي للمستوى الاقتصادي للأفراد و الأسر و بالتالي يمكن القول بان الدخل الناتج عن النشاط هو المؤثر على مجموعة من المتغيرات الديموغرافية كالخصوبة مثلاً، لهذا تم توظيف الجدول التالي الذي لخصنا فيه توزيع الأفراد المشتغلين أي أصحاب الدخل حسب طبيعة النشاط الممارس و انتمائهم الأسري.

جدول رقم 65.5: توزيع الأفراد في سن النشاط حسب البنى الأسرية و طبيعة النشاط

المجموع	طبيعة النشاط						البنى الأسرية
	موظف	مستقل	أجير دائم	أجير غير دائم	ممتهن	مساعدة عائلية	
100	1,1	33,3	47,1	18,4	0,0	0,0	ذات فرد واحد
100	1,2	22,3	45,8	26,7	1,6	2,4	العديمة
100	2,7	26,3	39,6	23,5	2,2	5,8	البسيطة
100	2,7	26,7	39,9	24,1	1,8	4,8	الموسعة 1
100	3,0	31,3	36,7	21,7	1,5	5,9	الموسعة 2
100	4,8	29,9	37,3	17,8	1,1	9,1	المركبة
100	2,9	22,3	49,5	21,4	0,0	3,9	أخرى
100	2,8	27,2	39,2	23,0	2,0	5,8	المجموع

تبين من خلال البيانات الملخصة في الجدول أعلاه أن الأجراء الدائمين سجلوا أكبر النسب من مجموع المشتغلين مهما كانت البنية الأسرية و تراوحت نسبهم بين 36,7% من مجموع المشتغلين المنتمين للأسر ذات البنية الموسعة من النموذج الثاني و 49,5% من مجموع المشتغلين المنتمين للأسر ذات البنية أخرى، تلتها عموما نسب المستقلين من مجموع المشتغلين بتفاوت بين البنى الأسرية بحيث تراوحت نسبهم من 22,3% كأصغر نسبة و المسجلة لدى الأسر عديمة التركيبة العائلية إلى 33,3% كأكبر نسبة و المسجلة لدى الأسر ذات فرد واحد، كما لاحظنا تسجيل الأجراء غير الدائمين نسبة جد معتبرة من مجموع المشتغلين مهما كانت البنية الأسرية تراوحت من 17,8% لدى الأسر المركبة إلى 26,7% لدى الأسر عديمة التركيبة العائلية، في حين تميز الموظفون بتسجيل نسب ضئيلة من مجموع المشتغلين مهما كانت البنية الأسرية نفس الفكرة تنطبق على الممتهين و المستفيدين من مساعدات عائلية باستثناء الأسر المركبة التي سجل المنتمون إليها و المستفيدين من مساعدات عائلية نسبة معتبرة قدرها 9,1% .

جدول رقم 66.5: توزيع أرباب الأسر، أرباب العائلات، و زوجاتهم حسب البنى الأسرية و الحالة الفردية

المجموع	الحالة الفردية						البنى الأسرية	
	أخرى	متقاعد	تلميذ/طالب	ماكثة بالبيت	بطل	مشتغل		
100	9,5	42,4	0,5	19,2	5,5	22,9	الأسر ذات الفرد الواحد	رب الأسرة
100	4,2	26,5	0,0	23,0	5,9	40,4	العديمة	
100	2,5	20,3	0,0	3,3	6,2	67,6	البسيطة	
100	3,1	24,2	0,1	3,1	6,7	62,8	الموسعة 1	
100	5,3	47,8	0,2	5,2	3,9	37,5	الموسعة 2	
100	5,1	46,3	0,1	4,9	3,4	40,1	المركبة	
100	1,4	8,3	1,4	5,6	12,5	70,8	بنى أخرى	
100	3,0	24,4	0,1	4,0	5,9	62,7	المجموع	
100	0,5	0,8	0,4	87,9	0,9	9,4	البسيطة	زوجة رب الأسرة
100	0,7	1,6	0,5	88,7	0,6	7,8	الموسعة 1	
100	2,4	2,1	0,2	90,6	0,4	4,3	الموسعة 2	
100	3,3	2,2	0,2	91,2	0,3	2,8	المركبة	
100	0,0	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0	بنى أخرى	
100	0,8	1,0	0,4	88,3	0,8	8,7	المجموع	
100	0,0	100	0,0	0,0	0,0	0,0	الموسعة 1	رب العائلة
100	5,2	8,0	0,4	14,8	13,6	57,9	الموسعة 2	
100	3,9	3,4	0,4	11,2	13,2	67,9	المركبة	
100	0,0	6,3	0,0	40,6	9,4	43,8	بنى أخرى	
100	4,8	6,7	0,4	14,0	13,4	60,7	المجموع	
100	1,6	0,2	0,3	86,9	2,6	8,4	الموسعة 2	زوجة رب العائلة
100	1,0	0,3	0,8	88,2	2,1	7,6	المركبة	
100	0,0	0,0	0,0	90,9	9,1	0,0	بنى أخرى	
100	1,4	0,3	0,5	87,4	2,4	8,1	المجموع	

من خلال الجدول أعلاه، نلاحظ بان المشتغلين مثلوا النسب الأغلب من بين أرباب الأسر لدى الأسر ذات البنى الأسرية البسيطة، الموسعة من النموذج الأول، عديمة التركيبية العائلية و البنية أخرى و بالأخص لدى البنيتين البسيطة و أخرى إذ مثلوا على التوالي 67,6% و 70,8% من مجموع أرباب الأسر المنتمين للبنيتين، أما المتقاعدون فقد مثلوا النسب الأغلب من بين مجموع أرباب الأسر المنتمين للأسر ذات البنى ذات فرد واحد، الموسعة من النموذج الثاني و المركبة بحيث بلغت على الترتيب القيم 42,5%، 47,8% و 46,3%، يمكن إرجاع ارتفاع هذه النسب أي نسب المشتغلين و نسب المتقاعدين

المشار إليها إلى نقطتين جوهريتين، الأولى أعمار أرباب الأسر في كل بنية أسرية بحيث بلغ متوسط أعمارهم لدى البنيتين الأسريتين البسيطة و أخرى 49,49 سنة و 42,5 سنة على الترتيب أي أن أغلبهم واقع في سن العمل بينما وقع متوسط أعمار أرباب الأسر للبنى الأسرية ذات فرد واحد، الموسعة من النموذج الثاني و المركبة في سن التقاعد بحيث بلغ على التوالي 63,53 سنة، 60,93 سنة و 61,06 سنة حسب معطيات الجدول رقم 34.5 الملخص لقيم المتوسط الحسابي و الانحراف المعياري حسب البنى الأسرية. وجود نسبة معتبرة من أرباب الأسر الحاملين لصفة ماکثة في البيت و بالأخص لدى البنيتين ذات فرد واحد و عديمة التركيبة العائلية البالغتان 19,3% و 23% على التوالي يمكن إرجاع ارتفاع النسبتين إلى طبيعة تشكيلة الأفراد في كل بنية بحيث تتكون الأسر ذات فرد واحد و من الممكن ان تكون أنثى ماکثة بمسكن لوحدها، كما أن نسبة كبيرة من الأسر عديمة التركيبة العائلية تتكون من مجموعة إخوة عزاب و أخوات عازبات و نسبة كبيرة منهن تحمل صفة الماکثة بالبيت و عموما يُفسر وجود نسبة من الماکثات في البيت إلى وجود نسبة معتبرة من النساء اللواتي تحملن صفة رب الأسرة قدرها 11,69% حسب معطيات الجدول رقم 5.5 .

فيما يخص زوجات أرباب الأسر فقد لاحظنا أن الأغلبية الساحقة منهن ماکثات بالبيت غير أن نسبهن تدرجت نحو الارتفاع من 87,9% التي مثلتها زوجات أرباب الأسر البسيطة من مجموع زوجات أرباب الأسر إلى 100% التي مثلتها زوجات أرباب الأسر ذات البنية أخرى، و هذا ما يؤكد وصفا طرشنا السابق القائل بأنه كلما اتجهت الأسر نحو البساطة في بنيتها ساهم ذلك في تشجيع خروج المرأة للعمل و كلما اتجهت الأسر إلى التركيب البنيوي أدى ذلك إلى العكس و كتدعيم لما اشرنا إليه فقد لاحظنا أن نسبة المشتغلات من زوجات أرباب الأسر البسيطة بلغت 9,4% من مجموعهن و هي اكبر نسبة مقارنة بنسب البنى الأسرية الأخرى بينما لم تبلغ نسبة المشتغلات من زوجات أرباب الأسر المركبة سوى 2,8% في حين انعدمت تماما لدى الأسر ذات البنية أخرى.

مثل أرباب العائلات المشتغلين المنتمين للأسر الموسعة من النموذج الثاني و المركبة نسبا معتبرة أكبرها 67,9% لدى الأسر المركبة بينما انعدمت لدى الأسر الموسعة من النموذج الأول التي كان جميع أرباب عائلاتهن من المتقاعدين، كما مثل أرباب العائلات البطالين نسب معتبرة جاوزت 13% لدى أسر البنيتين الموسعة من النموذج الثاني و المركبة. أما زوجات أرباب العائلات فقد مثلت الماکثات بالبيت منهن النسب الساحقة مهما كانت البنية الأسرية و لكن بنوع من التفاوت بحيث سُجلت أصغرها لدى الأسر الموسعة من النموذج الثاني بقيمة 86,9% و التي مثلت منها المشتغلات نسبة 8,4% من مجموع زوجات أرباب العائلات في حين سُجلت أكبرها لدى الأسر ذات البنية الأخرى بقيمة 90,9%.

تم من خلال القراءة الوصفية للبيانات الملخصة في الجدول 66.5 إثبات وجود علاقة بين المتغيرين البنية الأسرية و الحالة الفردية لأرباب الأسر غير أن الاستقراء الوصفي لهذه البيانات غير كاف وحده للتسليم بوجود هذه العلاقة، و للتأكد من وجودها الفعلي بين المتغيرين المذكورين و جب الاستعانة بالاختبار الإحصائي كاف تربيعة للاستقلالية كون المتغيرين كفيين، يقوم الاختبار في هذه الحالة على الفرضيتين الصفرية التي تفيد بالاستقلالية بين المتغيرين و الفرضية البديلة التي تنص على الارتباط بين المتغيرين، بتطبيق هذا الاختبار على بيانات المتغيرين الملخصة في الشطر الأول من الجدول رقم 66.5 استعانة بالبرنامج الإحصائي SPSS تم التوصل إلى المخرج التالي الملخص لنتائج الاختبار.

Tests du Khi-deux			
	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	2311,950a	36	,000
Rapport de vraisemblance	1937,261	36	,000
Association linéaire par linéaire	720,125	1	,000
Nombre d'observations valides	28978		

من خلال النتائج المبينة في الجدول أعلاه، يمكن القول بقبول الفرضية البديلة التي مفادها وجود الارتباط بين المتغيرين و ذلك بحكم كبر إحصائية كاف مربع المحسوبة 2311,9 مقارنة بقيمة كاف مربع النظرية المستخرجة من جدول توزيع كاف مربع عند درجة حرية 36 و مستوى معنوية 0,05 التي قيمتها 55,76 كما أن القيمة الاحتمالية المرافقة لإحصائية كاف مربع 0,000 اقل من مستوى المعنوية 0,05، و عليه يمكن الاستدلال من خلال الأسر المستهدفة في المسح على وجود علاقة بين أرباب الأسر الجزائرية و حالتهم الفردية أي أن البنى الأسرية المنتمي لها أرباب الأسر تعمل على التأثير في حالتهم الفردية، بعد أن تمت البرهنة الإحصائية على وجود العلاقة و الارتباط بين البنى الأسرية و الحالة الفردية لأربابها يمكن قياسها كمياً بتوظيف معاملات الارتباط و لهذه الغاية تم حساب مختلف معاملات الارتباط الخاصة بالمتغيرات الكيفية الاسمية الملخصة في الجدول التالي اعتماداً على برنامج SPSS .

Mesures symétriques			
		Valeur	Signification approximée
Nominal par Nominal	Phi	,282	,000
	V de Cramer	,115	,000
	Coefficient de contingence	,272	,000
Nombre d'observations valides		28978	

من خلال الجدول أعلاه اتضح أن معامل الاقتران بين البنى الأسرية لأرباب الأسر و حالتهم الفردية قدره 0,272 أي في حدود 0,3 مما يعكس وجود علاقة ضعيفة نسبياً تقترب إلى التوسط بين

المتغيرين محل الدراسة، و المؤشر الأكثر أهمية هو القيمة الاحتمالية المرافقة لقيمة معامل الارتباط المحسوب التي لاحظنا أنها اقل من مستوى المعنوية و عليه فان المعامل المحسوب معنويا يختلف عن الصفر و ذو دلالة إحصائية أي يمكن تعميم وجود العلاقة و قوتها على سائر الأسر الجزائرية.

بعد أن أثبتنا وجود العلاقة بين المتغيرين البنى الأسرية و الحالة الفردية لأرباب الأسر أي وجود التأثير بين المتغيرين، يمكن توظيف متغير آخر يعكس المستوى الاقتصادي و المعيشي للأسر و هو الحالة الفردية لمجمل الأفراد في سن النشاط بحكم انه من الممكن أن تحوي أسرة واحدة أكثر من فرد واحد مشتغل أي إضافة إلى كون رب الأسرة مشتغل يمكن وجود أفراد آخرين مشتغلين في نفس الأسرة و كلما زاد عدد المشتغلين في الأسرة أدى ذلك إلى الرفع و التحسين من المستوى الاقتصادي للأسرة، و من الممكن أن يكون رب الأسرة حاملا لصفة غير صفة المشتغل بينما احد أفراد أسرته أو أكثر من فرد ينتمي إلى أسرته يحمل صفة المشتغل، و لإثبات وجود العلاقة بين المتغيرين المذكورين و ظفنا للاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية على بيانات الجدول رقم 65.5 الملخص لتوزيع الأفراد في سن النشاط حسب انتمائهم إلى البنى الأسرية و الحالة الفردية بحيث تكون الفرضية الصفرية في هذه الحالة تنص على انعدام العلاقة أي الاستقلالية بين المتغيرين البنية الأسرية و الحالة الفردية بينما تقوم الفرضية البديلة على وجود الارتباط و وجود العلاقة بين المتغيرين، اعتمادا على البرنامج الإحصائي SPSS تم التوصل إلى النتائج المبينة في الجدول التالي.

Tests du Khi-deux			
	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	3235,563a	36	,000
Rapport de vraisemblance	2783,213	36	,000
Association linéaire par linéaire	57,358	1	,000
Nombre d'observations valides	122445		

من خلال المخرج الموضح أعلاه يتبين و بجلاء وجود علاقة بين المتغيرين محل المتابعة و ذلك بحكم أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 3235,56 اكبر و بكثير مقارنة بقيمة كاف مربع النظرية المستخرجة من جدول توزيع كاف مربع عند درجة حرية 36 و مستوى معنوية 0,05 التي قيمتها 55,76 كما أن القيمة الاحتمالية المرافقة لإحصائية كاف مربع 0,000 اقل من مستوى المعنوية 0,05، مما يوحي بقبول الفرضية البديلة و عليه يمكن القول بوجود علاقة بين البنى الأسرية في الجزائر و الحالة الفردية للأفراد المنتمين إليها أي أن التوجه الأسري في الجزائر يعمل على التأثير في الحالة الفردية للأفراد المنتمين إليها. بعد إثبات وجود العلاقة إحصائيا بين المتغيرين المذكورين يمكن حساب هذه العلاقة كميا عن

طريق معاملات الارتباط المناسبة، اعتمادا على برنامج SPSS يمكن حساب معاملات الارتباط التي لخصناها في الجدول التالي.

Mesures symétriques

		Valeur	Signification approximée
Nominal par Nominal	Phi	,163	,000
	V de Cramer	,066	,000
	Coefficient de contingence	,160	,000
Nombre d'observations valides		122445	

يظهر من خلال الجدول أعلاه أن معامل التوافق بين المتغيرين البنية الأسرية و الحالة الفردية للأفراد المنتمين إلى كل بنية أسرية قدره 0,16، يترجم هذا المعامل ضعف العلاقة بين المتغيرين كميا غير انه معنويا يختلف عن الصفر و ذو دلالة إحصائية كون أن القيمة الاحتمالية المرافقة له قدرها 0,000 و هي اقل من مستوى المعنوية 0,05، وعليه يمكن الاستدلال من خلال الأسر المستهدفة في المسح على وجود علاقة بين التوجه الأسري للأسر الجزائرية و الحالة الفردية للأفراد المنتمين إليها.

التراكيب العائلية و خاصية المستوى الاقتصادي: بعد إثبات العلاقة وصفا و إحصائيا بين المتغيرين البنى الأسرية و الحالة الفردية العاكسة للمستوى الاقتصادي و المترجمة ضمنا لخاصية المستوى الاقتصادي للأسر سنحاول إثبات وجود العلاقة بين التراكيب العائلية للأسر الجزائرية و مستوياتها الاقتصادية، بتعبير آخر إثبات وجود لتأثير التراكيب العائلية للأسر على المستوى الاقتصادي.

جدول رقم 67.5: توزيع الأفراد في سن النشاط حسب التراكيب العائلية و الحالة الفردية

المجموع	الحالة الفردية							التراكيب العائلية
	أخرى	متقاعد	تلميذ/طالب	ماكثة بالبيت	في الخدمة الوطنية	بطل	مشتغل	
100	5,1	21,9	5,5	25,3	0,1	12,5	29,5	العديمة
100	1,9	5,5	14,7	31,4	0,5	13,3	32,7	البسيطة
100	5,9	9,8	12,7	34,8	0,5	9,6	26,7	التصاعدية
100	2,8	10,6	6,9	35,3	0,3	14,1	30,0	التنازلية
100	3,6	5,0	10,5	32,4	0,4	13,9	34,2	العرضية
100	5,2	6,4	8,3	37,6	0,3	10,8	31,5	المركبة
100	4,0	9,3	11,5	33,1	0,4	12,2	29,5	أخرى
100	2,4	6,8	13,0	32,3	0,5	13,1	31,9	المجموع

من خلال الجدول أعلاه، لاحظنا عموما أن المشتغلين و الماكثات بالبيت مثلوا نسبا معتبرة مهما كانت البنية الأسرية، و بتركيز الملاحظة على كل حالة فردية بشكل مستقل وجدنا ان المشتغلين مثلوا النسبة الأغلب لدى الأسر ذات التركيبين العائليتين البسيطة و العرضية مقارنة بباقي التراكيب العائلية بقيمتي 32,7% و 34,2% على الترتيب بينما جاءت اقل نسبهم لدى الأسر ذات التركيبين عديمة التركيبية و أخرى، و في نفس الوقت مثل البطالون النسب الأكبر لدى الأسر ذات التركيبين العائليتين البسيطة، التنازلية و العرضية التراكيب العائلية بقيمتي 13,3%، 14,1% و 13,9% على التوالي، بينما جاءت نسب المتقاعدين في أدنى مستوياتها لدى الأسر ذات التركيبين العائليتين البسيطة و العرضية مقارنة بباقي التراكيب العائلية بقيمتي 5,5% و 5% على الترتيب و وردت نسبة المتقاعدين عند اكبر مستوياتها لدى أسر التراكيب العائلية التصاعدية، التنازلية و المركبة بحيث بلغت على الترتيب 9,8%، 10,6% و 9,3%، يمكن إرجاع ارتفاع نسب المشتغلين و البطالين و انخفاض نسبة المتقاعدين بالأسر ذات التركيبين العائليتين البسيطة و العرضية إلى متغير العمر و المستوى التعليمي لأفراد هذه الأسر بحيث تقع اغلب أعمار أفراد الأسر ذوي التركيبين المذكورين في سن النشاط و هذا ما تثبته معطيات الجدول رقم 35.5 الخاص توزيع الأفراد حسب كل من التراكيب العائلية العمر و الجنس، إضافة إلى انخفاض نسبة التشيخ الديموغرافي بأسر التركيبين و التي بلغت قيمتها على التوالي 3,5% و 4,3% كما تبينه معطيات الجدول رقم 36.5، كما أن أفراد الأسر ذات التركيبين المذكورين تميزوا بارتفاع مستواهم التعليمي حسب معطيات الجدول رقم 61.5، فعند اجتماع وقوع عمر الفرد في سن النشاط مع ارتفاع مستواه التعليمي يتيح له فرصة الحصول على عمل و بالتالي ارتفاع نسبة المشتغلين و في حالة العكس أي عدم حصوله على عمل بالرغم من بحثه عليه فانه يعمل على رفع نسبة البطالين. في حين انخفاض نسب المشتغلين و ارتفاع نسبة المتقاعدين عند أسر التراكيب العائلية التصاعدية، التنازلية و المركبة رافقه ارتفاع في عدد الأفراد الواقعة أعمارهم خارج مجال الأعمار النشطة نحو الكبر و ارتفاع في نسبة التشيخ الديموغرافي التي بلغت 14,7%، 11,2% و 10,1% حسب معطيات الجدولين المشار إليهما إضافة إلى ذلك تدني المستوى التعليمي نسبيا لأفراد هذه الأسر، فانخفاض المستوى التعليمي للفرد من شأنه أن يحد من حظوظ حصول الفرد على عمل كما أن ارتفاع نسب التشيخ الديموغرافي تعكس وقوع مجموعة من الأفراد المعتبرة عدديا في سن الشيخوخة التي تؤدي إلى ارتفاع نسب المتقاعدين.

مثلت الماكثات بالبيت نسبا معتبرة بحيث ربت عن القيمة 31,4% عند كل التراكيب العائلية للأسر إذا استثنينا الأسر عديمة التركيبية العائلية، اخفض هذه النسب سجلت لدى الأسر ذلت التركيبية العائلية البسيطة ذات القيمة 31,4% تدرجت هذه النسب طرديا مع التوجه العائلي للأسر إلى غاية بلوغها القيمة 37,6% عند الأسر ذات التركيبية العائلية المركبة، يُفهم عموما و وصفا من خلال الاستقراء الرقمي للنسب المذكورة أعلاه انه كلما اتجهت الأسر إلى البساطة في تركيبها و في اتجاهها أثرت إيجابا على المستوى

الاقتصادي لأفرادها أي تعمل على رفع نسب المشتغلين على مستوى أسرها كما أن توجهها إلى البساطة في تركيبتها يعمل على خفض نسب الإناث الحاملات لصفة مأكثة في البيت و العكس صحيح أي كلما اتجهت الأسر إلى التعقيد و التركيب في اتجاهها أثرت سلبا على المستوى الاقتصادي لأفرادها كما تعمل على الرفع من نسب الإناث الماكثات في البيت.

بعد كشف العلاقة بين التراكيب العائلية للأسر و المستوى الاقتصادي عموما، سنحاول التركيز على رصد العلاقة بين الأفراد المشتغلين بصورة اخص و انتمائهم إلى التراكيب العائلية للأسر و ذلك بتوظيف متغير طبيعة النشاط الممارس من طرف الأفراد المشتغلين كون طبيعة النشاط هي التي تعكس و بصدق المستوى الاقتصادي للأفراد و بالتالي المستوى الاقتصادي للأسر المنتمين إليها، لهذه الغاية تم توظيف الجدول المركب التالي الذي لخصنا فيه التوزيع النسبي للأفراد المشتغلين حسب انتمائهم إلى التراكيب العائلية و طبيعة النشاط الممارس من طرفهم.

جدول رقم 68.5: توزيع الأفراد في سن النشاط حسب التراكيب العائلية و طبيعة النشاط

المجموع	طبيعة النشاط						التراكيب العائلية
	موظف	مستقل	أجير دائم	أجير غير دائم	ممتهن	مساعدة عائلية	
100	1,2	25,1	46,2	24,6	1,2	1,8	العديمة
100	2,7	26,3	39,6	23,5	2,2	5,8	البسيطة
100	3,4	29,0	40,5	20,2	1,5	5,4	التصاعدية
100	3,3	30,7	36,4	21,2	1,4	7,0	التنازلية
100	2,6	27,3	37,5	26,6	1,6	4,4	العرضية
100	3,6	29,6	38,0	20,6	1,3	6,9	المركبة
100	2,6	26,3	41,3	24,2	2,2	3,3	أخرى
100	2,8	27,2	39,2	23,0	2,0	5,8	المجموع

من خلال الجدول أعلاه، يتضح عموما أن الأجراء الدائمين مثلوا اغلب النسب مهما كانت التركيبة العائلية للأسر المنتمين إليها مقارنة بطبائع الشغل الأخرى، فباستثناء الأسر ذات التركيبتين عديمية التركيبة العائلية و أخرى وجدنا أن الأسر ذات التركيبتين البسيطة و التصاعدية مثل بها الأجراء الدائمين نسبا من مجموع المشتغلين اكبر مقارنة بباقي التراكيب العائلية بلغت قيمتهما على التوالي 39,6% و 40,5% أما

أقل النسب قتم تسجيلها على مستوى المشغلين المنتمين للأسر ذات التركيبة العائلية التنزلية بقيمة 36,4%، كما مثل المشغلون المستقلون نسباً جد معتبرة تجاوزت الربع من مجموع المشغلين مهما كانت التركيبة العائلية للأسر المنتمين إليها وردت أكبر نسبهم لدى الأسر ذات التركيبة العائلية التنزلية بقيمة 30,7% من مجموع المشغلين أما أقلها فكانت على مستوى الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة و قيمتها 26,3%، حلت نسب الأجراء غير الدائمين في الترتيب الثالث من مجموع المشغلين على مستوى مجمل التراكيب العائلية للأسر و بقيم معتبرة و بنوع من التقارب أقلها تم تسجيلها على مستوى الأسر ذات التركيبة العائلية التصاعدية التي بلغت 20,2% أما أكبرها فقيمتها 26,2% المسجلة لدى الأسر ذات التركيبة العائلية العرضية. و بخصوص نسب المشغلين الحاملين لصفة موظف فقد تميزت بنوع من القلة كمياً و بتقارب بين مختلف التراكيب العائلية للأسر بحيث تراوحت قيمها من الصغر إلى الكبر بين 2,6% من بين مشغلي الأسر ذات التركيبة العائلية العرضية إلى 3,6% من بين مشغلي الأسر ذات التركيبة العائلية المركبة.

بحكم أن أرباب الأسر هم المسؤولون مادياً و معنوياً على الأفراد المنتمين إلى أسرهم، و أن الحالة الفردية لزوجات أرباب الأسر من شأنها عكس المستوى الاقتصادي للأسر المنتمية إليها كما أن أرباب العائلات يعدون ضمناً المسؤولين على الأفراد المنتمين إلى عائلاتهم من جهة و من جهة أخرى فإن الحالة الفردية لهم و لزوجاتهم من شأنها ان تعمل على عكس المستوى الاقتصادي للأسر المنتمين إليها تم التركيز على الحالة الفردية للأفراد المذكورين و انتمائهم إلى التراكيب العائلية للأسر و تلخيص التوزيع النسبي لهم حسب المتغيرين المذكورين في الجدول التالي.

جدول رقم 69.5: توزيع أرباب الأسر، أرباب العائلات، و زوجاتهم حسب التراكيب العائلية و الحالة الفردية

المجموع	الحالة الفردية						التراكيب العائلية	
	أخرى	متقاعد	تلميذ/طالب	ماكثة بالبيت	بطل	مشتغل		
100,0	7,2	35,5	0,3	20,8	5,7	30,4	العديمة	رب الأسرة
100,0	2,5	20,3	0,0	3,3	6,2	67,6	البسيطة	
100,0	1,1	11,1	0,0	1,5	7,7	78,6	التصاعدية	
100,0	6,6	60,2	0,3	5,9	3,1	23,8	التنازلية	
100,0	2,2	19,3	0,2	5,4	6,1	66,8	العرضية	
100,0	1,7	12,3	0,0	1,8	5,5	78,6	المركبة	
100,0	4,3	27,8	0,2	4,3	7,2	56,1	أخرى	
100,0	3,0	24,4	0,1	4,0	5,9	62,7	المجموع	
100,0	0,5	0,8	0,4	87,9	0,9	9,4	البسيطة	زوجة رب الأسرة
100,0	0,2	0,2	0,3	91,2	0,4	7,9	التصاعدية	
100,0	3,5	3,1	0,3	89,9	0,3	2,9	التنازلية	
100,0	0,8	1,6	0,5	87,3	1,6	8,3	العرضية	
100,0	0,2	0,2	0,2	92,7	0,7	6,1	المركبة	
100,0	0,6	2,6	0,6	86,7	0,6	9,0	أخرى	
100,0	0,8	1,0	0,4	88,3	0,8	8,7	المجموع	
100,0	20,3	55,5	1,6	4,7	10,9	7,0	التصاعدية	رب العائلة
100,0	2,3	1,3	0,3	9,4	15,3	71,4	التنازلية	
100,0	3,4	3,4	0,0	17,0	17,0	59,1	العرضية	
100,0	12,5	17,2	0,7	33,0	6,6	29,9	المركبة	
100,0	6,1	21,2	0,5	20,2	9,1	42,9	أخرى	
100,0	4,8	6,7	0,4	14,0	13,4	60,7	المجموع	
100,0	22,9	1,9	0,0	75,2	0,0	0,0	التصاعدية	زوجة رب العائلة
100,0	0,1	0,1	0,5	88,0	2,7	8,5	التنازلية	
100,0	1,6	0,0	1,6	91,9	0,0	4,8	العرضية	
100,0	3,8	1,0	0,7	85,1	1,4	8,0	المركبة	
100,0	3,0	0,0	0,0	87,1	2,0	7,9	أخرى	
100,0	1,4	0,3	0,5	87,4	2,4	8,1	المجموع	

من خلال الجدول أعلاه، لاحظنا أن نسبة أرباب الأسر المشتغلين مثلت اغلب النسب من مجموع أرباب الأسر مقارنة بباقي الحالات الفردية الأخرى إذا استثنينا الأسر عديمة التركيبة العائلية و اللتان مثل

المشتغلون من مجموع أرباب أسرهم 30,4% و 23,8%، في نفس الوقت مثل المتقاعدون اكبر نسبهم لدى الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية التي سجلوا بها نسبة 60,2% من مجموع أرباب أسرها، يمكن إرجاع سبب ارتفاع نسبة أرباب الأسر المتقاعدين و انخفاض نسبة المشتغلين منهم لدى الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية على عكس بقية التراكيب العائلية إلى أعمار أرباب أسر هذه التركيبة المتميزة بالكبر كما سبق الإشارة إليه، و ينتبع التوزيع النسبي لأرباب العائلات حسب انتمائهم إلى التراكيب العائلية و الحالة الفردية وجدنا أن نسبة المشتغلين المنتمين للأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية تعتبر الأكبر مقارنة بباقي الحالات الأخرى في هذه التركيبة كما تعد الأكبر على الإطلاق مقارنة بنسب المشتغلين في التراكيب العائلية الأخرى التي بلغت 71,4% مما يعكس ارتفاع المستوى الاقتصادي لأسر هذه التركيبة بالرغم من أن أرباب أسرها المشتغلين لا يمثلون سوى 23,8% من مجموع أرباب أسرها و هذا تبرير لإدراج الحالة الفردية لأرباب العائلات في تبيان المستوى الاقتصادي للأسر و في نفس الوقت تأكيد لطحنا السابق القائل الحالة الفردية لأرباب الأسر ليس المؤشر الوحيد العاكس للمستوى الاقتصادي للأسر، كما لاحظنا أن نسبة أرباب العائلات المشتغلين و المنتمين للأسر ذات التركيبتين العائليتين التصاعدية و المركبة مثلوا اقل النسب مقارنة بباقي التراكيب العائلية بقيمتي 7% و 29,9% على عكس نسب أرباب الأسر المشتغلين، بينما مثل أرباب العائلات المتقاعدون المنتمون إلى الأسر ذات التركيبة العائلية التصاعدية اكبر النسب مقارنة بباقي الحالات الأخرى في هذه التركيبة كما تعد الأكبر على الإطلاق مقارنة بنسب المتقاعدين في التراكيب العائلية الأخرى التي بلغت 55,5% من مجموع أرباب عائلاتها و هذا راجع إلى طبيعة رابطة القرابة بين أرباب العائلات و أرباب أسر هذه التركيبة العائلية بحيث يكونون دائما من أصول رب الأسرة أي يحملون صفة أب، أم، عم، خال، جد، أب زوجة أو أم زوجة رب الأسرة و في الغالب يكون الأفراد الحاملين لهذه الصفات القرابية برب الأسرة متميزين بأعمار متأخرة و بالتالي تزيد إمكانية أن تكون حالتهم الفردية متقاعد و لهذا السبب ارتفعت نسبة المتقاعدين بهذه التركيبة على عكس التراكيب العائلية الأخرى التي تتميز بعكس الصفات العمرية لأرباب العائلات المنتمين إليها.

تميزت نسب زوجات أرباب الأسر المشتغلات بقيم متواضعة من مجموع زوجات أرباب الأسر، بحيث اقل نسبة لهن مست الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية بقيمة 2,9% أما اكبر قيمها مقارنة بباقي التراكيب العائلية للأسر فقد سجلت على مستوى التركيبة العائلية البسيطة التي بلغت قيمتها 9,4% من مجموع زوجات أرباب الأسر المنتميات لهذه التركيبة، أما الحاملات لصفة الماكثة بالبيت فقد مثلن اكبر النسب على الإطلاق مقارنة بباقي الحالات الفردية الأخرى مهما كانت التركيبة العائلية اقل هذه النسب سجلت على مستوى الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة التي بلغت قيمتها 87,9% أما أكبرها فسجلت لدى الأسر ذات التركيبة المركبة بقيمة 92,7% قاربتها كليا النسبة المسجلة على مستوى أسر التركيبة العائلية التصاعدية بقيمة 91,2%. و بخصوص التوزيع النسبي لزوجات أرباب العائلات، فقد سجلت المشتغلات

منهن اكبر نسبهن بالأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية بقيمة 8,5 في حين انعدمت نسبتهن من مجموع زوجات أرباب العائلات في التركيبة العائلية التصاعدية، أما الماكثات بالبيت فقد مثلت عموما نسبا جد معتبرة و هامة كليا مهما كانت التركيبة العائلية اكبر هذه النسب كليا تم تسجيلها على مستوى الأسر ذات التركيبة العائلية العرضية و التي بلغت قيمتها 91,9%، كما لاحظنا أن زوجات أرباب العائلات المتقاعدات قد مثلت نسبة معتبرة قدرها 22,9% من مجموع زوجات أرباب العائلات المنتمية للأسر ذات التركيبة العائلية التصاعدية و يرجع سبب ارتفاع هذه النسبة إلى نفس أسباب ارتفاع نسبة المتقاعدين من مجموع أرباب العائلات لدى أسر هذه التركيبة.

يفهم عموما بعد التتبع الوصفي و الاستقراء الرقمي للبيانات الملخصة في الجدول أعلاه أن الأسر ذات التراكيب العائلية المتميزة بالبساطة تعمل على التحسين و الرفع من المستوى الاقتصادي للأفراد و بالتالي الرفع عموما من المستوى الاقتصادي للأسرة و في حال التوجه العكسي أي التوجه نحو التراكيب العائلية الأكثر تعقيدا في اتجاهها فان المستوى الاقتصادي المعبر عنه بالحالة الفردية يتجه نسبيا نحو التراجع، كما أن التوجه الأسري نحو البساطة في التركيب من شأنه تشجيع خروج المرأة نحو العمل و بالتالي مساهمتها في تحسين المستوى الاقتصادي للأسرة المنتمية إليها و في حالة التوجه الأسري العكسي من حيث التركيب فانه يعمل على تثبيط خروج المرأة نحو العمل و حثها بالمكوث بالبيت.

بهدف إثبات ما تم التوصل إليه على ضوء التتبع الوصفي للعلاقة بين التراكيب العائلية للأسر و المستوى الاقتصادي إحصائيا ووظفنا الاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية بين المتغيرين التركيبة العائلية للأسر و الحالة الفردية لأرباب الأسر ثم بين المتغيرين التركيبة العائلية للأسر و الحالة الفردية لمجل الأفراد في سن النشاط، بلوغا لهذا الهدف استعملنا البرنامج الإحصائي SPSS على معطيات الجدولين السابقين 67.5 و 69.5 الذي زدنا بالنتائج التالية.

Tests du Khi-deux			
	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	3706,464	36	,000
Rapport de vraisemblance	3249,956	36	,000
Association linéaire par linéaire	380,605	1	,000
Nombre d'observations valides	28978		

من خلال المخرج أعلاه، و الذي يخص اختبار الفرضية الصفرية التي تفيد باستقلالية المتغيرين التركيبة العائلية للأسر و الحالة الفردية لأرباب الأسر ضد الفرضية البديلة التي تنص على وجود علاقة بين المتغيرين لاحظنا أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 3706,46 اكبر من قيمة نظيرتها المجدولة عند

درجة حرية 36 و مستوى معنوية 0,05 ذات القيمة 55,76 إضافة إلى هذه المقارنة وجدنا أن القيمة الاحتمالية المرافقة لإحصائية كاف مربع المحسوبة قيمتها اقل من 0,05، على أساس المقارنتين السابقتين يمكن قبول الفرضية البديلة التي تفيد بعدم استقلالية المتغيرين محل المتابعة و بالتالي يمكن القول بان التراكيب العائلية للأسر الجزائرية تعمل على التأثير في الحالة الفردية لأرباب الأسر و بالتالي التأثير في المستوى الاقتصادي للأسر الجزائرية.

Tests du Khi-deux			
	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	2912,351	36	,000
Rapport de vraisemblance	2730,321	36	,000
Association linéaire par linéaire	104,464	1	,000
Nombre d'observations valides	121210		

أما المخرج الثاني الموضح أعلاه و الخاص باختبار الفرضية الصفرية التي تفيد باستقلالية المتغيرين التركيبية العائلية للأسر و الحالة الفردية لمجمل الأفراد البالغ سنهم أكثر من 15 سنة حسب انتمائهم إلى هذه التراكيب ضد الفرضية البديلة التي تنص على وجود علاقة بين المتغيرين المشار إليهما، وجدنا من خلال النتائج الملخصة فيه بان قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 2912,35 أكبر من قيمة نظيرتها المجدولة عند درجة حرية 36 و مستوى معنوية 0,05 ذات القيمة 55,76 كما أن القيمة الاحتمالية المرافقة لإحصائية كاف مربع المحسوبة التي قيمتها 0,000 اقل من مستوى المعنوية 0,05، من خلال المقارنتين فإننا نرفض الفرضية الصفرية و نقبل الفرضية البديلة التي مفادها وجود علاقة معنوية و دالة إحصائيا بين المتغيرين التركيبية العائلية للأسر و الحالة الفردية لمجمل الأفراد أي أن التراكيب العائلية للأسر الجزائرية تؤثر في الحالة الفردية للأفراد المنتمين إليها و بالتالي يمكن القول بان تأثير التراكيب العائلية للأسر الجزائرية على مستواها الاقتصادي مثبت إحصائيا.

بعد أن أثبتنا إحصائيا وجود علاقة بين المتغيرين التركيبية العائلية للأسر الجزائرية و الحالة الفردية لأرباب الأسر و وجود علاقة بين المتغيرين التركيبية العائلية للأسر و الحالة الفردية لمجمل الأفراد البالغة أعمارهم أكثر من 15 عشر سنة يمكن قياس العلاقتين المذكورتين كليا بين المتغيرات المشار إليها اعتمادا على معاملات الارتباط فاي، كرامر و الاقتران التي يمكن حسابها اعتمادا على البرنامج الإحصائي SPSS على معطيات الجدولين السابقين 67.5 و 69.5 الذي زدنا بالنتائج التالية

Mesures symétriques			
		Valeur	Signification approximée
Nominal par Nominal	Phi	,358	,000
	V de Cramer	,146	,000
	Coefficient de contingence	,337	,000
Nombre d'observations valides		28978	

تبين من خلال نتائج المخرج الأول الخاص بمعاملات الارتباط بين المتغيرين التركيبية العائلية للأسر الجزائرية و الحالة الفردية لأرباب الأسر أن معامل الاقتران بين المتغيرين محل المتابع قدره 0,337 الذي يترجم وجود علاقة متوسطة بين المتغيرين و أن هذا المعامل معنويا يختلف عن الصفر و ذو دلالة إحصائية كون القيمة الاحتمالية المرافقة له ذات المقدار 0,000 اقل من مستوى المعنوية 0,05.

Mesures symétriques			
		Valeur	Signification approximée
Nominal par Nominal	Phi	,155	,000
	V de Cramer	,063	,000
	Coefficient de contingence	,153	,000
Nombre d'observations valides		121210	

فيما يخص قيمة الارتباط كميًا بين المتغيرين التركيبية العائلية للأسر الجزائرية و الحالة الفردية لمجمل الأفراد البالغ سنهم أكثر من 15 سنة حسب انتمائهم إلى هذه التراكيب فقد نتج أن معامل الاقتران بين المتغيرين المذكورين قيمته 0,153، هذه القيمة من الناحية الكمية تعكس وجود ارتباط ضعيف نسبيا بين المتغيرين محل المتابعة غير انه دال إحصائيا و معنويا يختلف عن الصفر بحكم صغر القيمة الاحتمالية المرافقة له ذات المقدار 0,000 مقارنة بمستوى المعنوية 0,05 و هذا تأكيد على وجود العلاقة بين المتغيرين المتوصل إليها سابقا.

خاتمة:

تم في هذا الفصل من الدراسة إبراز مختلف الخصائص للأسر الجزائرية عموماً، وإبراز الخصائص المتعلقة بكل نموذج اسري من بين النماذج المقترحة في الدراسة، أين وجدنا أن الأسر الجزائرية لا تتوزع بانتظام بين الواسطين السكنيين حضر و ريف إذ اغلب الأسر تقطن بالمناطق السكنية الحضرية كما تميزت عموماً بالميل في السكن بسكنات فردية و شقق دون غيرها من الأنواع السكنية الأخرى بحيث سجلت الأسر القاطنة بالنوعين السكنيين المذكورين 67,9% من مجموع الأسر مع غرف المساكن باكتظاظ مقبول بحيث وجدنا أن معدل شغل الغرف بلغ 1,93 فرد في الغرفة، و من حيث التركيب النوعي و العمري فقد عرفت الأسر الجزائرية انتظاماً في توزيع أفرادها بين الجنسين عند مجمل الأعمار و التي بدورها عكست تميز المجتمع السكاني الجزائري عموماً بالشبابية، كما تميزت الأسر الجزائرية بارتفاع في المستويين التعليمي و الاقتصادي.

عند إشراك النماذج الأسرية، و وجدنا أن الخصائص المذكورة عرفت تبايناً بين النمذجتين من جهة، و من جهة أخرى تبايناً مس هذه الخصائص بين مختلف الأشكال الأسرية في كل نموذج، أين اتضح وصفاً و إحصائياً أن توجه الأسر نحو النموذج الأسري البسيط سواء البنية الأسرية البسيطة أو التركيبية العائلية البسيطة أدى ذلك إلى انخفاض في متوسط حجم الأسر و انخفاض في متوسط شغل الغرف مع الميل نحو السكن بسكنات فردية و شقق و في نفس الوقت ارتفاع في المستوى التعليمي لمجموع أفراد الأسر مع ارتفاع في المستوى الاقتصادي.

الفصل السادس

علاقة النماذج الأسرية بالخصوبة

- 1.6- تطور الخصوبة في الجزائر من 1966 إلى 2006
- 2.6- علاقة النماذج الأسرية بالخصوبة خلال الفترة 1966-2006
- 3.6- علاقة النماذج الأسرية بالخصوبة خلال 2006
- 1.3.6- علاقة البنى الأسرية بالخصوبة خلال 2006
- 2.3.6- علاقة التراكيب العائلية بالخصوبة خلال 2006
- 4.6- علاقة النماذج الأسرية بالخصوبة اعتمادا على المتغيرات الديموغرافية
- 5.6 - علاقة النماذج الأسرية بالخصوبة اعتمادا على المتغيرات الاجتماعية

مقدمة:

سنعمل في هذا الفصل على تسليط الضوء على العلاقة بين النماذج الأسرية في الجزائر و مستوى الخصوبة، اعتمادا على مجموعة من الجداول البسيطة و المركبة و الأساليب الإحصائية المستخرجة من قاعدة البيانات بعد جاهزيتها أي بعد أن قمنا بدمج الملفين، الأول ملف الأسرة بعد تحضيره بإضافة مجموعة من المتغيرات تخض النمذجة الأسرية المشار إليها سابقا أما الثاني ملف النساء المستهدفات في المسح الواقعة أعمارهن في السن الإيجابي 15 – 49 سنة، و سيكون كشف العلاقة بين النماذج الأسرية و الخصوبة على مستويين، الأول المستوى العام أي بين الخصوبة و المتغيرين البنية الأسرية و التركيبية العائلية للأسر، و الثاني على المستوى التفصيلي أي بين الخصوبة و المتغيرين البنية الأسرية و التركيبية العائلية للأسر عن طريق إبراز العلاقة بين المتغيرين المذكورين اعتمادا على مجموعة من المتغيرات الديموغرافية و المتغيرات السوسيوديموغرافية.

للإشارة، سنعمل على استبعاد الأسر ذات البنيتين الأسريتين الأسر ذات فرد واحد و الأسر عديمة التركيبية العائلية و استبعاد الأسر ذات التركيبية العائلية عديمة التركيبية العائلية من الدراسة العلائقية بين النماذج الأسرية و الخصوبة بحكم أن هذه الأنواع من الأسر لا تحوي عائلة ضمنها و كما هو معلوم فإن الخصوبة مرتبطة بعدد المواليد و المواليد بدورهم وجودهم مرهون بالزواج أي بالعائلة.

1.6- تطور الخصوبة في الجزائر من 1966 إلى 2006:

تعتبر الخصوبة السكانية احد مقاييس و مؤشرات انتشار المواليد داخل المجتمعات، شأنها شأن معدل المواليد الخام، إلا أن هناك فرقا واضحا بين ما يمثله معدل المواليد الخام و معدل الخصوبة العام، بحيث يعبر معدل المواليد الخام على مدى انتشار أحداث الولادات الحية خلال سنة داخل المجتمع السكاني أي بالنسبة لمجموع السكان ككل دون الأخذ بعين الاعتبار لأعمارهم أو جنسهم أو أي متغير سكاني آخر كما اشرنا في الفصل السابق، في حين يعبر معدل الخصوبة على نسبة المواليد الأحياء إلى عدد النسوة في السن الإنجابي 15- 49 سنة خلال السنة. وبهذا يكون معدل الخصوبة أحد المعدلات النوعية المعبرة عن المواليد الأحياء، باعتباره وظف متغيرين، الأول متغير الجنس و ذلك باقتصاره على مراعاة انتشار المواليد الأحياء بين الإناث فقط من مجموع السكان مستبعدا الذكور، الثاني متغير العمر بحيث خص الإناث في أعمار معينة دون غيرها من الأعمار باقتصاره على النسوة في السن الإنجابي 15-49 سنة مستبعدا كل الإناث الواقعة أعمارهن خارج هذا المجال العمري. و بالتالي يكون معدل الخصوبة أصدق ادلالا على انتشار ظاهرة الإنجاب داخل المجتمعات السكانية، لان النساء هن المسؤولات عن الحمل و الولادة في السن المذكور فيزيولوجيا، و يوحي هذا المصطلح إلى التفريق بين الخصوبة الفيزيولوجية و الخصوبة الفعلية، بحيث تفيد الأولى القدرة البيولوجية للمرأة على الحمل و الإنجاب أي القدرة على عملية الإخصاب و هي عكس العقم، و بهذا فهي تمس الجنسين معا الذكور و الإناث، أما الخصوبة الفعلية فهي عبارة عن عدد المواليد الأحياء للمرأة خلال حياتها الإنجابية.

عرفت الخصوبة في الجزائر منذ الاستقلال إلى غاية سنة انجاز المسح مصدر المعطيات اتجاهها عاما نحو الانخفاض، بحيث سجل المؤشر التركيبي للخصوبة أعلى مستوياته سنة 1970 أين بلغ 8,4 أطفال للمرأة لينخفض إلى القيمة 2,27 طفل للمرأة سنة 2006 حسب ما يبينه الجدول التالي رقم 1.6 الذي لخصنا فيه البيانات الخاصة بهذا المؤشر انطلاقا من مجموعة التعدادات و المسوح ابتداء من سنة 1966 إلى غاية 2006. للإشارة، المعطيات المتعلقة بالمؤشر التركيبي للخصوبة الملخصة في الجدول أدناه جمعت للتواريخ التي تتماشى مع السنوات التي أنجزت بها التعدادات في الجزائر، بحيث قيم المؤشر الخاصة بسنتي 1966 و 1998 مستمدة من نتائج التعدادين الموافقين للسنتين المذكورتين أما قيمته الخاصة بسنتي 1977 و 1987 و لتعذر التحصل عليهما من نتائج تعدادي السنتين المذكورتين فقد تم الرجوع إلى مقال الباحثين حفاظ طاهر و حمال علي المنشور بمجلة العلوم الإنسانية لسنة 1999 العدد 12 تحت عنوان تحول الخصوبة و سياسة السكان في الجزائر.

جدول 1.6: تطور المؤشر التركيبي للخصوبة في الجزائر من 1966 إلى غاية 2006

السنة	المؤشر التركيبي للخصوبة
1966	7,4
1977	7,4
1987	5,29
1998	2,75
2002	2,2
2006	2,27

يتبين من خلال الجدول أعلاه أن المؤشر التركيبي للخصوبة في الجزائر خلال الفترة الزمنية الممتدة من 1966 إلى غاية سنة 2006 أي أربعين (40) سنة عرف انخفاضا جد هام مقارنة بطول الفترة الزمنية قدره أكثر من خمسة (05) أطفال للمرأة الواحدة، كما يلاحظ أن هذا الانخفاض سار بوتيرة غير منتظمة بحيث كان اشد تسارعا خلال العشرين سنة الأخيرة (1987- 2006) مقارنة بالعشرين سنة الأولى (1966 - 1987) بحيث كان الفارق بين الحدين الزمنيين للفترة الأولى 2,1 طفل لكل امرأة بينما في المرحلة الثانية فان الفارق قارب 3 أطفال لكل امرأة.

بالرغم من أن عدد المواليد الأحياء في فترة الثمانينات أكبر و بكثير مقارنة بعدد المواليد المسجلين خلال سنوات السبعينات إذ كان أكبر عدد مواليد سجلته الجزائر على الإطلاق سنة 1985 و البالغ 864000 مولود حي (ولادات حية بعد التصحيح) حسب الديوان الوطني للإحصائيات نتج عنه معدل خام للمواليد قدره 39,5% في حين تم تسجيل معدل مواليد خام قدره 50,5% يخص سنة 1966 حسب ما تبينه معطيات الجدول رقم 11.3 الخاص بتطور معدل المواليد في الجزائر من سنة 1966 إلى سنة 2006 غير أن مؤشر الخصوبة لسنة 1987 اقل من نظيره المسجل سنة 1966، يمكن إرجاع هذا إلى ارتفاع عدد النسوة الواقعة أعمارهن في السن الإنجابي سنة 1987 مقارنة بعددهن سنة 1966. يمكن إرجاع سبب الارتفاع النسبي في الخصوبة المسجل خلال سنة 2006 إلى بلوغ الأجيال التي ولدت خلال سنوات بداية الثمانينات و التي تعتبر كبيرة الأعداد كميا إلى أعمار تفوق العشرين سنة، هذه الأعمار تخول نسبة كبيرة منهم الانتقال من الحالة الزوجية أعزب إلى متزوج و بالأخص الإناث منهم بحكم أن الإناث يتزوجن في سن مبكر مقارنة بالذكور و بالتالي زيادة عدد المواليد و الذي بدوره يؤدي إلى ارتفاع مستوى الخصوبة.

وفيما يخص الانخفاض المسجل في مستويات المؤشر التركيبي للخصوبة بعد 1977، لا يمكن الجزم بان السبب كان سياسة تباعد الولادات حسب ما أورد علي قواوسي الذي أشار إلى أن وسائل منع الحمل خلال سنة 1986 لم تكن واسعة الانتشار بدرجة كبيرة إذ لم تتجاوز نسبة النساء المستعملات لها القيمة 36% بل يرجع ذلك إلى أسباب أخرى من أهمها تأخر سن الزواج، كما أشرنا في الفصول السابقة من الدراسة فان متوسط السن الأول للزواج يتعلق و بدرجة كبيرة بمتغير البنية الأسرية و على هذا الأساس ليس من المستبعد كينونة وجود علاقة بين البنى الأسرية و الخصوبة.

2.6- علاقة النماذج الأسرية بالخصوبة خلال الفترة 1966-2006:

سنحاول في هذا العنصر رصد العلاقة الكائنة بين المتغيرين البنية الأسرية و التركيبية العائلية من زاوية تاريخية أي من خلال التطور الكمي لمؤشرات المتغيرات المذكورة بدلالة الزمن و ذلك بإشراك القيم الكمية للمقاييس (معدل و نسب) المتعلقة بالمتغيرات المذكورة المسجلة خلال السنوات الموافقة لإنجاز التعدادات في الجزائر.

1.2.6- علاقة الخصوبة بالبنى الأسرية خلال الفترة 1966-2006:

لكشف العلاقة بين المتغيرين الخصوبة و البنية الأسرية تاريخيا، تم توظيف المؤشر التركيبي للخصوبة كمقياس معبر عن التغير في مستويات الخصوبة في الجزائر و توظيف البنيتين الأسريتين البسيطة و المركبة المعبرتين عن التغير في التوجه الأسري للأسر الجزائرية، للإشارة تم اختيار البنية الأسرية البسيطة كونها تعبر عن التوجه الأسري في الجزائر كما تم إثباته سابقا و اختيار البنية الأسرية المركبة كونها تعد نقيض البنية الأسرية البسيطة (كما، نوعا و توجهها) من جهة، و من جهة أخرى تعبر عن انحراف الأسر الجزائرية عن النموذج الأسري التقليدي.

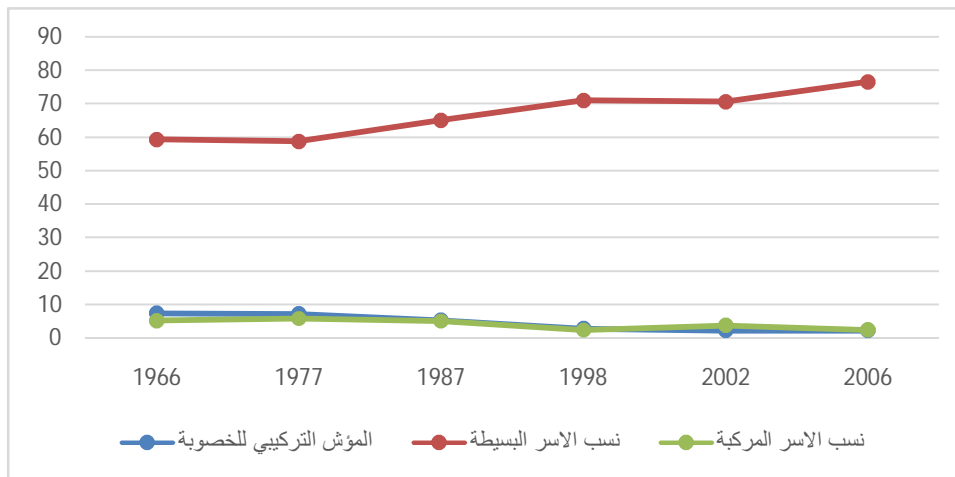
تم توظيف الجدول التالي رقم 2.6 لتلخيص المعطيات المتعلقة بالمؤشر التركيبي للخصوبة عند كل تعداد و نسب البنيتين الأسريتين البسيطة و المركبة من مجموع الأسر الجزائرية خلال التعدادات كتمهيد للدراسة الوصفية ثم الإحصائية، ومن خلاله يتبين عموما أن الاتجاه العام لتطور نسب البنى الأسرية البسيطة يسير وفق خط مناقض لتغير المؤشر التركيبي للخصوبة بينما يسير خط الاتجاه العام لتطور نسب البنى الأسرية المركبة بوتيرة تكاد تكون مطابقة للتطور في خط الاتجاه العام للمؤشر التركيبي للخصوبة خلال فترة الملاحظة، و هذا ما يبينه الشكل رقم 1.6 المنجز اعتمادا على بيانات الجدول رقم 2.6، من خلال معطيات الجدول المذكور يتبين أن نسب الأسر البسيطة من مجموع الأسر الجزائرية في ارتفاع

مستمر إلى غاية سنة 1998 و خلال نفس الفترة سارت نسب الأسر المركبة نحو الانخفاض و بشكل مستمر صاحبهما انخفاض مستمر لقيم المؤشر التركيبي للخصوبة.

جدول 2.6: تطور المؤشر التركيبي للخصوبة، نسب الأسر البسيطة و نسب الأسر المركبة في الجزائر من 1966 إلى غاية 2006

السنة	المؤشر التركيبي للخصوبة	نسب الأسر البسيطة	نسب الأسر المركبة
1966	7,4	59,39	5,17
1977	7,4	58,79	5,80
1987	5,29	65,14	5,07
1998	2,75	71,05	2,39
2002	2,2	70,60	3,80
2006	2,27	76,60	2,46

و ما يثير الانتباه من خلال معطيات الجدول هو الانخفاض النسبي لنسب الأسر البسيطة و الارتفاع النسبي لنسب الأسر المركبة عند سنة 2002 ثم الارتفاع النسبي و لأول مرة في للمؤشر التركيبي للخصوبة خلال سنة 2006، ما يمكن قوله من تتبع تطور المتغيرات الثلاث الملخصة في الجدول أن ارتفاع (بشكل طفيف) قيمة المؤشر التركيبي للخصوبة خلال سنة 2006 سبقه ارتفاع في نسب الأسر المركبة و انخفاض لنسب الأسر البسيطة سنة 2002 و هذا يسمح لنا و لو مبدئيا بالقول بان متغير البنية الأسرية له دور تأثيري على الخصوبة، أي يمكن اعتبار متغير البنية الأسرية في الجزائر كمتغير مستقل يؤثر في مستويات الخصوبة.



مخطط 1.6: تطور نسب الأسر البسيطة و المركبة و المؤشر التركيبي للخصوبة من 1966 إلى 2006

بعد ان تبين وجود علاقة من الناحية الوصفية بين المتغيرين البنية الأسرية و المؤشر التركيبي للخصوبة يمكننا قياسها كميًا و ذلك بتوظيف معامل الارتباط الخطي بيرسون الذي من شأنه قياس قوة العلاقة و تبيان نوعها بين المتغيرين، سبق و أن أوضحنا كيفية حسابه في الفصل الرابع من هذه الدراسة، بعد حساب معامل الارتباط بيرسون بين المتغيرين يمكن الإثبات و البرهنة إحصائياً عن طريقه وجود العلاقة بين المتغيرين. إيضاحاً و تسهيلاً للعمليات الحسابية تم الاستعانة بالجدول التالي الذي لخصنا فيه مجمل التفاصيل الحسابية الموصلة لنتائج معامل الارتباط.

معامل الارتباط الخطي بيرسون بين نسب الأسر البسيطة و المؤشر التركيبي للخصوبة:

السنة	نسب الأسر البسيطة (X)	المؤشر التركيبي للخصوبة (Y)	X x Y	X 2	Y 2
1966	59,39	7,4	439,49	3527,17	54,76
1977	58,79	7,3	429,17	3456,26	53,29
1987	65,14	5,29	344,59	4243,22	27,98
1998	71,05	2,75	195,39	5048,10	7,56
2002	70,6	2,2	155,32	4984,36	4,84
2006	76,6	2,27	173,88	5867,56	5,15
المجموع	401,57	27,21	1737,83	27126,68	153,59

بعد تطبيق العلاقة الإحصائية الخاصة بمعامل الارتباط الخطي بيرسون بين نسب الأسر البسيطة و المؤشر التركيبي للخصوبة وجدنا أن قيمته مساوية للمقدار $-0,958$ ($r = -0,958$)، بحكم أن ناتج المعامل بالإشارة السالبة فهذا يعكس وجود علاقة عكسية بين المتغيرين و فيما يخص قوة العلاقة فيمكن القول بأنها جد قوية لاقترب ناتج المؤشر من القيمة ناقص واحد (-1)، أي توجد علاقة جد قوية عكسية بين المتغيرين البنية الأسرية البسيطة و المؤشر التركيبي للخصوبة في الجزائر خلال الفترة 1966 - 2006 ، و للإثبات الإحصائي على الوجود الفعلي للعلاقة وظفنا اختبار ستيودنت (اختبار T) الخاص بالدلالة الإحصائية لنتائج هذا المعامل، لتطبيق الاختبار اعتمدنا على البرنامج الإحصائي SPSS الذي زدنا بالنتائج التالية.

Corrélations

	نسب الأسر البسيطة	المؤشر التركيبي للخصوبة
نسب الأسر البسيطة	Corrélation de Pearson	1
	Sig. (bilatérale)	,003
	N	6

من خلال النتائج المتحصل عليها عن طريق البرنامج الإحصائي SPSS المبينة أعلاه، نستنتج أن ناتج معامل الارتباط الخطي بيرسون بين نسب الأسر البسيطة من مجموع الأسر الجزائرية و المؤشر التركيبي للخصوبة ذو القيمة - 0,958 دال إحصائياً و معنوياً يختلف عن الصفر بحكم أن مستوى الدلالة الإحصائية الموافق له قيمته 0,003 أقل من مستوى المعنوية المعمول به 0,05، مما سبق يمكن القول بان وجود العلاقة و قوتها و نوعها بين المتغيرين نسب الأسر البسيطة و المؤشر التركيبي للخصوبة مثبت إحصائياً خلال كامل فترة الدراسة الممتدة من سنة 1966 إلى غاية سنة 2006.

3.2.6 - علاقة التراكيب العائلية بالخصوبة خلال الفترة 1966-2006:

بنفس الخطوات الإحصائية المتبعة لإثبات العلاقة بين نسب الأسر البسيطة و المؤشر التركيبي للخصوبة، نقوم بإثباتها بين المتغيرين نسب الأسر المركبة و المؤشر التركيبي للخصوبة، فيتطبيق معامل الارتباط الخطي بيرسون بين المتغيرين الملخصة خطواته الحسابية في الجدول التالي:

معامل الارتباط الخطي بيرسون بين نسب الأسر المركبة و المؤشر التركيبي للخصوبة:

السنة	نسب الأسر المركبة (X)	المؤشر التركيبي للخصوبة (Y)	X x Y	X ²	Y ²
1966	5,17	7,4	38,26	26,73	54,76
1977	5,80	7,4	42,34	33,64	53,29
1987	5,07	5,29	26,82	25,70	27,98
1998	2,39	2,75	6,57	5,71	7,56
2002	3,80	2,2	8,36	14,44	4,84
2006	2,46	2,27	5,58	6,05	5,15
المجموع	24,69	27,21	127,93	112,27	153,58

و بعد تطبيق العلاقة الحسابية الخاصة بهذا المعامل وجدنا أن قيمته 0,889 ($r = 0,889$)، توحى هذه النتيجة بان العلاقة بين نسب الأسر المركبة من مجموع الأسر الجزائرية و المؤشر التركيبي للخصوبة طردية من حيث نوعها أي أن التغير في نسب الأسر المركبة يصاحبه تغير بنفس الاتجاه في قيمة المؤشر التركيبي للخصوبة سواء نحو الارتفاع أو الانخفاض، و من حيث قوة العلاقة فيمكن القول بان العلاقة بين المتغيرين جد قوية لقرب الناتج من القيمة واحد.

يهدف إثبات ما تم التوصل إليه إحصائيا استعملنا اختبار ستيودنت (اختبار T) الذي من شأنه إثبات الدلالة الإحصائية لنتائج معامل الارتباط بين المتغيرين أو نفيها، وصولا إلى هذه الغاية استعملنا البرنامج الإحصائي SPSS الذي زدنا بالنتائج المبينة في الجدول التالي:

Corrélations

		نسب الأسر المركبة	المؤشر التركيبي للخصوبة
نسب الأسر المركبة	Corrélacion de Pearson	1	,889*
	Sig. (bilatérale)		,018
	N	6	6

من خلال ما نتج عن الاختبار الإحصائي ستيودنت لمعامل الارتباط المبين في الجدول أعلاه، يمكن القول بان نتائج معامل الارتباط نسب الأسر المركبة من مجموع الأسر الجزائرية و المؤشر التركيبي للخصوبة خلال فترة الملاحظة ذو دلالة إحصائية و معنويا يختلف عن الصفر لان مستوى الدلالة الناتج قدره 0,018 يعتبر اقل مقارنة بمستوى المعنوية 0,05، على ضوء ما تقدم يمكن القول بان العلاقة من قوتها و نوعها بين المتغيرين مثبتة إحصائيا.

3.6- علاقة النماذج الأسرية بالخصوبة خلال 2006:

لدراسة العلاقة بين الخصوبة المسجلة خلال سنة 2006 و المتغيرين البنى الأسرية و التراكيب العائلية بشكل آني أي القيم الكمية للخصوبة التي وفرتها معطيات المسح العنقودي المتعدد المؤشرات المنجز سنة 2006، سنعمل على توظيف المؤشرات الخاصة بقياس مستوى الخصوبة المتمثلة في المؤشر التركيبي للخصوبة، معدل الخصوبة العامة حسب العمر، معدل الخصوبة العامة و متوسط عدد الأطفال (الولادات الحية) للمرأة، بحيث سيتم اختيار في كل مرة احد المؤشرات المذكورة و دراسة علاقته بالمتغيرين البنى الأسرية و التراكيب العائلية، هذا الاختيار مربوط بالغاية و الهدف المراد التوصل إليه في كل مرة.

قبل الشروع في كشف العلاقة المشار إليها و يجب أولا حساب المؤشرات المترجمة لمستوى الخصوبة المسجل خلال سنة 2006، و لحسابها تم استخراج المعطيات اللازمة لذلك المتمثلة في عدد النسوة الإجمالي، عدد النسوة عند كل فئة عمرية في السن الإيجابي و عدد المواليد الأحياء حسب سن النسوة، المعطيات المستخرجة تم تلخيصها في الجدول التالي.

جدول 3.6: توزيع عدد المواليد و عدد النسوة حسب الأعمار

الأعمار	عدد المواليد	عدد النسوة
19-15	36	8417
24-20	43	860
29-25	813	7086
34-30	795	6114
39-35	609	5239
44-40	281	4667
49-45	19	3454
المجموع	2991	43583

يلاحظ من الجدول أعلاه أن عدد الولادات المسجلة خلال السنة السابقة للمسح تباين إلى درجة كبيرة حسب أعمار الأمهات، بحيث كان للنسوة ذوات الأعمار المتقدمة و الأعمار المتأخرة من السن الإنجابي عدد ولادات جد منخفض مقارنة بعدد ولادات النسوة ذوات الأعمار التي توسطت السن الإنجابي، بحيث أكبر عدد ولادات حية خلال السنة تم تسجيله لصالح النسوة الواقعة أعمارهن في الفئة العمرية 29-25 سنة الذي بلغ 813 ولادة حية، اعتمادا على المعطيات الملخصة في الجدول أعلاه تم حساب المؤشرات المعبرة على مستوى الخصوبة و التي لخصناها في الجدول التالي.

جدول 4.6: معدل الخصوبة حسب العمر، المؤشر التركيبي للخصوبة و معدل الخصوبة العامة

الأعمار	معدل الخصوبة حسب العمر	المؤشر التركيبي للخصوبة	معدل الخصوبة العامة (‰)
19-15	0,004277	2,40944	68,62
24-20	0,050895		
29-25	0,114733		
34-30	0,130029		
39-35	0,116244		
44-40	0,06021		
49-45	0,005501		

من خلال النتائج الموضحة في الجدول أعلاه، وجدنا أن أعلى مستوى للخصوبة العامة حسب العمر سجلته النسوة الواقعة أعمارهن في الفئة العمرية 30-34 سنة و الذي بلغ حوالي 130 ولادة حية لكل ألف امرأة، عرف هذا المستوى انخفاضا مستمرا منتظما من هذه الفئة نحو الفئات العمرية المتطرفة نحو الجهتين بحيث اقل قيمه 4,2 و 5,5 ولادة حية لكل ألف امرأة مسجلة على الترتيب للنسوة ذوات الأعمار الواقعة في الفئتين العمريتين 15-19 سنة و 45-49 سنة. و بشكل إجمالي فان معدل الخصوبة العام دون تخصيص سن الأمهات بلغ 68,62 ولادة حية لكل ألف امرأة و الذي يعد مجموع معدلات الخصوبة العامة حسب السن، أما المؤشر التركيبي للخصوبة فقدرة 2,4 لكل امرأة و الذي يعبر على متوسط عدد المواليد الأحياء الممكن أن تنجبهم المرأة خلال كامل حياتها الإيجابية بشرط سيرورة نمط ولاداتها طبقا لمعدلات الخصوبة العمرية الملخصة في الجدول أعلاه.

1.3.6- علاقة البنى الأسرية بالخصوبة خلال 2006:

قبل كشف العلاقة بين البنى الأسرية أي الانتماء الأسري للمرأة و مستوى الخصوبة، و جب قياس مستوى الخصوبة للنسوة في السن الإنجابي حسب البنى الأسرية المنتمية لها النسوة، و ذلك بحساب كل المؤشرات الدالة على خصوبة النسوة اعتمادا على البيانات التي وفرها المسح، بغية حساب المؤشر التركيبي للخصوبة و معدلات الخصوبة العامة تم استخراج البيانات الخاصة بعدد النسوة في السن الإنجابي و ولاداتهن الحية حسب السن المعبر عنه بفئات عمرية خماسية التي لخصناها في الجدول رقم 5.6، الذي يتبين من خلاله بشكل عام أن الخصوبة العامة العمرية تتميز بقلتها عند الفئات العمرية المتقدمة مهما كانت البنية الأسرية في حين ترتفع قيمها عند الأعمار المتوسطة. تم استبعاد البنيتين الأسريتين الأسر ذات فرد واحد و الأسر عديمة التركيبة العائلية لان النساء المنتميات إلى هذه الأسر غير معنيات بالخصوبة لان الواجب في الخصوبة وجود علاقة الزوجية داخل الأسرة سواء حاليا أو سابقا لأنه من الممكن تكون المرأة أرملة أو مطلقة أي انعدام تشكيل عائلة ضمن هذه الأسر و بالتالي تكون المؤشرات المعبرة عن السلوك الخصوبي لهذه الأسر معدومة.

بتركيز الملاحظة على معدلات الخصوبة العامة العمرية عند كل بنية أسرية بهدف المقارنة الكمية في مستوياتها بين مختلف البنى الأسرية، وجدنا عموما أن النسوة المنتميات إلى الأسر ذات البنيتين البسيطة و الموسعة من النموذج الأول تميزن بخصوبة اقل من نظيراتها المنتميات إلى الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة مهما كانت الفئة العمرية محل الملاحظة المنتمية إليها أعمار النسوة في حالة عدم انعدام الخصوبة، فعلى سبيل المثال وجدنا أن الخصوبة العامة للنسوة ذوات الأعمار 15-19 سنة المنتميات إلى الأسر البسيطة التي قيمتها 2,8 طفل لكل امرأة تعد الأقل على الإطلاق مقارنة بخصوبة النسوة المنتميات لباقي البنى الأسرية في نفس العمر، و فيما يخص النسوة المنتميات إلى الأسر المركبة فقد سجلت

أعلى مستويات الخصوبة العمرية في حال عدم انعدام الخصوبة إذا استثنينا الفئة العمرية 30-34 سنة التي سجلت فيها نسوة الأسر البسيطة أعلى معدل خصوبة عامة بينما تقاربت النسوة في خصوبتهن عند هذه الفئة لدى مختلف البنى الأسرية.

يمكن إرجاع سبب ارتفاع الخصوبة العمرية الفئة 30-34 و ما يليها من فئات عمرية للنسوة المنتميات إلى الأسر البسيطة مقارنة بالبنى الأسرية الأخرى إلى أن هذه النسوة كانت سابقا أخصبا ولاداتهن إلى غاية وصولهن إلى هذا السن بسبب أنهن عاملات أو أنهن تزوجن في سن متأخرة بحيث تم في الفصل السابق من هذه الدراسة إثبات أن الأسر البسيطة تعمل على تشجيع خروج المرأة إلى العمل كما أن النساء المنتميات إلى هذه الأسر تميزن بمتوسط سن زواج اول اكبر من باقي نسوة البنى الأسرية الأخرى.

جدول رقم 5.6: توزيع عدد المواليد الأحياء، عدد النسوة و معدلات الخصوبة العمرية العامة حسب العمر و البنية الأسرية.

الأعمار							عدد النسوة/عدد الأطفال	البنية الأسرية
49-45	44-40	39-35	34-30	29-25	24-20	19-15		
2778	3709	3961	4271	4748	6055	6726	عدد النسوة	الأسر البسيطة
16	249	499	594	481	207	19	عدد الأطفال	
0,005	0,0671	0,126	0,139	0,101	0,034	0,0028	معدل الخصوبة	
303	20	464	460	517	680	709	عدد النساء	الأسر الموسعة من النموذج 1
3	23	46	52	40	23	3	عدد الأطفال	
0,009	0,054	0,099	0,113	0,077	0,033	0,0042	معدل الخصوبة	
271	365	582	985	1316	1327	758	عدد النساء	الأسر الموسعة من النموذج 2
0	9	42	110	212	138	10	عدد الأطفال	
0,00	0,024	0,072	0,111	0,161	0,104	0,0132	معدل الخصوبة	
60	110	174	339	453	476	185	عدد النساء	الأسر المركبة
0	0	22	39	79	69	4	عدد الأطفال	
0,00	0,00	0,126	0,115	0,174	0,145	0,0216	معدل الخصوبة	
7	11	11	11	15	13	10	عدد النساء	بنى أخرى
0	0	0	0	1	1	0	عدد الأطفال	
0,00	0,00	0,00	0,00	0,066	0,076	0,00	معدل الخصوبة	

باستغلال البيانات الملخصة في الجدول أعلاه، أمكن حساب مختلف المؤشرات المترجمة لمستوى الخصوبة حسب البنى الأسرية المنتمية إليها النسوة، النتائج المتوصل إليها ملخصة في الجدول التالي رقم 6.6، الذي يتبين من خلاله أن الأسر ذات البنيتين الأسريتين البسيطة و الموسعة من النموذج الأول عرفت مستوى خصوبي منخفض مقارنة بالأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة استنادا على قيم معدلات الخصوبة العامة و المؤشر التركيبي للخصوبة.

جدول 6.6: معدلات الخصوبة العامة و المؤشر التركيبي للخصوبة حسب البنى الأسرية

البنية الأسرية	المؤشر التركيبي للخصوبة	معدل الخصوبة العامة (%)
الأسر البسيطة	2,3813	64,035
الأسر الموسعة من النموذج 1	1,9613	53,476
الأسر الموسعة من النموذج 2	2,4339	92,969
الأسر المركبة	2,9123	118,531
بنى أخرى	0,7179	25,641
المجموع	2,4094	68,628

اعتمادا على النتائج الملخصة في الجدول أعلاه و بتركيز الملاحظة على معدل الخصوبة العامة عند كل بنية أسرية يمكن القول بوجود تفاوت هام جدا في مستوى الخصوبة، بحيث وجدنا الخصوبة الخاصة بالأسر المركبة ذات القيمة 118,5 طفلا لكل امرأة ضعف ما هي عليه في الأسر البسيطة و الأسر الموسعة من النموذج الأول المسجلتين على الترتيب 64 و 53,47 طفلا لكل امرأة، أما فيما يخص المؤشر التركيبي للخصوبة فقد عرف هو الآخر تباينا كميًا و لكنه اقل حدة من سابقه بحيث وجد للأسر الموسعة من النموذج الأول بقيمة 1,96 طفلا لكل امرأة و هو اقل مستوى له مقارنة بالأسر الأخرى أما ارفع مستوى له فقد سجل لدى الأسر المركبة بقيمة 2,91 طفلا لكل امرأة.

كمقارنة بين المؤشرين المستعملين يمكن القول بان الاعتماد في المقارنة الكمية لمستوى الخصوبة للنسوة حسب انتمائهن للبنى الأسرية على معدل الخصوبة العام يمكن أن يكون أكثر واقعية بحكم انه مؤشر آني يعكس واقع الخصوبة الحالية بينما المؤشر التركيبي للخصوبة فقد حسب تحت قيد استمرارية نفس السلوك الخصوبي للنساء في مختلف الأعمار أي انه مؤشر توقعي مستقبلي أكثر منه آني و ما يعاب عليه انه من المستبعد أن تحافظ المرأة الواقع سنها فرضا في الفئة العمرية 20-25 سنة على نفس السلوك الخصوبي بعد خمس و عشر إلى غير ذلك من السنوات كما هو عليه حال الخصوبة للنسوة في الفئة العمرية

29-25 و 30-34 سنة و غير ذلك من الفئات، على ضوء ما ذكرنا يمكن القول مبدئيا و وصفا بان توجه الأسر الجزائرية نحو الأسر البسيطة و انحرافها عن الأسر المركبة يعمل على خفض مستويات الخصوبة في الجزائر، محاولة منا لإثبات ذلك إحصائيا سنعمل على إدراج بعض المتغيرات الوسيطة ذات الصلة بالخصوبة و التي وفرتها قاعدة البيانات الخاصة بالمسح، كما يمكننا إدراج بعض المتغيرات التي أهملها المسح اعتماد على متغيرات أخرى موجودة.

2.3.6- علاقة التراكيب العائلية بالخصوبة خلال 2006:

سنحاول في هذا العنصر من الدراسة رصد و كشف العلاقة بين التراكيب العائلية للأسر المنتمية إليها النسوة في الإنجابي و الخصوبة الأنثوية أي خلال السنة الموافقة لتاريخ انجاز المسح، و ذلك من خلال دراسة العلاقة بين المتغير التركيبية العائلية للأسر الجزائرية و المؤشرات الكمية المعنية بقياس مستوى الخصوبة بشكل مباشر و نقصد بها معدل الخصوبة العامة حسب العمر، معدل الخصوبة العامة و المؤشر التركيبي للخصوبة هذا من جهة، و من جهة أخرى دراسة العلاقة بين التراكيب العائلية و المتغيرات الديموغرافية المعبرة عن التغير في مستوى الخصوبة سواء نحو الزيادة أو النقصان من الناحيتين الوصفية و الإحصائية.

لحساب معدلات الخصوبة حسب العمر الخاصة بأسر كل تركيبة عائلية تم استخراج المعطيات الخاصة بذلك و التي وفرها ملف المسح ونقصد بها أعداد النسوة حسب العمر و أعداد الولادات الحية حسب أعمار الأمهات عند كل تركيبة عائلية، و بحساب معدلات الخصوبة حسب الأعمار يمكن و بسهولة حساب معدل الخصوبة العامة. تسهيلا للعرض الجدولي للمعطيات المشار إليها تم تلخيص البيانات و معدلات الخصوبة العمرية في الجدول التالي رقم 7.6، و الذي لاحظنا من خلاله و مهما كانت التركيبية العائلية للأسر أن الخصوبة حسب الأعمار تميزت بقلّة مستوياتها في الأعمار الأولى من السن الإنجابي للنساء لترتفع إلى أقصى حد لها في الأعمار المتوسطة أي في الفئة العمرية 25 – 29 سنة لدى أغلب التراكيب العائلية للأسر و في الفئة العمرية 30-34 سنة لتراكيب عائلية أخرى لتعاود الانخفاض تدريجيا بدلالة التقدم في الأعمار.

جدول رقم 7.6: معدلات الخصوبة العمرية حسب التراكيب العائلية

الأعمار							عدد النسوة/عدد الولادات	التراكيب العائلية
49-45	44-40	39-35	34-30	29-25	24-20	19-15		
2778	3709	3963	4272	4746	6055	6725	عدد النسوة	التركيبية البسيطة
16	249	499	594	481	207	19	عدد الولادات	
0,0057	0,0671	0,125	0,139	0,1013	0,0341	0,0028	معدل الخصوبة	
148	236	249	221	226	326	365	عدد النسوة	التركيبية التصاعديّة
2	17	38	42	29	17	1	عدد الولادات	
0,0135	0,0720	0,152	0,190	0,1283	0,052	0,0027	معدل الخصوبة	
254	324	570	1029	1405	1443	753	عدد النسوة	التركيبية التنازلية
0	7	46	111	212	162	11	عدد الولادات	
0,00	0,0216	0,0807	0,1078	0,1508	0,112	0,0146	معدل الخصوبة	
66	94	113	106	140	145	119	عدد النسوة	التركيبية العرضية
1	3	9	11	17	7	1	عدد الولادات	
0,0151	0,0319	0,079	0,103	0,121	0,048	0,0084	معدل الخصوبة	
51	106	146	251	322	318	174	عدد النسوة	التركيبية المركبة
1	3	9	11	17	7	1	عدد الولادات	
0,00	0,0094	0,075	0,091	0,1646	0,084	0,0057	معدل الخصوبة	
123	146	153	187	207	264	252	عدد النسوة	تراكيب أخرى
0	4	6	14	21	18	3	عدد الولادات	
0,00	0,0274	0,039	0,074	0,1014	0,0681	0,0119	معدل الخصوبة	

كمقارنة للخصوبة العمرية بين مختلف التراكيب العائلية، وجدنا أن نساء أسر التركيبية العائلية البسيطة تميزن بأقل مستوى خصوبي بدلالة الأعمار بالنسبة للأعمار الأولى من السن الخصوبي مقارنة بنسوة باقي التراكيب العائلية بحيث قدرت خصوبتهن بـ 2,8 طفل لكل ألف امرأة و 34,1 طفل لكل ألف امرأة في الفئتين العمريتين 19-15 و 24-20 سنة مسجلات فارقا كميا هاما بينهما و بين نسوة التركيبية

العائلية التنازلية اللواتي تميزن بأعلى مستوى خصوبي عمري بحيث قدرت خصوبتهن في نفس هذه الأعمار 14,6 طفل لكل ألف امرأة و 112 طفل لكل ألف امرأة، و في الفئة العمرية 25-29 سنة بلغت خصوبة نسوة التركيبية البسيطة 101,3 طفل لكل ألف امرأة بينما وصلت خصوبة النسوة في التركيبية العائلية المركبة 164,6 طفل لكل ألف امرأة.

سُجل أعلى مستوى خصوبي في الأعمار ابتداء من الفئة العمرية 30-34 سنة إلى غاية 45-49 سنة لدى نسوة الأسر ذات التركيبية العائلية التصاعدية بحيث بلغت خصوبتهن 190، 152 و 72 طفل لكل ألف امرأة على الترتيب بدلالة الفئات العمرية، في المقابل لاحظنا أن اقل مستوى خصوبي بدلالة الأعمار الخاص بهذه الفئات تم تسجيله لدى نسوة التركيبية العائلية المركبة بحيث بلغت خصوبتهن بدلالة الفئات العمرية المذكورة على التوالي 91، 75 و 9,4 طفل لكل ألف امرأة.

من خلال ما تقدم، يُفهم وصفا أن الأسر ذات التركيبية العائلية البسيطة تساهم و تعمل على خفض من مستويات الخصوبة مهما كان عمر النسوة بينما تعمل الأسر ذات التركيبية العائلية التنازلية و المركبة على الرفع من مستوى الخصوبة لدى النسوة في الأعمار الأولى من السن الإنجابي بينما الأسر ذات التركيبية العائلية التصاعدية فتعمل على رفع الخصوبة في الأعمار المتأخرة من السن الخصوبي للنسوة و يمكن إرجاع ذلك إلى تشكيلة الأفراد المكونين لكل تركيبية عائلية.

يمكن حساب كل من معدل الخصوبة العامة و المؤشر التركيبي للخصوبة للنسوة في السن الإنجابي حسب انتماءتهن إلى التراكيب العائلية و ذلك اعتمادا على معدلات الخصوبة العمرية الملخصة في الجدول أعلاه رقم 7.6، النتائج المتحصل عليها لخصناها في الجدول التالي رقم 8.6 و الذي يتبين من خلاله وجود اختلاف كمي في قيم المؤشرين المذكورين حسب التراكيب العائلية للأسر و بالأخص معدل الخصوبة العام، بحيث وجدنا أن معدل الخصوبة العامة لدى النسوة المنتميات إلى التركيبية العائلية التنازلية سجل أعلى مستوى مقارنة بباقي التراكيب العائلية إذ بلغ 95,02 طفل لكل ألف امرأة، و بعدة في الترتيب مستوى الخصوبة لدى نسوة التركيبية العائلية المركبة بقيمة 84,80 طفل لكل ألف امرأة، أما نسوة التركيبيتين العائليتين البسيطة و العرضية فقد سجلن اقل المستويات الخصوبية بحيث لم تبلغ خصوبتهن سوى 62,58 طفل لكل ألف امرأة و 64,03 طفل لكل ألف امرأة على الترتيب.

و فيما يخص المؤشر التركيبي للخصوبة وجدنا أن اكبر قيمة له 3,057 طفل لكل امرأة على مستوى التركيبية العائلية التصاعدية، و في الترتيب الثاني تنازليا جاءت قيمته الخاصة بنسوة التركيبية العائلية التنازلية التي بلغت 2,44 طفل لكل امرأة أما اقل قيمه فسُجلت على مستوى الأسر ذات التركيبية العائلية العرضية و التي بلغت 2,043 طفل لكل امرأة.

جدول 8.6: معدلات الخصوبة العامة و المؤشر التركيبي للخصوبة حسب التراكيب العائلية للأسر

التراكيب العائلية	المؤشر التركيبي للخصوبة	معدلات الخصوبة العامة
التركيبة البسيطة	2,381	64,03
التركيبة التصاعدية	3,057	82,44
التركيبة التنازلية	2,440	95,02
التركيبة العرضية	2,043	62,58
التركيبة المركبة	2,158	84,80
تراكيب أخرى	1,615	49,55
المجموع	2,409	68,628

يمكن القول بان معدل الخصوبة العام يعكس المستوى الخصوبي بشكل أدق من المؤشر التركيبي للخصوبة، بحيث المؤشر الأول يقيس الخصوبة الآنية الواقعية أما المؤشر الثاني فيعكس المستوى الخصوبي للنسوة خلال كامل حياتهن الإنجابية بشرط بقاء نفس مستوى الخصوبة العمرية، و بحكم أن المسح وفر معطيات آنية فيمكن تبني معدل الخصوبة العامة في هذه الحالة، و من خلال قيم هذا المؤشر الملخصة في الجدول أعلاه يمكن القول وصفا أي من خلال القراءة الوصفية للنتائج وجدنا أن الأسر ذات التراكيب العائلية التنازلية، التصاعدية و المركبة تعمل على الرفع من مستوى الخصوبة بينما الأسر ذات التركيبتين البسيطة و العرضية تعمل على الخفض من مستوى الخصوبة. و بما أن التوجه الأسري في الجزائر نحو النموذج النووي أي نحو الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة فيمكن القول بان هذا التوجه قد ساهم في خفض مستوى الخصوبة، غير أن هذا الطرح مستوحى من خلال القراءة الوصفية لبيانات الجدولين السابقين رقمين 7.6 و 8.6 و يجب علينا إثباته و البرهنة عليه إحصائيا و ذلك اعتمادا على بعض المتغيرات الديموغرافية المترجمة و المفسرة للخصوبة الفعلية و السلوك الخصوبي للنسوة في سن الإنجاب.

4.6- علاقة النماذج الأسرية بالخصوبة اعتمادا على بعض المتغيرات الديموغرافية:

تم في العنصر السابق من هذا الفصل كشف العلاقة بين النماذج الأسرية المقترحة في هذه الدراسة أي البنى الأسرية و التراكيب العائلية للأسر الجزائرية بالخصوبة بشكل عام، غير أننا في هذا العنصر سنحاول رصد علاقة النماذج الأسرية بالخصوبة عن طريق بعض المتغيرات الديموغرافية المترجمة للتغير في مستوى الخصوبة بالجزائر، تعبر مجموعة من هذه المتغيرات عن التغير في مستوى الخصوبة الفعلية

أي السابقة و الآنية و مجموعة أخرى منها تعبر عن التغيير في السلوك الخصوبي المتوقع أي الرغبة المستقبلية للنسوة في إنجاب مواليد آخرين أي عدم ذلك أي الاكتفاء بالعدد المنجب سابقا من المواليد، بحيث يمكن اعتبار المتغير النماذج الأسرية كمتغير مستقل خفي يفسر المستوى الخصوبي و اعتبار المتغيرات الأخرى كمتغيرات وسيطية تتأثر بالنماذج الأسرية ثم تعمل دور المتغير المستقل في التأثير على الخصوبة.

1.4.6- علاقة البنى الأسرية بالخصوبة اعتمادا على المتغيرات الديموغرافية:

لكشف كيفية تأثير البنى الأسرية للأسر الجزائرية و توجهها الأسري على الخصوبة أي التغيرات التي مست المستوى الخصوبي في الجزائر سنعمل على توظيف بعض المتغيرات الديموغرافية الوسيطة الخاصة بالنسوة في سن الحمل التي يمكن أن نعتبرها كمتغيرات غير مستقلة عن بعضها البعض و في نفس الوقت متغيرات تابعة للمتغير البنية الأسرية و متغيرات مؤثرة في المستوى الخصوبي. المتغيرات المقصودة نصنفها إلى صنفين، الصنف الأول منها يفسر الواقع الخصوبي الحالي في الجزائر من بينها الولادة خلال السنة السابقة للمسح، تباعد الولادات، الحمل خلال المسح و استعمال وسائل منع الحمل الحالي و السابق، أما الصنف الثاني منها فيتعلق بالسلوك الخصوبي المتوقع من بينها الرغبة المستقبلية في الحمل، الرغبة المستقبلية في الولادة و الرغبة المستقبلية في استعمال وسائل منع الحمل.

1.1.4.6- البنى الأسرية و الإنجاب:

يعد عدد الأولاد المنجبين خلال سنة من أهم المتغيرات التي تعكس مستوى الخصوبة، و لإبراز دور البنى الأسرية في تفسير المستوى الخصوبي و جب إشراك المتغير المتمم لعدد الأولاد المنجبين و هو عدد النساء غير المنجبات خلال السنة حسب البنى الأسرية المنتمة إليها، تحقيقا لهذه الغاية تم توظيف الجدول التالي الذي لخصنا فيه توزيع النسوة في السن الإنجابي المنجبات لولادات حية خلال السنة و غير المنجبات حسب الانتماء الأسري. و المقصود بالولادات الحية خلال السنة مجموع الولادات المصرح بها من طرف النساء في السن الإنجابي خلال سنة كاملة قبل تاريخ إجراء المقابلة مع المرأة المستهدفة في المسح لتعبئة الاستمارة.

جدول 9.6: توزيع النسوة حسب الإنجاب و البنى الأسرية

المجموع	الولادات الحية خلال السنة		البنية الأسرية
	غير منجبة (%)	منجبة (%)	
100	85,52	14,48	الأسر البسيطة
100	86,13	13,87	الأسر الموسعة 1
100	76,52	23,48	الأسر الموسعة 2
100	76,77	23,23	الأسر المركبة
100	91,67	8,33	بنى أخرى
100	84,09	15,91	المجموع

من خلال النسب الملخصة في الجدول أعلاه نلمس توافقا كبيرا بينها وبين الطرح السابق وفي نفس الوقت بينها وبين البيانات الملخصة في الجدول رقم 6.6، بحيث نجد أن النساء المنجبات لولادات حية خلال سنة و المنتميات للأسر البسيطة و الأسر الموسعة من النموذج الأول سجلت نسبتي جد متقاربتين قدرهما على الترتيب 14,48% و 13,87% من مجموع النساء في كل بنية أما النساء غير المنجبات فبغلت نسبتهما على الترتيب 85,52% و 86,13%، و في نفس الوقت تعد نسبنا النساء المنجبات لولادات حية خلال السنة المذكورتين اقل و بكثير من نسبة النساء المنجبات اللواتي تنتمين إلى الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر الموسعة البالغتين 23,48% و 23,23% على التوالي. أي أن الأسر البسيطة و صفيها تعمل على خفض الإنجاب و بالتالي خفض مستوى الخصوبة على عكس الأسر المركبة، للإثبات و البرهنة إحصائيا على هذا الطرح و ظفنا الاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية بحكم أن المتغير التابع الإنجاب أو عدمه يعد متغيرا كيفيا، يقوم اختبار كاف مربع باختبار الفرضية الصفرية التي تنص على أن الانتماء الأسري للنسوة مستقل على متغير الإنجاب ضد الفرضية البديلة التي تنص على أن البنية الأسرية المنتمية لها المرأة ذات علاقة بإنجابها ، وصولا إلى نتائج الاختبار تم الاعتماد على البرنامج الإحصائي SPSS على بيانات الجدول أعلاه و الذي زدنا بالنتائج التالية.

Tests du Khi-deux

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	158,643	4	,000
Rapport de vraisemblance	146,077	4	,000
Nombre d'observations valides	18788		

اعتمادا على ناتج الاختبار الإحصائي كاف مربع، وجدنا أن إحصائية كاف مربع قدرها 158,643 و هي اقل بكثير من قيمة كاف مربع الجدولة عند درجة الحرية أربعة (n=4) و مستوى المعنوية 0,05 ذات القيمة 9,49، كما أن مستوى الدلالة المرافق لقيمة الإحصائية المحسوبة قدره 0,000 و الذي يعد اقل مقارنة بمستوى المعنوية 0,05، و عليه يمكن قبول الفرضية البديلة أي أن الانتماء الأسري للنسوة في سن الإنجاب غير مستقل على إنجازهم لولادات حية خلال السنة و بالتالي يمكن القول بان تأثير الانتماء الأسري للنساء على عملية الإنجاب مثبت إحصائيا أي كلما اتجهت الأسر الجزائرية إلى الأسر البسيطة فان ذلك يعمل على خفض مستوى الإنجاب و بالتالي خفض مستوى الخصوبة و في حالة توجيهها إلى الأسر المركبة فان ذلك يؤدي إلى ارتفاع عدد الولادات الحية المنجبة خلال سنة الملاحظة و بالتالي الرفع من مستوى الخصوبة.

2.1.4.6- البنى الأسرية و الفرق بين 2006 و سنة آخر إنجاب:

تم استحداث متغير جديد في الملف الخاص بالنسوة في سن الإنجاب بحيث لم توفره قاعدة البيانات الخاصة بالمسح العنقودي المتعدد المؤشرات و هو الفرق بين سنة 2006 و السنة الموافقة لآخر ولادة حية، يترجم هذا المتغير المستحدث الفرق بين سنة انجاز المسح أي 2006 و سنة آخر إنجاب من طرف النسوة في السن الإنجابي أي إضافة إلى المواليد الأحياء خلال سنة كاملة قبل انجاز المسح المستعمل في الفقرة السابقة تم إدراج المواليد الأحياء للنساء غير المنجبات خلال سنة قبل انجاز المسح و اللواتي أنجبن مولودا حيا على الأقل قبل هذا التاريخ و في نفس الوقت يعكس التباعد بين الولادات بشكل جزئي، تم توظيف هذا المتغير لكشف الماضي القريب للخصوبة و مدى تأثره بالانتماء الأسري للنساء و ذلك اعتمادا على سنة إنجاب احدث مولود للمرأة باتخاذ سنة 2006 كتاريخ مرجعي.

تسهيلا للعرض الجدولي للبيانات تم تجميع الفروق السنوية بين تاريخ انجاز المسح و تاريخ اقرب ولادة من تاريخ انجاز المسح على شكل فئات، طول كل فئة خمس سنوات ماعدا الفئة الأخيرة فهي تحوي المدة خمس و عشرين سنة فما فوق. تم تلخيص في الجدول أدناه رقم 10.6، و الذي نلاحظ عموما من خلاله أن 55,8% من مجموع النسوة في السن الإنجابي كانت آخر ولادة حية لهن ولادة ضمن المجال الزمني 0 – 4 سنوات قبل تاريخ 2006، بينما 25,1% كانت آخر ولادة لهن في المجال الزمني 5- 9 سنوات وكلما ابتعدنا زمنيا عن التاريخ المرجعي قلت هذه النسبة إلى درجة أنها قاربت الانعدام بالنسبة للفروق الأكثر من 25 سنة، و بإشراك متغير البنية الأسرية لاحظنا أن النسوة اللواتي كانت آخر ولادة حية لهن في المجال 0 – 4 سنوات قبل تاريخ 2006 المنتميات للأسر ذات البنيتين البسيطة و الموسعة من النموذج الأول سجلتا نسبتيين اقل من النسبة العامة قدرهما على الترتيب 54,2% و 50,4% من مجموع النسوة في السن الإنجابي لكل بنية محقتين بذلك فرقا هاما نحو الأصغر بينهم و بين النسوة المنتميات

للأسر ذات البنيتين الموسعة من النموذج الثاني و المركبة اللواتي سجلن على التوالي 63,8% و 70,9% من مجموع نسوة كل بنية، و فيما يخص المجالات الأخرى الخاصة بالفرق محل الملاحظة فقد وجدنا العكس تماما بحيث سجلت نسوة البنيتين الأسريتين الموسعة من النموذج الثاني و المركبة نسبا اكبر من نظيراتها التي حققتها نسوة النساء المنتميات للأسر ذات البنية البسيطة و البنية الموسعة من النموذج الأول،

جدول 10.6: توزيع الفروق السنوية بين آخر ولادة حية و سنة 2006 حسب البنى الأسرية

المجموع	الفروق بالسنوات (%)						البنية الأسرية
	25 فما فوق	24-20	19-15	14-10	9-5	4-0	
100	0,20	1,1	4,4	13,8	26,2	54,2	الأسر البسيطة
100	0,50	1,3	4,8	16,1	26,9	50,4	الأسر الموسعة 1
100	0,50	1,8	4,4	9,4	20,2	63,8	الأسر الموسعة 2
100	0,50	1,4	3,2	7,7	16,2	70,9	الأسر المركبة
100	0,00	4,2	25	16,7	25	29,2	بنى أخرى
100	0,30	1,2	4,4	13,2	25,1	55,8	المجموع

يفهم وصفا من خلال التفاوتات في توزيع ولادات (آخر ولادة قبل 2006) النسوة حسب الانتماء الأسري للنسوة في سن الإنجاب و بدلالة الزمن أن الأسر البسيطة و الأسر الموسعة من النموذج الأول خلال خمس سنوات الماضية شجعت على خفض عدد الولادات و بالتالي الخفض من مستوى الخصوبة في الجزائر على عكس الأسر ذات البنيتين الموسعة من النموذج الثاني و المركبة.

غير أن ما تم التوصل إليه من بيانات الجدول أعلاه يبقى صالحا من الناحية الوصفية، و بهدف إثباته إحصائيا و جب الاعتماد على الاختبار الإحصائي المناسب الذي من شأنه إثبات تأثير البنى الأسرية على المدة الزمنية الفاصلة بين آخر ولادة حية للمرأة و سنة انجاز المسح، الاختبار الإحصائي الأنسب في هذه الحالة هو اختبار فيشر الذي يقوم على تحليل التباين و ذلك بمقارنة متوسط المدة الزمنية الفاصلة بين سنة 2006 و سنة آخر إنجاب للمرأة في السن الإنجابي بين مختلف البنى الأسرية ففي حالة عدم وجود فروق معنوية بين متوسط المدد الفاصلة بين سنة إجراء المسح و سنة آخر إنجاب فان ذلك يدل على عدم تأثير البنى الأسرية على السلوك الإنجابي للنسوة أما في حالة العكس فانه يدل على تأثير البنى الأسرية على السلوك الإنجابي، يقوم هذا الاختبار على فرضيتين، الفرضية الصفرية التي تقيد بان متوسط المدة الزمنية الفاصلة بين تاريخ آخر ولادة و تاريخ إجراء المسح متساو بين مختلف البنى الأسرية بينما تنص الفرضية

البديلة على عكس ذلك، لإتمام الاختبار الإحصائي تم الاعتماد على البرنامج الإحصائي SPSS، و الذي زدونا بالنتائج التالية المعروضة على شكل جدولين.

جدول 11.6: المؤشرات الوصفية للمدد الفاصلة بين سنة 2006 و تاريخ آخر ولادة حية قبل

انجاز المسح حسب البنى الأسرية

القيمة الأعلى للأعمار	القيمة الأدنى للأعمار	مجال الثقة (95%) لمتوسط المدد الفاصلة		الانحراف المعياري	متوسط المدد الفاصلة	البنية الأسرية
		الحد الأعلى	الحد الأدنى			
0	33	5,60	5,44	4,79	5,52	الأسر البسيطة
0	31	6,21	5,68	5,03	5,95	الأسر الموسعة 1
0	32	5,06	4,64	5,03	4,85	الأسر الموسعة 2
0	30	4,62	4,00	4,84	4,31	الأسر المركبة
0	24	12,16	6,51	6,69	9,33	بنى أخرى
0	33	5,49	5,35	4,85	5,42	المجموع

يبين الجدول الأول من الاختبار المؤشرات الوصفية للمدد الفاصلة بين سنة 2006 و تاريخ آخر ولادة حية قبل انجاز المسح، يعتبر متوسط المدة الفاصلة بين تاريخي المسح و احدث ولادة من أهم هذه المؤشرات بحيث يمكن اعتباره كمعيار لتقييم تباعد الولادات و لو بشكل جزئي بحيث كلما كبرت قيمته دل ذلك على وجود تباعد في الولادات و كلما قلت قيمته دل ذلك على العكس، و الملاحظ من خلال الجدول أعلاه أن اكبر متوسط للمدد الفاصلة سجلته نسوة الأسر الموسعة من النموذج الأول بقيمة 5,95 سنة بين تاريخ إجراء المسح و سنة آخر ولادة و ردت بعدها في الترتيب و بفارق بسيط قيمة المتوسط الخاص بنسوة الأسر البسيطة الذي بلغ 5,52 سنة، في حين جاءت قيمة المتوسط لدى نسوة الأسر الموسعة من النموذج الثاني 4,85 سنة التي تعد اقل مقارنة من القيمتان السابقتان أما اصغر قيمة فقد تم تسجيلها لدى نسوة الأسر المركبة بقيمة 4,31 سنة.

عكست القيم المحصورة بمجالات الثقة الخاصة بالمتوسطات التفاوت و الترتيب السابق في قيم المتوسطات بشكل تام، بحيث جاء ترتيب القيم من الكبر إلى الصغر التي تحويها المجالات المعبر عنها بالحد الأدنى و الحد الأعلى بشكل موافق لترتيب قيم المتوسطات، انطلاقا مما تقدم يمكن القول وصفا بان توجه الأسر الجزائرية نحو الأسر البسيطة و الأسر الموسعة من النموذج الأول من شأنه تشجيع النسوة في تبني سياسة تباعد ولاداتهن، الطرح المتوصل إليه من خلال المؤشرات الوصفية للمدد الفاصلة بين تاريخي

انجاز المسح و احدث ولادة و بيانات الجدول أعلاه رقم 10.6 يمكن القول انه مثبت إحصائيا من خلال نتائج الاختبار المبينة في الجدول الثاني

ANOVA					
المدة الفاصلة بين التاريخين					
	Somme des carrés	ddl	Moyenne des carrés	F	Signification
Inter-groupes	2716,461	4	679,115	28,941	,000
Intra-groupes	438972,316	18707	23,466		
Total	441688,777	18711			

يبين الجدول الثاني من مخرجات البرنامج الإحصائي SPSS ناتج الاختبار فيشر عن طريق تحليل التباين الأحادي و الذي على أساسه يُثبت ما طرحنا أو يُنفى، فمن خلال قيمة إحصائية فيشر المحسوبة (28,941) التي تعد اقل من قيمة نظيرتها المجدولة ذات القيمة 7,71 عند مستوى المعنوية 0,05 و درجة الحرية المزدوجة (4 . 1)، إضافة إلى ما ذكر فان مستوى الدلالة الموافق لإحصائية فيشر المحسوبة قيمته 0,000 و هي اقل إذا قارناها بمستوى المعنوية 0,05، اعتمادا على المقارنتين السابقتين و كقرار متخذ يمكن قبول الفرضية البديلة أي أن متوسطات المدد الفاصلة المسجلة حسب البنى الأسرية تختلف فيما بينها و بالتالي فان الفروق في متوسطات المدد الفاصلة حسب البنى الأسرية معنويا تختلف عن الصفر و ذات دلالة إحصائية و عليه فان الانتماء الأسري للنسوة يؤثر فعلا على المدد الفاصلة بين تاريخي انجاز المسح و احدث ولادة سبقت المسح، اعتمادا على الاختبار الإحصائي فيشر يمكن القول بوجود تأثير ثبت إحصائيا للبنى الأسرية على المدد الفاصلة و عليه فان توجه الأسر الجزائرية نحو الأسر البسيطة و انحرافها في نفس الوقت عن الأسر المركبة أدى إلى تباعد الولادات في السنوات الأخيرة السابقة للمسح و بالتالي فان هذا التوجه من شأنه خفض مستوى الخصوبة.

3.1.4.6- البنى الأسرية و تباعد الولادات:

يعد السن أول عند الزواج من بين أهم المتغيرات الديموغرافية التي تلعب دورا في رفع أو خفض مستوى الخصوبة، بحيث كلما تقدم هذا السن زاد احتمال رفع عدد المواليد للمرأة و كلما تأخر أدى الى تقليص مدة الحياة الإيجابية للمرأة الذي ينتج عنه التقليل من عدد الولادات، غير أن توظيف هذا المتغير كمتغير تابع و دراسة تأثيره بالبنى الأسرية كمتغير مستقل لسنة 2006 قد يؤدي إلى نتائج خاطئة لان المسح اجري بسنة 2006 غير أن الغالبية المطلقة من النساء تزوجن قبل هذه السنة و من غير الضروري أن تكون المرأة التي تزوجت في أي سنة كانت قبل تاريخ 2006 منتمية إلى نفس البنية الأسرية التي لوحظت فيها أثناء المسح أي من الممكن جدا وجود اختلاف في الانتماء الأسري للمرأة بين سنة الملاحظة و سنة

زواجها، لأنه تم في الفصول السابقة إثبات أن نسبة كبيرة من الأسر البسيطة نتجت بعد تفكك الأسر المركبة والأسر الموسعة من النموذج الثاني أي أن الزواج تم في هذا النوع من الأسر قبل تفككها، كمتغير بديل وأكثر صدقا في تفسير هذه العلاقة وظفنا متغير تباعد الولادات الذي تم إضافته إلى قاعدة بيانات ملف المسح و ذلك بحساب الفرق بين سنة أول ولادة حية للمرأة و سنة آخر ولادة حية للمرأة ثم قسمة الفارق على عدد المواليد لنفس المرأة، ناتج هذه العملية يعبر عن متوسط التباعد بين الولادات لكل امرأة، وحتى يحمل هذا المتغير دلالة رياضية تم استبعاد النساء اللواتي وافق تاريخ أول ولادة تاريخ آخر ولادة لان الفارق بين التاريخين معدوم و بالتالي يكون متوسط التباعد معدوما.

بهدف المقارنة مؤشر متوسط التباعد في الولادات بين مختلف البنى الأسرية و إبراز دور و مدى تأثير البنية الأسرية المنتمية لها المرأة على سلوكها الإنجابي من الناحية الوصفية تم استخراج الجدول التالي الذي لخصنا فيه مجمل المؤشرات الوصفية الخاصة بهذا المؤشر حسب البنى الأسرية.

جدول 12.6: المؤشرات الوصفية لمدد لتباعد الولادات حسب البنى الأسرية

البنية الأسرية	متوسط التباعد	الانحراف المعياري	مجال الثقة (95%) لمتوسط التباعد		القيمة الأدنى للأعمار	القيمة الأعلى للأعمار
			الحد الأدنى	الحد الأعلى		
الأسر البسيطة	2,30	0,868	2,29	2,32	1	12
الأسر الموسعة 1	2,35	0,964	2,30	2,41	1	11
الأسر الموسعة 2	2,05	0,927	2,00	2,10	1	8
الأسر المركبة	2,14	0,996	2,05	2,22	1	8
بنى أخرى	1,96	0,835	1,43	2,49	1	3
المجموع	2,28	0,888	2,27	2,29	1	12

يمكن اعتبار المؤشر المذكور كمعيار لتقييم مستوى الخصوبة بحيث كلما كبر المتوسط دل ذلك على قلة عدد الولادات لكل امرأة و كلما قلت قيمته فذلك يدل كثرة عدد الولادات لكل امرأة، و من خلال النتائج الملخصة في الجدول أعلاه وجدنا أن متوسط التباعد في الولادات بالسنوات لنسوة الأسر البسيطة يقترب من الناحية الكمية إلى درجة كبيرة من نظيره المسجل لدى نسوة الأسر الموسعة من النموذج الأول بحيث بلغ على التوالي في البنيتين 2,30 سنة 2,35 سنة بين كل ولادتين للمرأة، و في نفس الوقت تعد قيمته اكبر من المتوسط المسجل لدى نسوة الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة الذي بلغ على التوالي 2,05 سنة و 2,14 سنة بين كل ولادتين للمرأة، بمقارنة قيم المتوسط بين مختلف البنى

الأسرية يمكن القول بان النسوة المنتميات إلى الأسر البسيطة و الأسر الموسعة من النموذج الأول أكثر تباعدا في ولاداتهن مقارنة بنسوة الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة و بما ان اغلب الأسر الجزائرية توجهت نحو البنية الأسرية البسيطة فمن الممكن القول أن هذا التوجه أدى إلى تشجيع النساء على فيما يخص تباعد ولاداتهن عموما و بالتالي أدى ذلك إلى خفض مستوى الخصوبة، غير أن هذا الطرح يبقى صالح و صافيا و يجب إثباته.

بهدف البرهنة على ما سبق ذكره لجانا إلى الاختبار الإحصائي فيشر لمقارنة مجموعة من المتوسطات عبر طريق تحليل التباين الأحادي، الذي يقوم في هذه الحالة على اختبار الفرضية الصفرية التي تفيد بان متوسطات التباعد في الولادات بالسنوات متساوية بين مختلف نسوة البنى الأسرية ضد الفرضية البديلة التي تنص على وجود اختلاف معنوي و دال إحصائيا بين متوسطات التباعد في الولادات بدلالة الانتماءات الأسرية للنسوة، لإتمام هذا الاختبار تم استعمال البرنامج الإحصائي SPSS الذي زدنا بالجدول التالي، الذي يظهر من خلاله أن قيمة إحصائية فيشر المحسوبة 29,27 اكبر من القيمة النظرية لفيشر المستخرجة من جدول توزيع فيشر عند مستوى معنوية 0,05 و درجة الحرية (4 . 1) كما أن قيمة مستوى الدلالة المرافقة للإحصائية الناتجة أكبر من مستوى المعنوية 0,05 و بذلك فان الفرضية البديلة محققة و الفرضية الصفرية مرفوضة.

ANOVA

	Somme des carrés	ddl	Moyenne des carrés	F	Signification
Inter-groupes	93,067	4	23,267	29,714	,000
Intra-groupes	12131,359	15493	,783		
Total	12224,427	15497			

وفقا لنتائج الاختبار فيمكن القول بوجود اختلاف معنوي و دال إحصائيا بين متوسطات التباعد في الولادات الملخصة في الجدول رقم 12.6 بدلالة الانتماءات الأسرية للنسوة، أي أن الانتماء الأسري للمرأة في سن الإنجاب يؤثر على سلوكها الإيجابي الذي يترجمه التباعد في الولادات و على هذا الأساس فيمكن القول بان تأثير البنى الأسرية في سياسة تباعد الولادات مثبت و مبرهن إحصائيا، و عليه نستنتج أن البنى الأسرية تؤثر على مستويات الخصوبة.

4.1.4.6- البنى الأسرية و الحمل:

ناقشنا في الفقرات السابقة علاقة متغير البنى الأسرية بالخصوبة حاليا و علاقتة بماضي السلوك الإيجابي المترجم للخصوبة في السنوات السابقة للمسح و لمعرفة علاقتة بالمستقبل القريب للخصوبة ووظفنا

متغير الحمل بالنسبة للنساء في السن الإيجابي، بحيث تم استثمار هذا المتغير من زاويتين الأولى الحمل الآني أي خلال سنة إجراء المسح و الثانية تعكس السلوك أي الرغبة في الحمل مستقبلا، تكمن أهمية هذا المتغير في كونه يسبق عملية الولادة، و في حالة نجاح استمرارية الحمل من طرف المرأة و إيجاب مولود حي فان ذلك من شأنه رفع معدل المواليد و بالتالي رفع مستوى الخصوبة.

فيما يخص الحمل أنيا، وفرت بيانات المسح متغيرا يعكس الحمل أثناء إجراء المسح، بحيث حملت الاستمارة الموجهة للنساء في السن الإيجابي سؤالا مغلق حول وضعية المرأة اتجاه الحمل بحيث تكون إجابتها حول الاختيارات الثلاث حامل، غير حامل أو غير متأكدة، تم استخراج البيانات الخاصة بهذا المتغير مع مقاطعتها بمتغير البنية الأسرية المنتمية إليها المرأة و التي تم تلخيصها في الجدول التالي الذي يعكس توزيع النساء المستهدفات حسب البنية الأسرية و وضعيتها اتجاه الحمل، و الذي يتبين من خلاله عموما أن نسبة الحوامل قدرها 10,2% من مجموع النسوة بينما 89,2% منهن غير حوامل في حين 0,5% غير متأكدات.

جدول 13.6: توزيع النسوة حسب البنية الأسرية و الوضعية اتجاه الحمل

المجموع	الحمل خلال المسح			البنية الأسرية
	غير متأكدة	غير حامل	حامل	
100	0,5	91,7	7,8	الأسر البسيطة
100	0,3	91,5	8,2	الأسر الموسعة 1
100	0,6	83,5	15,9	الأسر الموسعة 2
100	1	81,8	17,2	الأسر المركبة
100	0,0	84,4	15,6	بنى أخرى
100	0,5	89,2	10,2	المجموع

يتضح من خلال الجدول أعلاه أن نسبة النساء الحوامل أثناء المسح تمثل اقل نسبة من مجموع النساء مهما كانت البنية الأسرية، و بمقارنة نسبة الحوامل بين مختلف البنى الأسرية وجدنا أن اقلها وجدت لدى النسوة المنتميات إلى الأسر البسيطة بقيمة 7,8% من مجموع نسوتها، و بالتدرج نحو الكبر و ردت نسبة الحوامل من مجموع نسوة الأسر الموسعة من النموذج الأول، نسوة الأسر الموسعة من النموذج الثاني ثم نسوة الأسر المركبة اللواتي سجلت على التوالي 8,2%، 15,9% و 17,2%، و بطبيعة الحال و رد ترتيب نسب النسوة غير الحوامل من مجموع النساء حسب انتمائهن الأسري على عكس ترتيب نسب النسوة

الحوامل. و في حال استمرارية الحمل أي نجاح الحمل إلى غاية الولادة و ولادة أطفال أحياء فان ترتيب معدل المواليد حسب البنى الأسرية سيكون موافقا للتدرج التصاعدي لترتيب نسب الحمل و بالتالي يمكن القول من الناحية الوصفية أن الأسر البسيطة ستعمل على خفض معدل المواليد و بالتالي خفض مستوى الخصوبة على عكس البنية الأسرية المركبة، و للإثبات الإحصائي لما تم التوصل إليه وصفا تم استعمال الاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية بين البنى الأسرية و وضعية النساء في السن الإنجابي تجاه الحمل بحكم أن المتغيرين محل الاختبار كفيان.

يقوم اختبار كاف مربع للاستقلالية في هذه الحالة على اختبار الفرضية الصفرية التي تنص على عدم ارتباط وضعية المرأة تجاه الحمل بانتمائها الأسري أي أن المتغيرين مستقلان ضد الفرضية البديلة التي تفيد بارتباط المتغيرين وضعية المرأة تجاه الحمل و البنية الأسرية، إتماما لهذا الاختبار تم الاعتماد على البرنامج الإحصائي SPSS الذي زودنا بالنتائج المبينة في الجدول التالي.

Tests du Khi-deux			
	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	16,057	8	,042
Rapport de vraisemblance	15,920	8	,044
Association linéaire par linéaire	1,273	1	,259
Nombre d'observations valides	18515		

من خلال ناتج الاختبار، وجدنا أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 16,057 اكبر من قيمة كاف مربع النظرية المستخرجة من جدول توزيع كاف مربع عند مستوى معنوية 0,05 و درجة حرية $n=8$ و التي قدرها 15,51، و بتركيز الملاحظة على قيمة مستوى الدلالة الناتج عن الاختبار لاحظنا أن قيمته 0,042 و هي اقل مقارنة من مستوى المعنوية 0,05، من خلال المقارنتين السابقتين يمكن رفض الفرضية الصفرية و قبول الفرضية البديلة أي أن الارتباط بين المتغيرين وضعية المرأة تجاه الحمل و البنية الأسرية التي تنتمي إليها المرأة مثبت إحصائيا، و بإسقاط ناتج الاختبار على ما تم التوصل إليه وصفا من خلال بيانات الجدول 13.6 يمكن القول بأن الأسر البسيطة تؤثر في وضعية المرأة تجاه الحمل و بالتالي فان توجه الأسر نحو الأسر البسيطة و الانحراف عن الأسر المركبة يؤدي إلى الإنقاص من عدد الحمل في الجزائر و الذي بدوره يؤدي إلى إنقاص عدد المواليد و بالتالي خفض مستوى الخصوبة.

5.1.4.6- البنى الأسرية و استعمال وسائل منع الحمل:

يعد استعمال وسائل منع الحمل الذي يترجم ما يعرف بالتنظيم أو التخطيط العائلي من بين أهم المتغيرات عند انتشاره بين النسوة التي تعكس نجاح السياسة السكانية المتمثلة في سياسة تباعد الولادات،

بحيث عند الانتشار الواسع لاستعمال وسائل منع الحمل مهما كان نوعها فان ذلك يؤدي إلى خفض مستويات الخصوبة و العكس صحيح، و نظرا لأهمية هذا المتغير في تفسير مستويات الخصوبة أردنا معرفة تأثيره بالبنى الأسرية التي تنتمي إليها النساء في السن الإنجابي، وفر ملف المسح إمكانية توظيف هذا المتغير بحيث تم استخراج الجدول التالي الحامل لرقم 14.6 الذي يبين توزيع النساء في السن الإنجابي حسب انتمائهن الأسري و استعمالهن حاليا أي خلال تاريخ إجراء المسح أو استعمالهن سابقا لوسائل منع الحمل مهما كان نوعها، و الذي يظهر من خلاله عموما أن نسبة 83,3% من مجموع النسوة المستهدفات قد استعملن أو تستعملن وسائل لمنع الحمل في المقابل 16,7% لم يسبق لهن استعمال وسائل منع الحمل، و بإدراج متغير البنية الأسرية نلمس تباينا هاما في نسب النساء اللواتي استعملن وسائل منع الحمل نفس الملاحظة للنسوة غير المستعملات.

جدول 14.6: توزيع النسوة حسب البنية الأسرية و استعمال وسائل المنع

المجموع	الاستعمال سابقا لوسائل منع الحمل		البنية الأسرية
	لا	نعم	
100	11,8	88,2	الأسر البسيطة
100	22,7	77,3	الأسر الموسعة 1
100	32,1	67,9	الأسر الموسعة 2
100	30,1	69,9	الأسر المركبة
100	45,5	54,5	بنى أخرى
100	16,7	83,3	المجموع

من خلال المعطيات الملخصة في الجدول أعلاه، وجدنا أن النسوة المنتميات إلى الأسر ذات البنية البسيطة و المستعملات حاليا أو سابقا لوسائل منع الحمل سجلن نسبة 88,2% من مجموع نسوة هذه البنية و التي تعتبر اكبر النسب مقارنة بنسب النسوة المستعملات المنتميات إلى باقي البنى الأسرية، كما يلاحظ وجود فارق كمي هام جدا بين هذه النسبة و نسبتي المستعملات المنتميات للأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة ذات القيمتين 67,9% و 69,9% على التوالي، في حين لاحظنا العكس تماما في ترتيب و تباين عدم المستعملات، و كما اشرنا سابقا فان انتشار استعمال و وسائل منع الحمل يسير في منحى عكسي لمستوى الخصوبة أي كلما انتشر استعمال هذه الوسائل قل مستوى الخصوبة و عليه يمكن القول يمكن القول وصفا اعتمادا على بيانات الجدول أعلاه أن الأسر البسيطة تشجع النسوة على استعمال وسائل منع الحمل و بالتالي الخفض من مستوى خصوبة النسوة المنتميات إلى هذه الأسر أما الأسر المركبة و الأسر الموسعة

من النموذج الثاني التي سجلت فيها عدم المستعملات لوسائل منع الحمل على الترتيب النسبتين 30,1 % و 32,1 % فيمكن القول أن هذه الأسر تعمل على خفض نسبة المستعملات لوسائل منع الحمل و بالتالي تعمل على رفع مستوى الخصوبة. و لتأكيد ما تم التوصل إليه وصفا للعلاقة بين متغير البنية الأسرية و متغير استعمال وسائل منع الحمل من طرف النسوة المنتميات إليها وظفنا الاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية بين المتغيرين المذكورين و تم استعمال هذا الاختبار دون غيره من الاختبارات الإحصائية الأخرى لان المتغيرين محل الاختبار كفيان.

يقوم اختبار كاف مربع للاستقلالية في هذه الحالة على اختبار الفرضية الصفرية التي تفيد بان البنى الأسر المنتمية إليها النسوة في السن الإيجابي غير مستقل عن استعمالهن لوسائل منع الحمل ضد الفرضية البديلة التي تنص على وجود ارتباط بين المتغيرين، تم إتمام اختبار كاف مربع للاستقلالية اعتمادا على البرنامج الإحصائي SPSS الذي زدنا بالنتائج المبينة في الجدول التالي، و الذي يظهر من خلاله أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 977,9 تعد اكبر و بكثير من قيمة كاف مربع الجدولة المستخرجة من جدول التوزيع لقانون كاف مربع عند مستوى معنوية 0,05 و درجة حرية $n = 4$ و التي قدرها 9,49، تدعيما لهذه المقارنة و جدنا أن قيمة مستوى الدلالة المرافق للإحصائية كاف مربع المحسوبة 0,000 اقل من مستوى معنوية 0,05.

Tests du Khi-deux

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	977,917	4	,000
Rapport de vraisemblance	881,083	4	,000
Association linéaire par linéaire	906,568	1	,000
Nombre d'observations valides	20941		

اعتمادا على المقارنتين السابقتين بين قيمتي كاف مربع المحسوبة و الجدولة و قيمتي مستوى الدلالة و مستوى المعنوية يمكن اتخاذ قرار برفض الفرضية الصفرية و قبول الفرضية البديلة أي أن الارتباط بين المتغيرين محل الاختبار محقق إحصائيا و عليه يمكن القول بان البنى الأسرية التي تنتمي لها النسوة في السن الإيجابي تؤثر على استعمالهن لوسائل منع الحمل، اعتمادا على البيانات الملخصة في الجدول رقم 14.6 و ما نتج عن اختبار كاف مربع للاستقلالية يمكن القول بان توجه الأسر الجزائرية نحو الأسر البسيطة ساعد النسوة في الإقبال على استعمال وسائل منع الحمل كما أن الانحراف عن الأسر المركبة أدى محدودية انتشار و استعمال وسائل منع الحمل.

تم في الفقرة السابقة إثبات تأثير البنى الأسرية المنتمية إليها النساء على استعمالهن لوسائل منع الحمل و صفا و إحصائيا، غير انه من المهم معرفة صاحب القرار في استعمال وسائل منع الحمل من

طرف النسوة في السن الإنجابي أي معرفة إن كان القرار راجع بصورة مطلقة إلى الزوجة كونها المعنية بالحمل و الولادة و تبعاتها أو أن هناك أطراف أخرى كأفراد في الأسرة تتحكم و تؤثر في هذا القرار، تحقيقاً لهذا الهدف تم استخراج التالي رقم 15.6 الذي لخصنا فيه توزيع أصحاب القرار في استعمال وسائل الحمل من طرف النسوة في السن الإنجابي حسب انتماء النسوة إلى البنى الأسرية، بحيث من الممكن مصادفة أن يكون القرار في الاستعمال متخذ من طرف الزوجة لوحدها أو كقرار مشترك بين الزوجين كما يمكن أن يرجع هذا القرار إلى الزوج لوحده أو طرف آخر ينتمي إلى الأسرة و في أحيان أخرى يكون القرار مصدره خارج أفراد الأسرة كأن يكون راجعاً إلى الطبيب مثلاً بسبب الوضع الصحي للزوجة، بحيث يظهر عموماً من خلال معطيات الجدول رقم 15.6 أن نسبة 52,2% من النسوة المستعملات لوسائل منع الحمل كان قرار استعمالهن متخذ بشكل مشترك بينهن و بين أزواجهن، بينما سجلت نسبة المستعملات بقرار فردي للزوجة نسبة 38,7% من مجموع المستعملات، أما من استعملن هذه الوسائل بقرار من الزوج فقط فقد سجلن نسبة 3,9% من مجموع المستعملات.

جدول 15.6: توزيع النسوة حسب البنية الأسرية و المقرر لاستعمال وسائل الحمل

المجموع	المقرر لاستعمال وسائل الحمل					البنية الأسرية
	آخر	قرار طبي	قرار مشترك	الزوج	الزوجة	
100	0	5,1	52,7	3,9	38,2	الأسر البسيطة
100	0,1	6,7	49	3,7	40,5	الأسر الموسعة 1
100	0,1	4,7	51	3,4	40,8	الأسر الموسعة 2
100	0	5,1	51,2	3,7	40	الأسر المركبة
100	0	0	0	0	100	بنى أخرى
100	0,1	5,2	52,2	3,9	38,7	المجموع

بإشراك متغير البنى الأسرية المنتمية إليها النسوة المستعملات لوسائل منع الحمل وجدنا أن نسبة المستعملات بقرار مشترك بين الزوجين أكبر من المستعملات بقرار فردي من الزوجة أو الزوج مهما كانت البنية الأسرية، و الملاحظ أن نسبة المستعملات المنتميات للأسر البسيطة بقرار مشترك بين الزوجين ذات القيمة 52,7% أكبر من نسب نظيراتهم المنتميات لباقي البنى الأسرية و على العكس تماماً لاحظنا أن نسبة المستعملات المنتميات للأسر البسيطة بقرار فردي راجع للزوجة فقط قيمتها 38,2% أقل من نسب نظيراتهم المنتميات لباقي البنى الأسرية، يمكن إرجاع ارتفاع هذه النسب إلى درجة أكبر مما هو ملاحظ في الأسر البسيطة إلى تأثير النسوة بمحيطهن الأسري داخل هذه البنى الأسرية كونها تحوي أفراداً آخرين

غير الزوجة و الزوج و أولادهما و ذلك لطبيعة المرأة كونها دائما أكثر تأثرا من الرجل الذي غالبا ما يكون سيد قراره، من خلال ترتيب التوزيع النسبي للمستعملات لوسائل منع الحمل بقرار مشترك بين الزوجين و بقرار فردي راجع للزوجة فقط بين مختلف البنى الأسرية نستنتج وصفا أن القرار و الحوار بين الزوجين المتعلق بالسلوك الخصوبي و تباعد الولادات و عدد الأولاد المراد إنجابهم في الأسر البسيطة راجع إلى المشورة بين الزوجين دون تدخل أطراف أخرى أكثر منه مقارنة بباقي البنى الأسرية و يؤكد ذلك وجود نسبة قدرها 0,1 % من مجموع المستعملات للنسوة المنتميات للأسر الموسعة من النموذجين الأول و الثاني تخص اللواتي صرحن بان قرار الاستعمال راجع لأفراد آخرين غير الزوجة أو الزوج.

6.1.4.6- البنى الأسرية و الرغبة في الحمل:

يعكس متغير الرغبة في الحمل حاليا أو في وقت لاحق السلوك الخصوبي الحالي و المستقبلي للنسوة في السن الإنجابي لان الرغبة في الحمل من طرف المرأة لا يعني أنها حاليا حامل و لكن تبقى مجرد سلوك قد يتحقق حاليا أو قد يتأجل وفقا للظروف التي تعيشها المرأة أو عدم رغبة الزوج في ذلك أو حتى عدم رغبة احد أفراد الأسرة التي تعيش ضمنها المرأة كما تم إثباته في الفقرة السابقة عند مناقشة المقرر لاستعمال وسائل الحمل، و لمعرفة أثر البنية الأسرية التي تنتمي لها المرأة على رغبتها في الحمل حاليا أو رغبتها في تأجيل حملها أو عدم الرغبة في الحمل حاليا أو مستقبلا بشكل نهائي تم استخراج الجدول التالي رقم 16.6 الذي يوضح التوزيع النسبي للنسوة في السن الإنجابي حسب المتغيرين رغبتهم في الحمل و انتمائهم الأسري، و من خلاله يتضح ان نسبة 78,6 % من مجموع النسوة في السن الإنجابي ترغب في الحمل حاليا مقابل 11,7 % من مجموع النسوة التي ترغب في الحمل و لكن في وقت لاحق، بينما 9,7 % من مجموعهن قررن التوقف عن الحمل و بالتالي التوقف عن الإنجاب بشكل نهائي.

جدول 16.6: توزيع النسوة حسب البنية الأسرية و الرغبة في الحمل

المجموع	الرغبة في الحمل			البنية الأسرية
	لا ترغب نهائيا	لاحقا	حاليا	
100	12,9	14,6	72,5	الأسر البسيطة
100	14,0	9,1	76,9	الأسر الموسعة 1
100	2,5	6,8	90,7	الأسر الموسعة 2
100	3,0	6,1	90,9	الأسر المركبة
100	9,7	11,7	78,6	المجموع

عند إشراك متغير البنية الأسرية المنتمية إليها النسوة محل الملاحظة وجدنا تفاوتاً هاماً جداً في نسب النسوة حسب المتغيرين المذكورين وبالأخص نسب النسوة الراغبات في الحمل حالياً و نسب النسوة اللواتي قررن التوقف عن الحمل بشكل نهائي. من خلال بيانات الجدول أعلاه اتضح أن نسبة النسوة الراغبات في الحمل و المنتميات إلى الأسر البسيطة بلغت 72,5% و تعد اقل من نسب نظيراتها في مختلف البنى الأسرية و بفرق هام خاصة نسبة المنتميات إلى الأسر المركبة التي سجلت تقريبا 91%، أما فيما يتعلق بترتيب نسب النسوة التي ترغب في الحمل لاحقا فقد توزعت حسب متغير البنية الأسرية على عكس ما توزعت به نسبة الراغبات في الحمل بحيث اكبر نسبة سجلت لدى نسوة الأسر البسيطة بقيمة 14,6% من مجموع نسوة البنية بينما لم تتجاوز نسبة الراغبات في الحمل لاحقا من مجموع نسوة الأسر المركبة القيمة 6,1%، و بخصوص النسوة اللواتي أردن التوقف عن الحمل بشكل مطلق فقد سجلت نسبتيين معتبرتين كمياً قدرهما 12,9% و 14% من مجموع نسوة البنيتين الأسريتين البسيطة و الموسعة من النموذج الأول على الترتيب على عكس ما لاحظناه في نسبتي النسوة المنتميات إلى الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة الممكن وصفهما بالضئيلتين قدرهما على الترتيب 2,5% و 3% من مجموع النسوة في كل بنية، من خلال توزيع نسب النسوة الراغبات في الحمل حالياً و الراغبات لاحقا و غير الراغبات في الحمل بشكل مطلق يمكن القول وصفاً أن الأسر البسيطة تعمل على الحد من رغبة النسوة في الحمل و بالتالي الإنقاص من رغبة النسوة في إنجاب أطفال آخرين مستقبلاً و بالتالي خفض مستوى الخصوبة كسلوك مستقبلي على عكس الأسر المركبة التي تعمل على رفع رغبة النسوة في الحمل مجدداً و بالتالي إمكانية أكبر في ولادات مستقبلاً و التي يترتب عنها الرفع من مستوى الخصوبة المستقبلي.

بهدف التأكد من الطرح المتوصل إليه وصفاً و إثباته إحصائياً وطفناً اختبار كاف مربع للاستقلالية كون المتغيران محل الملاحظة البنية الأسرية و الرغبة في الحمل كفيين، الغاية من الاختبار الإحصائي في هذه الحالة اختبار الفرضية الصفرية التي تقوم على الاستقلالية بين المتغيرين أي عدم الارتباط بين البنية الأسرية التي تنتمي إليها المرأة في السن الإيجابي و رغبتها في الحمل ضد الفرضية البديلة التي تنص على وجود ارتباط دال إحصائياً بين المتغيرين المذكورين، إتماماً لهذا الاختبار تم الاستعانة بالبرنامج الإحصائي SPSS الذي زودنا بالنتائج المبينة في الجدول التالي و الذي بدوره يلخص نتائج الاختبار التي لاحظنا من خلالها أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 163,4 أكبر و بكثير من قيمة نظيرتها الجدولة 14,45 المستخرجة من جدول توزيع كاف مربع عند درجة حرية $n = 6$ و مستوى معنوية 0,05، إضافة إلى هذه المقارنة لاحظنا أن قيمة مستوى الدلالة المرافق لإحصائية كاف مربع المحسوبة قدره 0,000 اقل من مستوى المعنوية 0,05 المعمول به.

Tests du Khi-deux

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	163,405a	6	,000
Rapport de vraisemblance	188,979	6	,000
Association linéaire par linéaire	147,030	1	,000
Nombre d'observations valides	11063		

من خلال مقارنة النتائج المتحصل من خلال اختبار كاف مربع للاستقلالية و القيم النظرية المناسبة يمكن القول برفض الفرضية الصفرية و قبول الفرضية البديلة أي يمكن القول بوجود ارتباط دال إحصائيا بين المتغيرين البنوية الأسرية التي تنتمي إليها المرأة في السن الإيجابي و رغبتها في الحمل، اعتمادا على الفرض المقبول و ما تم التوصل إليه وصفا من خلال معطيات الجدول 16.6 يمكن القول بان البنوية الأسرية تؤثر على السلوك المستقبلي للمرأة تجاه الحمل أي أن توجه الأسر الجزائرية نحو البنوية الأسرية البسيطة و انحرافها عن البنوية الأسرية المركبة يعمل على تشجيع النسوة في تفادي وقوع الحمل و عدم الرغبة فيه و بالتالي العمل على خفض مستوى الخصوبة.

7.1.4.6- البنوية الأسرية و الاستعمال المستقبلي لوسائل منع الحمل:

تم في عنصر سابق مناقشة العلاقة بين البنوية الأسرية و الاستعمال الحالي (سنة إجراء المسح) و السابق لوسائل منع الحمل من طرف النسوة في السن الإيجابي أين أثبتنا وصفا و إحصائيا أن البنوية الأسرية تؤثر في الاستعمال الحالي لوسائل منع الحمل، أما في هذا العنصر سنحاول رصد العلاقة بين البنوية الأسرية المنتمية إليها المرأة و رغبتها المستقبلية في استعمال وسائل منع الحمل و لكن السؤال عن الاستعمال المستقبلي للاستعمال يبقى مجرد سلوك قد تتبناه المرأة و يبقى في نفس الوقت تحققه مرهونا بعدة عوامل تعيشها المرأة حاليا و مستقبلا غير انه من الممكن الاعتماد عليه كمؤشر يعكس الرغبة في الحمل مستقبلا أي إمكانية ولادات أخرى و بالتالي التأثير في مستوى الخصوبة مستقبلا. لإبراز العلاقة المشار إليها تم استخراج التالي رقم 17.6 الذي لخصنا فيه توزيع النساء في السن الإيجابي حسب انتمائهن الأسري و رغبتهن المستقبلية في استعمال وسائل منع الحمل، و الذي يظهر من خلاله عموما أن نسبة 61,8% من مجموع النسوة مازالت ترغب في استعمال وسائل منع الحمل مستقبلا مقابل 28,6% من مجموعهن عازمت على عدم استعمال وسائل منع الحمل مستقبلا بينما نسبة 9,6% منهن غير متأكدات من قرار التوقف عن الاستعمال لهذه الوسائل أو مواصلته. و عند إدراج متغير البنوية الأسرية وجدنا تفاوتات في نسب من تريد استعمال وسائل منع الحمل مستقبلا أو التوقف عن ذلك مما يوحي بوجود علاقة بين المتغيرين.

جدول 17.6: توزيع النسوة حسب البنية الأسرية و الرغبة في الاستعمال المستقبلي لوسائل منع الحمل

المجموع	القرار المستقبلي لاستعمال وسائل منع الحمل			البنية الأسرية
	غير متأكدة	عدم الاستعمال	الاستعمال	
100	9,1	31,4	59,5	الأسر البسيطة
100	10,3	42,3	47,5	الأسر الموسعة 1
100	10,9	17,1	72,0	الأسر الموسعة 2
100	9,3	16,8	73,9	الأسر المركبة
100	30,0	30,0	40,0	بنى أخرى
100	9,6	28,6	61,8	المجموع

من خلال التوزيع النسبي للنسوة الراغبات في مواصلة استعمال وسائل منع الحمل حسب البنى الأسرية وجدنا النسوة المنتميات للأسر الموسعة من النموذج الثاني سجلت نسبة 47,5% من مجموع نسوة البنية و تعد اقل النسب مقارنة ببقية البنى الأسرية، حلت في الترتيب التصاعدي ثانيا نسبة النسوة المنتميات للأسر البسيطة بنسبة 59,5% من مجموع نساء هذه البنية، و من الملفت للانتباه ارتفاع نسبة النساء المنتميات للبنيتين الأسريتين الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة و بشكل يفوق كثيرا النسبة في البنيتين السابقتين بحيث بلغت قيمتهما 72% و 73,9% على التوالي، و رد ترتيب نسب النسوة الراغبات في عدم الاستعمال مستقبلا لوسائل منع الحمل على عكس الترتيب السابق للنسوة اللواتي ترذن مواصلة الاستعمال سابقا بحيث سجلت النسوة في الأسر الموسعة من النموذج الأول أكبر النسب 42,3% مقارنة بباقي البنى الأسرية، يمكن إرجاع ارتفاع نسبة الراغبات في استعمال وسائل منع الحمل من نسوة الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة و انخفاض نسبة عدم الراغبات في الاستعمال لدى هذه الأسر إلى ارتفاع مستوى الخصوبة الفعلية في هذه الأسر أي ارتفاع عدد المواليد الأحياء فعلا للنسوة و على هذا الأساس يمكن القول بأنهن صرحن بالاستعمال مستقبلا لأنهن اكتفين بالعدد المنجب من الأطفال غير أن هذه النسب من الممكن جدا أن لا تعكس الخصوبة الفعلية مستقبلا لدى البنيتين المذكورتين بسبب تأثر النسوة في هذه البنى في تحديد و توجيه سلوكهن الخصوبي بمحيطهن الأسري كما تم إثباته سابقا عند مناقشة العلاقة بين البنية الأسرية المنتمية إليها النسوة و المقرر لاستعمال وسائل الحمل من طرف النسوة في السن الإنجابي من خلال البيانات الملخصة في الجدول 15.5.

إثباتا للعلاقة إحصائيا بين المتغير البنى الأسرية و الرغبة المستقبلية لاستعمال وسائل الحمل المتوصل إليها بشكل وصفي تم توظيف الاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية لان المتغيرين محل

الاختبار كفيان و الذي يقوم على اختبار الفرضية الصفرية التي تفيد باستقلالية المتغيرين المذكورين عن بعضهما البعض ضد الفرضية البديلة التي تنص على وجود علاقة دالة إحصائيا بينهما، اعتمدنا على البرنامج الإحصائي SPSS لإتمام الاختبار المشار إليه و الذي زدنا بالنتائج الملخصة في الجدول التالي، بحيث يظهر من خلاله أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 171,547 اكبر و بكثير من قيمة نظيرتها المجدولة 17,53 المستخرجة من جدول توزيع كاف مربع عند درجة حرية $n = 8$ و مستوى معنوية 0,05، كما يظهر أن قيمة مستوى الدلالة المرافق لإحصائية كاف مربع المحسوبة قدره 0,000 اقل من مستوى المعنوية المعمول به 0,05.

Tests du Khi-deux

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	171,547a	8	,000
Rapport de vraisemblance	177,885	8	,000
Association linéaire par linéaire	,354	1	,552
Nombre d'observations valides	6132		

بعد مقارنة قيمتي كاف مربع المحسوبة و كاف مربع النظرية و مقارنة مستويي الدلالة الناتجة عن الاختبار و المعنوية نرفض الفرضية الصفرية و نقبل الفرضية البديلة، أي يتم اتخاذ قرار بوجود ارتباط دال إحصائيا بين المتغير البنية الأسرية و المتغير القرار المستقبلي لاستعمال وسائل منع الحمل من طرف النسوة في السن الإنجابي، من خلال القرار المأخوذ و القراءة الوصفية لبيانات الجدول رقم 16.6 يمكن القول بان البنية الأسرية المنتمية لها المرأة في الجزائر تؤثر على رغبتها في الاستعمال المستقبلي لوسائل منع الحمل.

8.1.4.6- البنى الأسرية و الرغبة في الولادات مستقبلا:

بعد مناقشة علاقة السبل المؤيدة إلى تحقق ولادة مستقبلية من طرف المرأة أو رغبتها في عدم ذلك ونقصد بها الرغبة في الحمل و الرغبة في الاستعمال المستقبلي لوسائل منع الحمل بمتغير البنية الأسرية، سنناقش في هذه الفقرة الرغبة في الحصول فعلا على مولود آخر مستقبلا من طرف النسوة في السن الإنجابي و علاقتها بانتماءاتهن الأسرية، و لرصد هذه العلاقة تم استخراج الجدول التالي رقم 18.6 الذي لخصنا فيه التوزيع النسبي للنسوة حسب المتغيرين البنية الأسرية و الرغبة في ولادة طفل آخر مستقبلا من طرف النسوة و الذي تبين من خلاله و بشكل عام أن 42,8% من مجموع النسوة ترغب في ولادة طفل آخر مستقبلا مقابل 43,1% منهن لا ترغب في ذلك، بينما من بقيت دون قرار فيما يخص الولادة المستقبلية أي من تركز ذلك للمشيمة الإلهية أو لم تقررن الإنجاب من عدمه مستقبلا بلغت نسبتهن 11,8% من مجموع

النسوة أما العاجزات نهائيا عن ذلك أي غير القادرات صحيا أو من وصلن إلى نهاية السن الإنجابي فنسبتهن 2.2% من مجموع النسوة.

جدول 18.6: توزيع النسوة حسب البنية الأسرية و الرغبة في ولادة طفل آخر مستقبلا

المجموع	الرغبة في ولادة طفل آخر مستقبلا					البنية الأسرية
	ترغب	لا ترغب	لا يمكنها الحمل	حسب رغبة الله	غير مقرر	
100	36,6	49,4	2,2	8,4	3,4	الأسر البسيطة
100	39,9	42,6	4,7	8,1	4,8	الأسر الموسعة 1
100	68,1	19,0	1,5	7,5	4,0	الأسر الموسعة 2
100	71,0	17,1	1,0	7,9	3,0	الأسر المركبة
100	61,5	23,1	,0	7,7	7,7	بنى أخرى
100	42,8	43,1	2,2	8,2	3,6	المجموع

بتركيز الملاحظة على التوزيع النسبي للنسوة الراغبات في ولادة طفل آخر مستقبلا و غير الراغبات في ذلك و هذا ما يهمننا من الصفات الممكن أن يأخذها متغير الرغبة المستقبلية وجدنا تفاوتنا كبيرا من الناحية الكمية بين النسب عند إدراج متغير البنية الأسرية المنتمية إليها النسوة المستهدفات الراغبات في إنجاب مولود آخر، بحيث تقاربت جزئيا نسبتا النسوة المنتميات إلى الأسر البسيطة و الأسر الموسعة من النموذج الأول ببلوغهما على التوالي 36,6% و 39,9% مسجلتين فارقا كميًا جد هام بينهما و بين نسبي النسوة المنتميات إلى الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة اللتان بلغتا 68,1% و 71% على الترتيب. لاحظنا العكس تماما في ترتيب نسب النسوة غير الراغبات في إنجاب مولود آخر مستقبليا حسب البنى الأسرية بحيث سجلت نسبتا النسوة في الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة القيمتين 19% و 17,1% على التوالي اللتان تعدان اقل و بفارق كبير من نسبي النسوة في الأسر البسيطة و الأسر الموسعة من النموذج الأول البالغتان 49,4% و 42,6% من مجموع نساء كل بنية. من خلال القراءة الوصفية للبيانات الخاصة بتوزيع و ترتيب نسب النسوة الراغبات و غير الراغبات في مولود آخر مستقبلا حسب البنى الأسرية يمكن القول بان الأسر البسيطة و الأسر الموسعة من النموذج الأول تعمل على إنقاص الرغبة المستقبلية للنسوة في إنجاب مولود آخر مستقبليا و بالتالي خفض الخصوبة المتوقعة على مستوى هذه الأسر على عكس الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة التي تقوي رغبة نسوتها في الحمل مجددا و ولادة طفل آخر مستقبلا و هذا من شأنه رفع الخصوبة على مستوى هذه الأسر.

للتأكد من الطرح المتوصل إليها من خلال القراءة الوصفية للمعطيات الملخصة في الجدول أعلاه و إثبات وجود العلاقة إحصائيا بين المتغير البنية الأسرية و ميول النسوة للولادة مجددا و جب ارضاخ

البيانات أعلاه للاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية كون المتغيرين محل الملاحظة كفيان، الذي يقوم على اختبار الفرض الصفري المفيد بوجود استقلالية بين المتغيرين ضد الفرض البديل الذي يفيد بوجود علاقة بين المتغيرين، لإتمام الاختبار وظفنا البرنامج الإحصائي SPSS الذي أمدنا بالنتائج المبينة في الجدول التالي و الذي بدوره تبين من خلاله أن قيمة إحصائية كاف مربع الناتجة عن الاختبار 1308,6 اكبر و بكثير من قيمة كاف مربع النظرية 26,3 المستخرجة من جدول توزيع قانون كاف مربع عند درجة حرية $n = 16$ و مستوى معنوية 0,05، إضافة إلى ذلك وجدنا أن قيمة مستوى الدلالة المرافق لإحصائية كاف مربع المحسوبة قدره 0,000 اقل من مستوى المعنوية المعمول به 0,05.

Tests du Khi-deux

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	1308,603	16	,000
Rapport de vraisemblance	1350,959	16	,000
Association linéaire par linéaire	129,217	1	,000
Nombre d'observations valides	17957		

استنادا إلى مقارنة نتائج اختبار كاف مربع بالقيم النظرية، نرفض الفرضية الصفرية و نقبل الفرضية البديلة أي أن المتغير البنوية الأسرية ذو علاقة دالة إحصائية بالمتغير الرغبة المستقبلية في الولادة من طرف النسوة و عليه يمكن القول بان البنوية الأسرية تؤثر في الميول المستقبلية و السلوك الإنجابي للنسوة و بالتالي فان توجه الأسر الجزائرية نحو الأسر البسيطة و انحرافها عن الأسر المركبة أدى فعلا إلى التأثير في السلوك الإنجابي المستقبلي للنسوة.

2.4.6- علاقة التراكيب العائلية بالخصوبة اعتمادا على المتغيرات الديموغرافية:

1.2.4.6- التراكيب العائلية و الإنجاب:

تعكس عملية الإنجاب أي المواليد الأحياء المنجبين خلال السنة المستوى الفعلي للخصوبة داخل المجتمعات السكانية، و على هذا الأساس وظفنا هذا المؤشر بربطه بمتغير التركيبة العائلية لأسرة المرأة في سن الإنجاب، و لدراسة العلاقة بين المتغيرين استخرجنا من ملف المسح الجدول التالي رقم 19.6 الذي لخصنا فيه التوزيع النسبي للنسوة حسب إنجابهن أو عدمه خلال سنة كاملة قبل انجاز المسح وانتمائهن الأسري من حيث التركيبة العائلية.

جدول 19.6: توزيع النسوة حسب الإنجاب و التراكيب العائلية للأسر

المجموع	الولادات الحية خلال سنة		التراكيب العائلية
	لا	نعم	
100	85,5	14,5	التركيبية البسيطة
100	84,0	16,0	التركيبية التصاعديّة
100	75,9	24,1	التركيبية التنازلية
100	84,5	15,5	التركيبية العرضية
100	79,4	20,6	التركيبية المركبة
100	85,8	14,2	تراكيب أخرى
100	84,1	15,9	المجموع

يتبين من خلال البيانات الملخصة في الجدول أعلاه أن نسبة النساء اللواتي أنجبن مولودا حيا خلال السنة السابقة للمسح سجلت اقل قيمة لها على مستوى التركيبية العائلية البسيطة بمقدار 14,5% من مجموع نسوة هذه التركيبية أما اكبر النسب كميا فسجلت على مستوى التركيبية العائلية التنازلية بقيمة 24,1% من مجموع نساء هذه التركيبية كما لاحظنا ارتفاع هذه النسبة لدى نسوة الأسر ذات التركيبية العائلية المركبة و التي بلغت 20,6% من مجموع نسوة التركيبية. و من البديهي أن يكون ترتيب نسبة النساء اللواتي لم تتجنبن خلال السنة قبل إجراء المسح معاكسا للمؤشر السابق، بحيث كانت اكبر النسب متعلقة بالتركيبية العائلية البسيطة و التي بلغت 85,5% من مجموع نساء التركيب بينما سجلت اخفض النسب على مستوى التركيبية العائلية التنازلية بقيمة 79,4% من مجموع نسوة التركيبية التنازلية، من خلال ما تم تقدم ذكره و اعتمادا على ترتيب التوزيع النسبي للنسوة المنجبات لولادات حية حسب انتمائهن إلى التراكيب العائلية و التباين الملحوظ بينها يمكن القول وصفا بان الأسر ذات التركيبية العائلية البسيطة ساهمت في خفض مستوى الخصوبة المسجلة في الجزائر بينما التركيبيتين العائليتين التنازلية و المركبة أدت و ساهمت في رفع مستوى الخصوبة.

و للإثبات الإحصائي لما تم التوصل إليه وصفا من علاقة بين المتغيرين من خلال المعطيات الملخصة في الجدول أعلاه وظفنا الاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية بحكم أن المتغيرين المتابعين كفيان، و الذي بدوره مبني على اختبار الفرضية الصفرية التي تقوم على الاستقلالية بين المتغير التركيبية العائلية للأسرة و المتغير الإنجاب ضد الفرضية البديلة التي تفيد بوجود ارتباط و تأثير دال إحصائيا بين المتغيرين المذكورين، إتاما لهذا الاختبار اعتمدنا على البرنامج الإحصائي SPSS بحيث زدنا بالنتائج

المبينة في الجدول أدناه و التي وجدنا من خلالها أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 146,752 اكبر من نظيرتها المجدولة المستخرجة من جدول توزيع قانون كاف مربع عند درجة حرية $n = 5$ و مستوى معنوية 0,05 ذات القيمة 11,07، كما وجدنا أن قيمة مستوى الدلالة الناتج عن الاختبار و المرافق لإحصائية كاف مربع المحسوبة 0,000 و هو اقل مقارنة من مستوى المعنوية المعمول به في كل العلوم الاجتماعية 0,05.

Tests du Khi-deux

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	146,752	5	,000
Rapport de vraisemblance	134,059	5	,000
Association linéaire par linéaire	52,539	1	,000
Nombre d'observations valides	18788		

اعتمادا على المقارنات السابقة بين القيمة المحسوبة لكاف مربع و القيمة النظرية و بين مستوى الدلالة و مستوى المعنوية، يمكن اتخاذ قرار برفض الفرضية الصفرية و قبول الفرضية البديلة التي تفيد بوجود علاقة دالة إحصائية بين المتغيرين محل المتابعة أي يمكن القول بان تأثير التراكيب العائلية للأسر المنتمة إليها في السن الإنجابي على عملية الإنجاب مثبت إحصائيا و على أساس نتائج الاختبار و القراءة الوصفية لبيانات الجدول رقم 19.6 يمكن القول بان توجه الأسر الجزائرية نحو الأسر ذات التراكيب العائلية البسيطة و انحرافها عن باقي التراكيب أدى فعلا إلى خفض عدد المواليد المسجلين في الجزائر.

2.2.4.6- التراكيب العائلية و الفرق بين 2006 و سنة آخر إنجاب:

وظفنا المتغير الفرق الزمني بالسنوات بين سنة انجاز المسح 2006 و سنة إنجاب آخر ولادة حية من طرف النسوة في الإنجابي كونه يترجم التباعد بين الولادات بشكل جزئي أي التباعد بين آخر ولادة حية و سنة انجاز المسح و بالتالي إعطاء صورة للماضي القريب للخصوبة، كما تكمن أهمية هذا المتغير في كونه يمس فقط النسوة اللواتي سبق لهن إنجاب مولود واحد حي على الأقل دون مراعاة لسنة إنجاب أي إضافة إلى المواليد الأحياء خلال سنة كاملة قبل انجاز المسح المستعمل في الفقرة السابقة تم إدراج المواليد الأحياء للنساء غير المنجبات خلال سنة قبل انجاز المسح و اللواتي أنجبين مولودا حيا على الأقل قبل هذا التاريخ، للإشارة هذا المتغير غير مدرج في ملف المسح مصدر المعطيات أي تم استحداثه عن طريق حساب الفرق بين سنة 2006 و المتغير سنة إنجاب آخر ولادة الذي وفره المسح.

لإبراز العلاقة بين التركيبة العائلية للأسرة المنتمة إليها المرأة السابق لها وضع مولود حي على الأقل و المتغير الفرق بين سنتي الإنجاب و انجاز المسح تم استخراج الجدول التالي رقم 20.6 الذي لخصنا فيه التوزيع النسبي للنساء في السن الإنجابي حسب انتمائهن إلى التراكيب العائلية و المدة الزمنية الفاصلة

بين التاريخين المذكورين بعد أن أدخلنا تعديلا بسيطا على المعطيات المتعلقة بالفرق تسهيلا للعرض الجدولي للبيانات بحيث تم تجميع الفروق السنوية بين تاريخ انجاز المسح و تاريخ اقرب ولادة من تاريخ انجاز المسح على شكل فئات يبلغ طول كل فئة منها خمس سنوات ماعدا الفئة الأخيرة التي احتوت على كل الفروق البالغة مدتها خمس و عشرين سنة فما فوق.

جدول 20.6: توزيع الفروق السنوية بين آخر ولادة حية و سنة 2006 حسب التراكيب العائلية

المجموع	الفروق بالسنوات (%)						التركيبة العائلية
	25 فما فوق	24-20	19-15	14-10	9-5	4-0	
100	,20	1,1	4,4	13,8	26,2	54,2	التركيبة البسيطة
100	,00	,90	3,8	13,8	28,3	53,1	التركيبة التصاعدية
100	,40	1,8	4,0	9,0	19,2	65,6	التركيبة التنزلية
100	1,0	1,9	5,1	14,7	21,8	55,4	التركيبة العرضية
100	,20	1,4	3,8	7,7	17,0	69,9	التركيبة المركبة
100	1,1	1,5	7,9	16,0	24,6	48,9	تراكيب أخرى
100	,30	1,2	4,4	13,2	25,1	55,8	المجموع

يتضح من خلال البيانات الملخصة في الجدول أعلاه و بشكل عام أن أكثر من نصف النسوة لهن على الأقل مولود حي واحد قبل خمس سنوات كاملة من تاريخ انجاز المسح مهما كانت التركيبة العائلية للأسرة المنتمية إليها النسوة في السن الإيجابي، غير أن نسبهن تميزت بنوع من التفاوت إن ركزنا على كل تركيبة عائلية على حدا، بحيث اقل النسب سجلت على مستوى نسوة الأسر ذات التراكيب التصاعدية، البسيطة و العرضية و التي تميزت بنوع من التقارب فيما بينها بحيث بلغت نسبهن على التوالي 53,1%، 54,2% و 55,4% من مجموع نسوة كل تركيبة، أما نسوة الأسر ذات التركيبتين العائليتين التنزلية و المركبة فسجلت نسبتان أعلى من نسوة التراكيب السابقة و بفارق كمي كبير بحيث بلغت نسبهن 65,6% و 69,9% من مجموع نسوة التركيبتين.

يمكن القول بأنه من الواجب التركيز على الفارق المعبر عنه بالفئة من صفر إلى أربعة (0 - 4) سنوات بين تاريخي المسح و آخر ولادة باعتباره ابلغ الفروق دلالة من الفئات الأخرى كونه يعكس مستوى الخصوبة في الماضي الأقرب من جهة و من جهة أخرى ليس من المؤكد بقاء النسوة في نفس التراكيب العائلية لمدة أطول بحيث كلما بعدت المدة الزمنية عن تاريخ المسح أدى ذلك إلى رفع احتمال أن تكون المرأة كانت منتمية إلى أسرة ذات تركيبة عائلية مخالفة للتركيبة العائلية الملاحظة خلال سنة 2006 بسبب عدم

استقرار النموذج العائلي للأسر على حاله إذ لاحظنا ذلك في الفصل السابق من هذه الدراسة، و على هذا الأساس يمكن الاكتفاء بالمدة المجالية الزمنية من صفر إلى أربعة (0 - 4) سنوات الفارطة لتاريخ انجاز المسح كمعيار لاتخاذ القرار لوجود التأثير أو عدمه بين المتغيرين، على ضوء ما تقدم ذكره و اعتمادا على توزيع نسب النساء اللواتي وضعن على الأقل مولودا خلال المدة (0 - 4) سنوات حسب الانتماءات العائلية للنسوة يمكن القول اعتمادا على القراءة الوصفية بان الأسر ذات التركيبتين العائليتين التصاعدية و البسيطة ساهمت في خفض عدد المواليد خلال الخمس سنوات السابقة لانجاز المسح و بالتالي خفض مستوى الخصوبة على العكس من الأسر ذات التركيبتين العائليتين التنازلية و المركبة التي شجعت على رفع عدد المواليد و الذي يؤدي بدوره إلى رفع مستوى الخصوبة.

بهدف الإثبات الإحصائي لتأثير التراكيب العائلية للأسر على تباعد الولادات للنسوة المبني على تاريخ آخر ولادة المتوصل إليه و صفيا من خلال معطيات الجدول أعلاه رقم 20.6 وظفنا المتوسط الحسابي للمدد الفاصلة بين تاريخي آخر ولادة و سنة إجراء المسح كمؤشر للمقارنة و صفيا و إحصائيا بين مختلف التراكيب العائلية بحيث كلما كبرت قيمة المتوسط للمدد الفاصلة دل ذلك وجود التباعد أما في حين انخفاض قيمته دل ذلك على العكس، اعتمادا على البرنامج الإحصائي SPSS تم استخراج مختلف المقاييس الوصفية المترجمة للتمركز و التشتت للمتغير المدة الفاصلة بين تاريخ آخر ولادة حية و سنة إجراء المسح، المقاييس المذكورة تم تلخيصها في الجدول التالي رقم 20.6 الذي تبين من خلاله و بشكل عام أن المتوسط الحسابي للمدد الفاصلة بين تاريخي آخر ولادة و سنة إجراء المسح قدره 5,42 سنة بانحراف معياري قدره 4,85، و أن هذا المتوسط ينتمي إلى مجال ثقة جد ضيق من الناحية الكمية حده الأدنى و الأعلى على الترتيب 5,35 سنة و 5,49 سنة.

جدول 21.6: المؤشرات الوصفية للمدد الفاصلة بين سنة 2006 و تاريخ آخر ولادة حية قبل

انجاز المسح حسب التراكيب العائلية

القيمة الأعلى للأعمار	القيمة الأدنى للأعمار	مجال الثقة (95%) لمتوسط المدة الفاصلة		الانحراف المعياري	متوسط المدة الفاصلة	التركيبة العائلية
		الحد الأعلى	الحد الأدنى			
33	0	5,60	5,44	4,792	5,52	التركيبة البسيطة
22	0	5,73	5,14	4,537	5,43	التركيبة التصاعدية
32	0	4,93	4,51	5,019	4,72	التركيبة التنازلية
31	0	6,60	5,35	5,643	5,97	التركيبة العرضية
28	0	4,83	4,05	4,670	4,44	التركيبة المركبة
30	0	7,01	5,96	5,772	6,49	تراكيب أخرى
33	0	5,49	5,35	4,85	5,42	المجموع

بتركيز الملاحظة على المؤشرات الوصفية للمدد الفاصلة عند كل تركيبة عائلية، وجدنا أن قيمة متوسط المدد الفاصلة لدى الأسر ذات التركيبين العائليتين البسيطة و العرضية اكبر من قيمة المتوسط العام و في نفس الوقت اكبر من المتوسط الذي تميزت به باقي التراكيب العائلية بحيث بلغت قيمته على الترتيب لدى التركيبين 5,52 سنة و 5,97 سنة، بينما المتوسط الحسابي للمدد الفاصلة عند بقية التراكيب العائلية فهو مساو أو اقل من المتوسط العام و اقل قيمه 4,44 سنة تم تسجيلها على مستوى الأسر ذات التركيبة العائلية العرضية، من خلال قيم هذا المؤشر يمكن القول أن الأسر ذات التركيبين العائليتين البسيطة و العرضية ساهمت في تشجيع النسوة المنتميات إليها عموما في تباعد الولادات على الأقل بين آخر ولادة و الولادة المتوقعة بعد انجاز المسح على عكس بقية التراكيب العائلية. و لإثبات وجود فروق معنوية و دالة إحصائيا بين متوسطات المدد الفاصلة لدى مختلف التراكيب العائلية تم توظيف الاختبار الإحصائي فيشر القائم على تحليل التباين في اتجاه واحد بحكم أن المتغير حاليا يعتبر كميا و يتم الاختبار بين أكثر من عينتين إذ تمثل نسوة كل تركيبة عائلية عينة، يقوم الاختبار على الفرضيتين الصفرية و البديلة بحيث تنص الفرضية الصفرية على تساوي متوسطات المدد الفاصلة بين مختلف التراكيب العائلية بينما تقوم الفرضية البديلة على وجود اختلاف معنوي و دال إحصائيا بين مختلف متوسطات المدد الفاصلة حسب التراكيب العائلية للأسر.

ANOVA

	Somme des carrés	ddl	Moyenne des carrés	F	Signification
Inter-groupes	2407,770	5	481,554	20,506	,000
Intra-groupes	439281,007	18706	23,483		
Total	441688,777	18711			

تبين من خلال نتائج الاختبار أن قيمة إحصائية فيشر المحسوبة وُجدت 20,506 و هي اكبر بدرجة جد هامة من قيمة نظيرتها المجدولة ذات المقدار 6,61 المستخرجة من جدول توزيع فيشر عند درجة حرية مزدوجة (5 , 1) $n =$ و مستوى معنوية 0,05، كما وجدنا أن مستوى الدلالة الناتجة عن الاختبار قيمتها 0,000 التي تعد اقل مقارنة من مستوى الدلالة 0,05 المعمول به. اعتمادا على المقارنتين السابقتين نرفض الفرضية الصفرية القائمة على العدم و نقبل الفرضية البديلة التي تفيد بوجود اختلافات و فروق معنوية تختلف عن الصفر و ذات دلالة إحصائية بين متوسطات المدد الفاصلة حسب التراكيب العائلية للأسر أي أن تأثير التراكيب العائلية للأسر على الفروق بين تاريخ آخر ولادة و سنة إجراء المسح مثبت إحصائيا و على هذا الأساس يمكن القول أن الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة أدت إلى رفع المدد الفاصلة و بالتالي خفض مستوى الخصوبة على عكس الأسر ذات التركيبين العائليتين المركبة و التنازلية.

3.2.4.6- التراكيب العائلية و تباعد الولادات:

تم في الفقرة السابقة رصد العلاقة بين التراكيب العائلية للأسر و الفرق بين تاريخي انجاز المسح و آخر ولادة أين تم الاقتصار على آخر عملية إنجاب لمولود حي من طرف النسوة في السن الإنجابي ووضع كل النسوة اللواتي لهن ولادة واحدة حية واحدة على الأقل تحت الملاحظة بحيث وجدنا أن أكثر من نصف النسوة أنجبين مولودا خلال خمس سنوات السابقة للمسح، الاقتصار على آخر ولادة من شأنه أن يعكس تاريخ اقرب آخر ولادة لتاريخ المسح و بالتالي من شأنه ترجمة العلاقة بشكل أكثر مصداقية بين المتغيرين التركيبية العائلية و الإنجاب بحكم أن متغير التركيبية العائلية في تغير مستمر بدلالة الزمن و بالأخص نحو الأسر ذات التركيبية العائلية البسيطة.

و بما أن اغلب الأسر الجزائرية ذات تركيبية عائلية بسيطة كما تم إثباته في الفصل السابق من الدراسة خلال السنوات الماضية و ذات استمرارية متواصلة في التوجه نحو هذه التركيبية فيمكن إدراج المتغير تباعد الولادات للنسوة للتعبير على المستوى الخصوبي للنسوة حسب انتماءاتهن إلى التراكيب العائلية للأسر ليس الآن فقط بل حتى الماضي، لأنه من الممكن و المحتمل جدا بقاء نسبة كبيرة من الأسر ذات التركيبية العائلية البسيطة على حالها خلال مدة زمنية طويلة نسبيا على عكس الأسر ذات التركيب العائلية الأخرى التي تعرف تغيرا مستمرا بدلالة الزمن و أن هذا التغير راجع إلى عاملي التفكك و الزوجية و يكون في الأغلب لصالح التركيبية العائلية البسيطة، و بالتالي فان العلاقة الجامعة بين التركيبية العائلية البسيطة و المتغير متوسط السنوات بين كل ولادتين المعبر عن الماضي الإجمالي للخصوبة ستكون حاملة لنسبة كبيرة من المصداقية أما العلاقة بين المتغير المذكور و بقية التراكيب العائلية الأخرى ستكون مصداقيتها نسبيا مقبولة، و في العموم يمكن الاعتماد على هذه العلاقة و لو جزئيا لإبراز العلاقة بين مختلف التراكيب العائلية و متوسط التباعد في الولادات .

تم التعبير عن المتغير تباعد الولادات بمتوسط السنوات بين كل ولادتين الذي لم يكون موجودا في ملف المسح بل استحدثناه في قاعدة بيانات ملف المسح و ذلك بحساب الفرق بين تاريخي أول ولادة حية للمرأة و آخر ولادة حية لها ثم قسمة الفارق على إجمالي عدد المواليد لنفس المرأة، ناتج هذه العملية يعبر عن متوسط التباعد بين الولادات لكل امرأة و لتجنب أن يكون هذا المتوسط معدوما أي جعله ذو قيمة و دلالة رياضية و إحصائية تم استبعاد النساء اللواتي وافق تاريخ أول ولادة لهن نفس تاريخ آخر ولادة لان الفارق بين التاريخين معدوم و بالتالي يكون متوسط التباعد معدوما و هن النساء اللواتي أنجبين مولودا واحدا خلال حياتهن الإنجابي.

تكمن القيمة الإحصائية و العلة الديموغرافية في استبعاد النساء اللواتي لهن حدث ولادة واحدة خلال كامل تاريخهن الإنجابي، كون أن النساء اللواتي أنجبن مولودا واحدا غير معنيات بتباعد الولادات لان التباعد الفعلي يمس النسوة اللواتي لهن على الأقل ولادتين، أي ولادتين فما فوق. عموما يمكن اعتبار هذا المتغير كمعيار للمستوى الخصوبي الفعلي، بحيث يتماشى عكسيا مع المستوى الخصوبة فكلما ارتفعت قيمته دل ذلك انخفاض مستوى الخصوبة و كلما انخفضت قيمته دل ذلك على العكس.

بعد إدراج المتغير متوسط السنوات بين الولادات في ملف المسح، تمكنا من استخراج الجدول التالي رقم 22.6 اعتمادا على البرنامج الإحصائي SPSS الذي لخصنا فيه مختلف المؤشرات الوصفية المترجمة للتمركز و التشتت للمتغير تباعد الولادات حسب انتماء النسوة إلى التراكيب العائلية بهدف مقارنة هذا المؤشر بين مختلف التراكيب العائلية للأسر و في نفس الوقت إبراز دور و مدى تأثير التركيبة العائلية المنتمة لها المرأة على سلوكها الإنجابي من الناحية الوصفية، و الذي يتبين من خلاله عموما أن متوسط السنوات بين كل ولادتين بلغ 2,28 سنة بانحراف معياري قدره 0,88 وان هذا المتوسط ينتمي إلى مجال ثقة جد محدود عند مستوى معنوية قدره 95 % لا يتعدى 0.02 سنة إذ حداه الأدنى و الأعلى 2,27 سنة و 2,29 سنة على الترتيب.

جدول 22.6: المؤشرات الوصفية للمدد لتباعد الولادات حسب التراكيب العائلية

القيمة الأعلى للأعمار	القيمة الأدنى للأعمار	مجال الثقة (95 %) لمتوسط التباعد		الانحراف المعياري	متوسط التباعد	التركيبة العائلية
		الحد الأعلى	الحد الأدنى			
12	1	2,32	2,29	0,868	2,30	التركيبة البسيطة
7	1	2,32	2,20	0,797	2,26	التركيبة التصاعدية
8	1	2,10	1,99	0,949	2,05	التركيبة التنازلية
8	1	2,60	2,30	1,152	2,45	التركيبة العرضية
7	1	2,21	2,02	0,939	2,11	التركيبة المركبة
11	1	2,49	2,24	1,158	2,37	تراكيب أخرى
12	1	2,29	2,27	0,888	2,28	المجموع

بإدراج متغير التركيبة العائلية للأسر وجدنا تطابقا في ترتيب متوسط تباعد الولادات و ترتيب كل من المؤشرين نسبة النسوة اللواتي أنجبن مولودا خلال السنوات الخمس السابقة للمسح و متوسط الممدد الفاصلة المبينين في الجدولين 20.6 و 21.6 على الترتيب مما يفيد بمصادقية و صلاحية المؤشر متوسط تباعد الولادات في عكس صورة المستوى الخصوبي حسب التراكيب العائلية، بالرجوع إلى معطيات

الجدول رقم 22.6 وجدنا أن متوسط التباعد بين الولادات سجل أكبر مستوياته لدى نسوة الأسر ذات التركيبتين البسيطة و العرضية بحيث بلغ فيهما 2,3 سنة و 2,45 سنة على الترتيب غير أن الانحراف المعياري المرافق للمتوسط لدى الأسر ذات التركيبة البسيطة (0,86) اقل من نظيره المسجل لدى الأسر ذات التركيبة العائلية العرضية (1,15)، في حين كانت اقل قيمه كميًا مسجلة لدى النسوة المنتميات إلى الأسر ذات التركيبتين العائليتين التنازلية و المركبة بحيث بلغت قيمته فيهما 2,05 سنة و 2,11 سنة مع انحراف معياري قيمته قاربت واحد سنة، من خلال ما تقدم يمكن القول من الناحية الوصفية للبيانات أن الأسر ذات التركيبتين البسيطة و العرضية تشجع نسوتها على التباعد في ولاداتهن و بالتالي خفض عدد المواليد المنجبين و الذي يؤدي بدوره إلى خفض مستوى الخصوبة على عكس الأسر ذات التركيبتين العائليتين التنازلية و المركبة التي من شأنها تشجيع النسوة على تقارب ولاداتهن و بالتالي العمل على رفع المستوى الخصوبي.

بهدف إثبات ما تم الوصول إليه من خلال القراءة الوصفية لبيانات الجدول أعلاه، تم توظيف الأسلوب الإحصائي اختبار التباين الأحادي القائم على الاختبار الإحصائي فيشر الذي بدوره يقوم على مقارنة المدد المتوسطة لتباعد الولادات، تم الاعتماد على هذا الاختبار كون المتغير محل المقارنة بين مختلف التراكيب العائلية للأسر كمي و لوجود أكثر من متوسطين للمقارنة بحكم أن نسوة كل تركيبة عائلية يتميزن بمدد متوسطة لتباعد ولاداتهن إذ كل مجموعة من النسوة حسب الانتماء العائلي لهن تمثلن عينة مستقلة عن الأخرى.

يقوم اختبار فيشر في هذه الحالة على اختبار الفرضية الصفرية التي تنص على تساوي متوسطات مدة تباعد الولادات بين مختلف نسوة التراكيب العائلية للأسر ضد الفرضية البديلة التي تفيد بعدم تساوي المتوسطات حسب التراكيب العائلية أي وجود اختلافات و فروق معنوية تختلف عن الصفر و ذات دلالة إحصائية، إتماماً لهذا الاختبار تم الاعتماد على البرنامج الإحصائي SPSS الذي زدنا بالنتائج المبينة في الجدول التالي، و التي بدورها تظهر أن قيمة إحصائية فيشر المحسوبة 18,53 أكبر و بفارق كمي جد هام من قيمة فيشر النظرية ذات المقدار 6,61 التي تم استخراجها من جدول توزيع قانون فيشر عند مستوى معنوية 0,05 و درجة حرية مزدوجة (5 , 1) ، إضافة إلى هذا وجدنا أن مستوى الدلالة الناتجة عن الاختبار و المرافقة لإحصائية فيشر المحسوبة بقيمة 0,000 تعتبر اقل مقارنة من مستوى الدلالة 0,05 المعمول به.

ANOVA

	Somme des carrés	ddl	Moyenne des carrés	F	Signification
Inter-groupes	92,651	5	18,530	23,663	,000
Intra-groupes	12131,775	15492	,783		
Total	12224,427	15497			

على أساس المقارنات السابقة بين النتائج المتوصل إليها عن طريق تحليل التباين و القيم النظرية المرافقة لها يمكن اخذ قرار برفض الفرضية الصفرية و قبول الفرضية البديلة أي انه توجد فروق معنوية تختلف عن الصفر و ذات دلالة إحصائية بين متوسطات مدد تباعد الولادات للنسوة حسب انتماءاتهن إلى التراكيب العائلية، بقبول هذه الفرضية يمكن القول بان تأثير التراكيب العائلية للأسر الجزائرية على تباعد الولادات للنسوة في السن الإنجابي مثبت إحصائياً أي أن توجه الأسر نحو التركيبة العائلية أدى إلى تبني النسوة لفكرة تباعد ولاداتهن و بالتالي الخفض من المستوى الخصوبي على مستوى هذه الأسر على عكس الأسر ذات التراكيب العائلية المركبة و التنازلية.

4.2.4.6- التراكيب العائلية و الحمل:

يمكن اعتبار الحمل كأحد المتغيرات الديموغرافية المحددة للمستوى الخصوبي في المجتمعات السكانية، ففي حالة استمراريته و نجاحه أي انتهائه بوضع مولود حي و ذلك بعدم تعرض المرأة للإجهاض أو عدم ولادة طفل ميت فانه يترجم المستوى الفعلي للخصوبة لان الخصوبة عند حساب مؤشراتنا تتوقف على مجموع المواليد الأحياء فقط و ذلك بعدم الأخذ في الحسبان الولادات الميتة و حالات الإجهاض، و على هذا الأساس فيمكن اعتبار متغير الحمل كمعيار عاكس لمستوى الخصوبة المستقبلية القريبة بحيث كلما ارتفعت نسبة النساء الحوامل أدى ذلك زيادة احتمال ارتفاع المستوى الخصوبي و في حالة انخفاض نسبة الحوامل أدى ذلك إلى العكس. محاولة منا لكشف العلاقة بين الحمل و التراكيب العائلية للأسر الجزائرية تم استخراج الجدول التالي رقم 23.6 الذي لخصنا فيه التوزيع النسبي للنسوة حسب المتغيرين الوضعية تجاه الحمل حالياً أي سنة إجراء المسح و انتماء النسوة إلى التراكيب العائلية، و الذي لاحظنا من خلاله و بشكل عام أن نسبة النساء الحوامل بلغت 10,2% من مجموع النساء مقابل 89,2% من مجموعهن غير حوامل، غير أن هذه النسب اختلفت حسب انتماء النساء إلى التراكيب العائلية.

جدول 23.6: توزيع النسوة حسب التركيبة العائلية و الوضعية اتجاه الحمل

المجموع	الحمل خلال المسح			التركيبة العائلية
	غير متأكدة	غير حامل	حامل	
100	0,5	91,7	7,8	التركيبة البسيطة
100	0,40	91,4	8,2	التركيبة التصاعدية
100	0,70	82,6	16,8	التركيبة التنازلية
100	0,50	85,5	14,0	التركيبة العرضية
100	1,1	83,6	15,3	التركيبة المركبة
100	0,20	91,4	8,5	تراكيب أخرى
100	0,50	89,2	10,2	المجموع

بإشراك متغير التركيبة العائلية، وجدنا أن أقل نسبة للنساء الحوامل على الإطلاق سُجلت على مستوى الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة بقيمة 7,8% من مجموع نسوة هذه التركيبة أما نسبة الحوامل في التركيبة العائلية المركبة فقد بلغت تقريبا ضعف النسبة السابقة بحيث بلغت 15,3% بينما أكبر النسب للحوامل فقد سجلت على مستوى الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية البالغة 16,8% من مجموع نسوتها. و من الطبيعي أن أقل نسبة لغير الحوامل مسجلة على مستوى الأسر البسيطة كون النسبتين مكملتين لبعضهما البعض بسبب قلة النسوة غير المتأكدات اتجاه وضعيتهن للحمل، بلغت هذه الأخيرة 91,7% من مجموع نسوة الأسر ذات التركيبة العائلية، أما أقل النسب للنساء غير الحوامل فسجلت على مستوى الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية البالغة 82,6% من مجموع نسوة التركيبة.

من خلال ترتيب التوزيع النسبي للنسوة الحوامل و نسب النسوة غير الحوامل يمكن القول من الناحية الوصفية بوجود علاقة كامنة بين التراكيب العائلية للأسر الجزائرية و وضعية النساء اتجاه الحمل بحيث تعمل الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة على التقليل من انتشار الحمل بين أوساط نساءها و بالتالي الخفض من المستوى الخصوبي في المقابل تعمل كل من الأسر ذات التركيبين العائليين التنازلية و المركبة على تشجيع النسوة على الإقبال على الحمل و بالتالي رفع حظوظ ارتفاع الخصوبة على مستواها بنجاح الحمل و انتهائها بمواليد أحياء، غير أن ما تم التوصل إليه من علاقة بين المتغيرين اعتمادا على القراءة الوصفية يبقى محل اختبار حتى يتم إثباته إحصائيا، و لهذه الغاية وظفنا الاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية كون المتغيرين كفيين، بحيث يقوم على اختبار الفرضية الصفرية التي تفيد بعدم وجود علاقة أي وجود استقلالية بين المتغيرين التركيبة العائلية و الوضعية اتجاه الحمل ضد الفرضية البديلة التي تقوم على وجود ارتباط دال إحصائيا بين المتغيرين.

تطبيقا للاختبار المذكور تم الاعتماد على البرنامج الإحصائي SPSS الذي زودنا بالنتائج الملخصة في الجدول التالي، و الذي بدوره تبين من خلاله أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 19,213 اكبر كميًا من قيمة نظيرتها المجدولة 18,31 المستخرجة من جدول توزيع قانون كاف مربع عند درجة حرية $n = 10$ و مستوى معنوية 0,05، كما وجدنا أن قيمة مستوى الدلالة الناتج عن الاختبار و المرافق للإحصائية المحسوبة 0,044 الذي يعد اقل مقارنة من مستوى المعنوية 0.05 المعمول به في العلوم السكانية و سائر العلوم الاجتماعية.

Tests du Khi-deux

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	,21319	10	44,0
Rapport de vraisemblance	19,621	10	,033
Association linéaire par linéaire	1,039	1	,308
Nombre d'observations valides	18515		

من خلال مقارنة قيمتي كاف مربع المحسوبة و النظرية و قيمتي مستوى الدلالة و مستوى المعنوية يمكن القول بأننا نرفض الفرضية الصفرية و نقبل الفرضية البديلة التي تنص على وجود ارتباط دال إحصائيا بين المتغيرين التركيبية العائلية للأسر الجزائرية و الوضعية اتجاه الحمل من طرف النسوة في السن الإنجابي، و عليه فان تأثير التركيبية العائلية للأسر الجزائرية على متغير الحمل مثبت إحصائيا، من خلال نتائج الاختبار و القراءة الوصفية لبيانات الجدول أعلاه رقم 22.6، يمكن القول بان توجه الأسر الجزائرية نحو التراكيب العائلية البسيطة و انحرافها عن باقي التراكيب العائلية و بالأخص المركبة و التنازلية أدى إلى التقليل من نسبة الحمل لدى النسوة و بالتالي خفض مستوى الخصوبة في الجزائر.

5.2.4.6- التراكيب العائلية و استعمال وسائل منع الحمل:

يعكس مدى انتشار استعمال وسائل منع الحمل مدى تقبل الأسر الجزائرية لسياسة تباعد الولادات و بالتالي العمل وفق ما يعرف ديموغرافيا بالتخطيط العائلي، غير أن تقبل فكرة التخطيط العائلي من طرف الأسر الجزائرية (الزوج و الزوجة) و بالأخص النسوة (الزوجات) يبقى مرهونا بمجموعة من القناعات الديموغرافية و بمدى تشبع الأسر بالثقافة الديموغرافية، عموما يمكن اعتبار المتغير استعمال وسائل منع الحمل من طرف النسوة المتزوجات في السن الإنجابي كمؤشر لتفسير التغير في المستوى الخصوبي في الجزائر بحيث تتماشى نسبة انتشار استعمالها وفق علاقة عكسية مع مستوى الخصوبة أي كلما زاد الإقبال على استعمالها أي ارتفاع نسبة النسوة المستعملات أدى ذلك إلى تباعد تواريخ الولادات و خفض عدد المواليد و بالتالي خفض من المستوى الخصوبي و كلما قلت نسبة النسوة المستعملات أدى ذلك إلى العكس أي ارتفاع مستوى الخصوبة.

لإبراز تأثير التراكيب العائلية على استعمال وسائل منع الحمل تم استخراج الجدول التالي رقم 24.6 من خلال قاعدة المعطيات التي وفرها المسح، و الذي لخصنا فيه التوزيع النسبي للنسوة حسب المتغيرين انتمائهن إلى التراكيب العائلية و استعمالهن لوسائل منع الحمل، و من خلاله و بشكل عام تبين أن اغلب النساء في الجزائر استعملن سابقا أو تستعملن حاليا احد وسائل منع الحمل بحيث بلغت نسبتهن 83,3% من مجموع النسوة مقابل 16,7% من مجموع النسوة لم تستعمل أي وسيلة منع حمل.

عند إشراك متغير التركيبة العائلية للأسر بهدف مقارنة مدى انتشار وسائل منع الحمل وسط النسوة بين مختلف التراكيب العائلية، وجدنا أن أكبر نسبة من النساء المستعملات على الإطلاق تخص نسوة التركيبة العائلية البسيطة التي بلغت 88,2% من مجموع نسوة التركيبة، كما وجدنا أن نسبة المستعملات من مجموع نسوة الأسر ذات التركيبة العائلية التصاعدية أكبر من المعدل العام للمستعملات إذ بلغت 86,3%، أما التراكيب العائلية ذات الانتشار الأقل في استعمال وسائل منع الحمل فكانت على الترتيب تصاعديا التركيبة العائلية التنازلية، المركبة ثم العرضية بحيث بلغت نسبة النسوة المستعملات في كل تركيبة 66,9% ، 70,8% و 73,1% من مجموع النساء عند كل تركيبة، أما غير المستعملات لوسائل منع الحمل فكانت نسبتهن لدى التركيبة العائلية البسيطة هي الأقل ببلوغها 11,8% في حين أكبر نسبتهن بلغت 33,1% من مجموع النسوة في الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية مسجلة فارقا كميا بينها و بين سابقتها بحوالي 22 نقطة.

جدول 24.6: توزيع النسوة حسب التركيبة العائلية و استعمال وسائل منع الحمل

المجموع	الاستعمال سابقا لوسائل منع الحمل		التركيبة العائلية
	لا	نعم	
100	11,8	88,2	التركيبة البسيطة
100	13,7	86,3	التركيبة التصاعدية
100	33,1	66,9	التركيبة التنازلية
100	26,9	73,1	التركيبة العرضية
100	29,2	70,8	التركيبة المركبة
100	35,5	64,5	تراكيب أخرى
100	16,7	83,3	المجموع

من خلال ما تقدم ذكره من ترتيب لنسب النساء المستعملات لوسائل منع الحمل و غير المستعملات، يمكن القول من الناحية الوصفية أي اعتمادا على قراءة بيانات الجدول أعلاه أن الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة تعمل على تشجيع نسوتها على استعمال وسائل منع الحمل و بالتالي فهي اقل خصوبة مقارنة مع غيرها من التراكيب العائلية، أما كل من الأسر ذات التركيبين العائليتين التنازلية و المركبة فهي تمتاز بانتشار اقل في استعمال وسائل منع الحمل أي أنها تساهم في تشجيع النسوة المنتميات إليها في عدم الاستعمال و بالتالي تكون تواريخ الولادات اقل تباعدا مما أدى إلى ارتفاع الخصوبة بين هذه الأسر، غير أن الطرح يبقى صالحا و صافيا و لا بد من إثباته و البرهنة عليه إحصائيا.

بهدف إثبات ما تم التوصل إليه انطلاقا من القراءة الوصفية للبيانات الملخصة في الجدول أعلاه رقم 23.6 ووظنا الاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية كون المتغيرين محل الملاحظة كفيين، بحيث يقوم الاختبار في هذه الحالة على اختبار الفرضية الصفرية المفيدة باستقلالية المتغير التراكيب العائلية عن المتغير استعمال وسائل منع الحمل أي انعدام وجود علاقة بينهما ضد الفرضية البديلة التي تنص على وجود علاقة دالة إحصائيا بين المتغيرين المذكورين، لإتمام الاختبار تم الاعتماد على البرنامج الإحصائي SPSS الذي زدنا بالنتائج الموضحة في الجدول التالي، بحيث يتبين من خلاله أن قيمة إحصائية كاف مربع 1127,73 اكبر كليا و بفارق جد كبير قيمة نظيرتها الجدولة المستخرجة من جدول توزيع قانون كاف مربع عند درجة الحرية $n = 5$ و مستوى المعنوية 0,05 ذات القيمة 11,07، إضافة إلى المقارنة السابقة وجدنا أن قيمة مستوى الدلالة الناتج عن الاختبار و المرافق لإحصائية كاف مربع المحسوبة 0,000 الذي يعتبر اقل مقارنة من مستوى المعنوية المعمول به في كل العلوم الاجتماعية 0,05.

Tests du Khi-deux

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	1127,732	5	,000
Rapport de vraisemblance	996,858	5	,000
Association linéaire par linéaire	888,924	1	,000
Nombre d'observations valides	20941		

استنادا إلى المقارنتين السابقتين للقيمتين الناتجتين عن الاختبار و القيمتين النظريتين المرافقتين لهما، نرفض الفرضية الصفرية التي تنص على انعدام العلاقة بين المتغيرين و نقبل الفرضية البديلة المفيدة بوجود علاقة و ارتباط دال إحصائيا بين التراكيب العائلية و استعمال وسائل منع الحمل أي أن التراكيب العائلية للأسر تؤثر في استعمال موانع الحمل من طرف النسوة في السن الإنجابي و استنادا إلى ما نتج عن

القراءة الوصفية لبيانات الجدول رقم 23.6 يمكن القول بان التوجه الأسري في الجزائر نحو التراكيب العائلية البسيطة أدى إلى خفض مستوى الخصوبة.

بعد إثبات العلاقة وصفيا و البرهنة عليها إحصائيا بين المتغيرين انتماء النسوة إلى التراكيب العائلية و استعمالهن لوسائل منع الحمل أي وجود تأثير للتركيبة العائلية على انتشار استعمال وسائل منع الحمل بين النسوة، يمكن أن يكون السبب في كينونة و تبلور هذه العلاقة راجعا إلى اختلاف تشكيلات الأفراد المكونين لكل تركيبة عائلية بحيث من الممكن أن تكون المرأة تحت تأثير احد أو باقي الأفراد أي محيطها الأسري عند اتخاذها قرارا باستعمال إحدى وسائل منع الحمل بحيث قد تكون المرأة غير راغبة في ذلك ولكن قد تقنع أو ترغم على الاستعمال من طرف احد أفراد أسرتها.

بههدف كشف تأثير الأفراد في قرار المرأة الخاص باستخدام وسائل منع الحمل استخرجنا الجدول التالي رقم 25.6 الذي لخصنا فيه التوزيع النسبي للنسوة في السن الإيجابي المستعملات سابقا أو حاليا لأحدى لوسائل منع الحمل حسب المتغيرين التركيبة العائلية للأسرة و صاحب القرار في استعمال المرأة لوسائل منع الحمل، و الذي من خلاله اتضح و بشكل عام أن اكبر نسبة للمستعملات قررن ذلك بقرار مشترك بين الزوجين فقط التي بلغت 52,2%، تلتها نسبة المستعملات بقرار فردي راجع للزوجة بقيمة 38,7%، أما من كان قرار استعمالهن راجع إلى الزوج بشكل فردي بلغت نسبتهن 3,9%، و من استعملن إحدى الوسائل بشكل شبه حتمي أي الحالة الصحية للنسوة التي أجبرتهن على ذلك و بقرار من الطبيب فبلغت نسبتهن 5,2% من مجموع المستعملات.

جدول 25.6: توزيع النسوة حسب التركيبة العائلية و المقرر لاستعمال وسائل منع الحمل

المجموع	المقرر لاستعمال وسائل الحمل					التركيبة العائلية
	آخر	قرار طبي	قرار مشترك	الزوج	الزوجة	
100	0	5,1	52,7	3,9	38,2	التركيبة البسيطة
100	0,2	6,3	50,2	4,1	39,3	التركيبة التصاعدية
100	0,1	6,3	50,9	3,0	41,2	التركيبة التنازلية
100	0	5,3	46,7	3,3	44,7	التركيبة العرضية
100	0	5,6	50,9	4,5	39,1	التركيبة المركبة
100	0	6,8	50,0	3,6	39,6	تراكيب أخرى
100	0,1	5,2	52,2	3,9	38,7	المجموع

بتركيز الملاحظة على النسوة المستعملات لوسائل منع الحمل عند كل تركيبة عائلية بشكل مستقل، وجدنا أن نسبة النسوة المستعملات بقرار راجع إلى الزوجة لوحدها فقط لدى التركيبة العائلية البسيطة كانت الأقل على الإطلاق مقارنة بالتركيب العائلية الأخرى بحيث بلغت 38,2% أما أكبر النسب فسجلت لدى نسوة الأسر ذات التركيبة العائلية العرضية ببلوغها 44,7% من المستعملات في هذه التركيبة، أما من استعملن بقرار مشترك بين الزوجين فكانت أكبر نسبة لدى نسوة أسر التركيبة العائلية البسيطة على الإطلاق بحيث بلغت 52,7%، في المقابل أقل نسبة سُجلت على مستوى الأسر ذات التركيبة العائلية العرضية التي بلغت قيمتها 46,7%، من خلال تباين نسب المستعملات حسب مصدر قرار هذا الاستعمال بين مختلف التراكيب العائلية للأسر يمكن القول بان الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة تميزت أزواجها أي الزوجين بنوع من المشورة و التهاور بينهما في رسم و تحديد سلوكهما الخصوبي أكثر من مما هو عليه في بقية التراكيب العائلية الأخرى، كما أن النسوة في باقي التراكيب العائلية تأثرن بمحيطهن الأسري أكثر مما أدى إلى ارتفاع نسبة المستعملات بهذه الأسر.

6.2.4.6- التراكيب العائلية و الرغبة في الحمل:

تم في الفقرات السابقة من هذا العنصر مناقشة العلاقة بين المتغير التراكيب العائلية للأسر الجزائرية ومجموعة من المتغيرات الديموغرافية المفسرة للتغير في المستوى الخصوبي الفعلي، أما فيما سيقدم سنخرج على العلاقة بين التراكيب العائلية وبعض المتغيرات الديموغرافية المترجمة للسلوك الخصوبي أي المتغيرات المعبرة عن الرغبة في الحصول على مواليد مستقبلا و التي بدورها تترجم الخصوبة المستقبلية، من بين أهم المتغيرات المشار إليها هو متغير الرغبة المستقبلية في الحمل فعند ارتفاع نسبة النساء الراغبات في الحمل مستقبلا و تحققه فعلا مستقبلا و استمر نجاحه إلى غاية نهايته بولادة حياة مستقبلية فان ذلك سيعمل على ارتفاع مستوى الخصوبة المستقبلية و في حالة انخفاض نسبة النسوة غير الراغبات في الحمل فان ذلك يؤدي إلى العكس. للإشارة يبقى هذا المتغير عبارة عن مجرد رغبة من الممكن أن تتحقق كما يمكن عدم تحققها، لكن ارتفاع نسبة الراغبات في الحمل من شأنها زيادة حظوظ ارتفاع نسب من ستحملن حقا لان من ترغب حقا في الحمل ستعمل على تحقيق رغبتها على أرض الواقع و العكس يبقى صحيحا، لإبراز تأثير التراكيب العائلية للأسر الجزائرية على رغبة النسوة الحالية أو المستقبلية في الحمل و رصد العلاقة بينهما تم استخراج الجدول التالي رقم 26.6 الذي لخصنا فيه التوزيع النسبي للنساء حسب المتغيرين التركيبة العائلية للأسر و الرغبة في الحمل، و الذي تبين من خلاله أن نسبة النسوة الراغبات في الحمل حاليا بلغت 78,6% في المقابل من ترغبن في تأجيل حملهن بلغت نسبتهن 11,7% بينما اللواتي لا ترغبن في وقوع الحمل بشكل نهائي بلغن نسبتهن 9,7% من مجموع النسوة.

جدول 26.6: توزيع النسوة حسب التركيبة العائلية و الرغبة في الحمل

المجموع	الرغبة في الحمل			التركيبة العائلية
	لا ترغب نهائيا	لاحقا	حاليا	
100	12,9	14,6	72,5	التركيبة البسيطة
100	16,2	10,8	73,0	التركيبة التصاعدية
100	2,5	7,3	90,2	التركيبة التنازلية
100	3,8	5,8	90,4	التركيبة العرضية
100	3,7	4,6	91,7	التركيبة المركبة
100	8,3	4,2	87,5	تراكيب أخرى
100	9,7	11,7	78,6	المجموع

لاحظنا وجود تفاوت كمي هام في نسب النسوة حسب رغبتهم في الحمل و انتمائهم إلى التراكيب العائلية، بحيث وجدنا نسبة الراغبات في الحمل حاليا و المنتميات إلى الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة اقل مستوى على الإطلاق مقارنة بنسوة التراكيب الأخرى إذ بلغت 72,5% في المقابل بلغت سجلت المنتميات إلى الأسر ذات التركيبة العائلية المركبة أعلى المستويات ببلوغها 91,7% بينما سجلت نسوة التركيبتين العائليتين التنازلية و العرضية نسبا جد مرتفعة و متقاربة و ذلك ببلوغها 90,2% و 90,4% على الترتيب، ورد ترتيب نسبة النسوة الراغبات في الحمل لاحقا بعكس ترتيب نسب النسوة الراغبات في الحمل حاليا إذ بلغت نسبتهن لدى نسوة أسر التركيبة العائلية البسيطة 14,6% و التي تعتبر اكبر النسب كليا على الإطلاق أما اقل النسب كليا فقد سجلت على مستوى نسوة أسر التركيبة العائلية المركبة ببلوغها 4,6%. أما النسوة اللواتي ترى بأنهن قد اكتفين من عدد الأولاد أي صرحن بأنهن غير راغبات في الحمل بشكل مطلق لا حاليا و لا مستقبلا فقد سجلت نسبهن قيما جد معتبرة على مستوى التركيبتين العائليتين البسيطة و العرضية ببلوغهما 12,9% و 16,2% على التوالي و بفارق كمي جد هام مقارنة نسب نسوة باقي التراكيب بحيث لم تبلغ نسبتهن على مستوى التركيبة العائلية المركبة سوى 3,7%.

من خلال القراءة الوصفية للبيانات و التباينات الملحوظة على مستوى النسب من حيث قيمها و ترتيبها يمكن القول بان احتمال عدم وقوع الحمل على مستوى الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة سيكون اكبر من غيره أي مقارنة بالأسر ذات التراكيب العائلية الأخرى و أن احتمال وقوع الحمل سيكون اكبر على مستوى أسر التراكيب العائلية المركبة و عليه فان الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة تشجع

النسوة على اقتناعهن بعدم الحمل على المستويين الحالي و المستقبلي و بالتالي خفض عدد المواليد المستقبليين و منه ينخفض مستوى الخصوبة وسط هذه الأسر على عكس ما هو ملاحظ في الأسر ذات التركيبة العائلية المركبة التي تعمل على ترسيخ قنوات بوقوع الحمل حاليا للنسوة المنتميات إليها مما يزيد من احتمال رفع عدد المواليد على مستوى هذه الأسر الذي يؤدي بدوره إلى زيادة احتمال رفع مستوى الخصوبة بين نسوة هذه الأسر مستقبلا.

و لتأكيد ما تم التوصل إليه وصفا و البرهنة عليه إحصائيا وطفنا اختبار كاف مربع للاستقلالية بين المتغيرين التركيبية العائلية للأسر و الرغبة في الحمل كون المتغيرين كفيين، يقوم الاختبار في هذه الحالة على اختبار الفرضية الصفرية التي تنص على انعدام العلاقة بين المتغيرين أي وجود الاستقلالية بينهما مقابل الفرضية البديلة التي تفيد بوجود علاقة دالة إحصائيا بين المتغيرين المذكورين أي وجود تأثير للتركيبية العائلية المنتمية إليها المرأة على رغبتها في وقوع الحمل، تكملة لهذا الاختبار تم توظيف البرنامج الإحصائي SPSS، الذي زودنا بالنتائج الملخصة في الجدول التالي، بحيث وجدنا من خلالها أن قيمة إحصائية كاف مربع الناتجة عن الاختبار 91,601 التي تعتبر اكبر كميًا و بفارق جد كبير مقارنة بالقيمة الجدولة لكاف مربع المستخرجة من جدول توزيع قانون كاف مربع عند التقاطع بين درجة الحرية $n = 10$ و مستوى المعنوية 0,05 البالغة قيمتها 18,31، إضافة إلى المقارنة وجدنا أن قيمة مستوى الدلالة الناتجة عن الاختبار 0,000 و التي بدورها تعد اقل مقارنة من مستوى المعنوية المعمول به في كل العلوم الاجتماعية 0,05.

Tests du Khi-deux

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	91,601	10	,000
Rapport de vraisemblance	105,201	10	,000
Association linéaire par linéaire	62,619	1	,000
Nombre d'observations valides	2002		

من خلال النتائج المتوصل إليها المترجمة للعلاقة بين المتغيرين محل المتابعة، يمكن القول بان الفرضية البديلة محققة و التي تفيد بوجود علاقة دالة إحصائيا بين التراكيب العائلية للأسر و الرغبة في الحمل أي أن التركيبية العائلية للأسرة المنتمية إليها المرأة تؤثر على رغبتها في الحمل، و على هذا الأساس يمكن القول بان توجه الأسر الجزائرية نحو التركيبية البسيطة و انحرافها في نفس الوقت عن التركيبية العائلية المركبة أدى إلى خفض مستوى الخصوبة السابق و الحالي كما سيعمل كذلك على خفض مستوى الخصوبة المستقبلي و ذلك بتشجيع النسوة على تأجيل حملهن قدر المستطاع أو التخلي نهائيا عن فكرة الحمل مستقبلا.

7.2.4.6- التراكيب العائلية و الاستعمال المستقبلي لوسائل منع الحمل:

تم في فقرة سابقة مناقشة العلاقة بين المتغير الاستعمال السابق و الحالي لوسائل الحمل و المتغير التركيبية العائلية للأسر، أين وجدنا أن أسر التركيبية العائلية البسيطة تعمل على تشجيع النسوة في استعمالهن لإحدى وسائل منع الحمل بحيث بلغت نسبة المستعملات المنتميات إلى هذه الأسر 88,2% حسب معطيات الجدول رقم 23.6 و التي اكبر النسب مقارنة مع بقية التراكيب العائلية في المقابل كانت اقل نسب المستعملات مسجلة على مستوى أسر التراكيب العائلية التنازلية و المركبة بحيث بلغت نسبة النسوة المستعملات في كل تركيبة 66,9% و 70,8%، كما تم كذلك إثبات وجود التأثير بين المتغيرين إحصائياً، و بهدف معرفة سيرورة هذا التأثير مستقبلا تم توظيف المتغير الرغبة المستقبلية في استعمال وسائل منع الحمل حسب انتماء النسوة إلى التراكيب العائلية و في نفس الوقت يمكن اعتماده كمييار ضابط لمستوى الخصوبة المستقبلية بحيث كلما ارتفعت نسبة النسوة المصرحات بالرغبة في الاستعمال المستقبلي أدى ذلك عند تحققه إلى خفض الخصوبة المستقبلية و في حال ارتفاع نسبة المصرحات بعم الرغبة في الاستعمال المستقبلي أدى ذلك إلى العكس، لبلوغ هذا الهدف تم استخراج الجدول التالي رقم 27.6 الذي لخصنا فيه التوزيع النسبي للمتغيرين المشار إليهما، و الذي تبين من خلاله ان نسبة الراغبات في الاستعمال المستقبلي لإحدى وسائل منع الحمل اكبر كمييا و بفارق كبير من نسبة غير الراغبات في ذلك مستقبلا بحيث بلغت نسبتهما على الترتيب 61,8% مقابل 28,6% من مجموع النسوة، في حين بلغت نسبة النسوة غير المتأكدات من استعمالهن المستقبلي 9,6% من مجموع النسوة.

جدول 27.6: توزيع النسوة حسب التركيبية العائلية و الرغبة مستقبلا في استعمال وسائل منع الحمل

المجموع	القرار المستقبلي لاستعمال وسائل منع الحمل			البنية الأسرية
	غير متأكدة	لا	نعم	
100	9,1	31,4	59,5	التركيبية البسيطة
100	11,7	34,4	53,8	التركيبية التصاعدية
100	10,1	17,0	72,9	التركيبية التنازلية
100	6,6	33,6	59,9	التركيبية العرضية
100	11,3	16,0	72,7	التركيبية المركبة
100	12,4	44,6	43,1	تراكيب أخرى
100	9,6	28,6	61,8	المجموع

لاحظنا من خلال معطيات الجدولين 24.6 و 25.6 وجود ترتيبين متعاكسين تماما من الناحية الكمية بين نسب النسوة المستعملات لوسائل منع الحمل سابقا أو حاليا و نسب النسوة الراغبات في استعمال وسائل منع الحمل مستقبلا، بحيث ورد حسب معطيات الجدول رقم 27.6 أن نسبة الراغبات في الاستعمال مستقبلا سجلت اقل مستوياتها لدى نسوة أسر التركيبية العائلية البسيطة إذ بلغت 59,5% من مجموع نسوة التركيبية في المقابل بلغت نسبتهن لدى أسر التركيبيتين العائليتين التنازلية و المركبة 72,9% و 72,7% اللتان تعدان اكبر النسب مقارنة بباقي التراكيب العائلية، يمكن إرجاع انخفاض نسبة الراغبات في الاستعمال المستقبلي من مجموع نسوة أسر التركيبية البسيطة إلى انخفاض الخصوبة و قلة عدد الأطفال المنجبين فعلا في الأسر ذات التركيبية البسيطة مما جعلهن يفكرن في إمكانية التخلي عن الاستعمال المستقبلي لوسائل منع الحمل إذ بلغت نسبة عدم الراغبات في الاستعمال المستقبلي 31,4%، أما ارتفاعها في نفس الوقت لدى نسوة أسر التركيبيتين العائليتين التنازلية و المركبة فيبقى صالحا مقارنة مع نسبة نظيراتها في الأسر ذات التركيبية البسيطة غير أن النسبتين بقت تقريبا على حالهما مقارنة مع نسبتي المستعملات سابقا، يمكن رد سبب هذا التقارب إلى اقتناع نسوة التركيبيتين بسلوكهما الخصوبي في الماضي و الحالي و رغبتهم في المحافظة على نفس المستوى الخصوبي المستقبلي.

من خلال ما تقدم يمكن القول بان الأسر ذات التركيبية العائلية المركبة و التنازلية شجعت سابقا و حاليا نسوتها على الرفع من المستوى الخصوبي و ستعمل على مواصلة و استمرارية نفس وتيرتها في تشجيعهن على رفع المستوى الخصوبي المستقبلي، بينما الأسر ذات التركيبية البسيطة عملت على عكس ذلك حاليا و ماضيا مما جعل نسبة من نسوتها تعادل تقريبا ثلث من مجموع نسوتها تفكرن في الكف عن استعمال وسائل منع الحمل مستقبلا غير أن هذه النسبة سايرها وجود نسبة اكبر منها كليا و بفارق كبير للواتي تفكرن في الاستعمال المستقبلي مما يجعلنا نقول أن هذه الأسر ستواصل استمرارية تأثيرها في نسوتها لخفض المستوى الخصوبي مستقبلا، غير أن ما تم التوصل إليه يبقى مجرد طرح مبني على الاستقراء الوصفي للبيانات المبينة في الجدول أعلاه و وجب إثباته و البرهنة عليه إحصائيا، و بهدف الإثبات الإحصائي اعتمدنا على الاختبار كاف مربع للاستقلالية بين المتغيرين المشار إليهما الذي تم توظيفه دون غيره من الاختبارات الإحصائية الأخرى لسببين الأول كون المتغيرين كفيان و الثاني الغاية من الاختبار التي تكمن في تتبع العلاقة.

يقوم الاختبار في هذه الحالة على الفرضيتين الصفرية و البديلة، بحيث تنص الفرضية الصفرية على استقلالية التراكيب العائلية للأسر الجزائرية على رغبة النسوة المستقبلي في استعمال وسائل منع الحمل بينما تقوم الفرضية البديلة على وجود علاقة دالة إحصائيا بين المتغيرين التراكيب العائلية و الرغبة المستقبلي في الاستعمال، تم انجاز الاختبار اعتمادا على البرنامج الإحصائي SPSS الذي زدنا بالنتائج المبينة في الجدول التالي ومن خلاله وجدنا أن قيمة إحصائية كاف مربع الناتجة عن الاختبار قيمتها

155,993 التي تعتبر أكبر كميًا و بفارق جد كبير مقارنة بالقيمة النظرية لكاف مربع المستخرجة من الجدول الخاص بتوزيع قانون كاف مربع عند درجة حرية $n = 10$ و مستوى معنوية 0,05 البالغة قيمتها 18,31، و بالاستدلال بقيمة مستوى الدلالة الناتجة عن الاختبار التي وجدت قيمتها 0,000 فهي تعد أقل كميًا مقارنة من مستوى المعنوية المعمول به 0,05.

Tests du Khi-deux

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	155,993	10	,000
Rapport de vraisemblance	165,000	10	,000
Association linéaire par linéaire	,542	1	,462
Nombre d'observations valides	6132		

اعتمدا على المقارنتين السابقتين بين القيمتين المحسوبة و النظرية لكاف مربع و بين مستوى الدلالة الناتج عن الاختبار و مستوى المعنوية الاستدلالي، نرفض الفرضية الصفرية و نقبل الفرضية البديلة التي نصت على وجود علاقة ذات دالة إحصائية بين المتغيرين التراكيب العائلية و الرغبة المستقبلية في استعمال وسائل منع الحمل من طرف النسوة و عليه يمكن القول بان التراكيب العائلية المنتمية إليها النسوة تؤثر في رغبتهن المستقبلية في استعمال وسائل منع الحمل، و على هذا الأساس فان توجه الأسر الجزائرية إلى التراكيب العائلية البسيطة و ابتعادها في نفس الوقت عن الأسر ذات التركيبة العائلية المركبة و التركيب التنافسية يعمل على تشجيع النسوة في استعمال وسائل منع الحمل مستقبلا و بالتالي الرفع من إمكانية مواصلة خفض الخصوبة مستقبلا.

5.6 - علاقة النماذج الأسرية بالخصوبة اعتمادا على بعض المتغيرات الاجتماعية:

أثبتت مجمل الأعمال و الدراسات الديموغرافية المنجزة في مختلف المجتمعات السكانية وجود علاقة بين مجموعة من المتغيرات السوسيوديموغرافية مع الخصوبة، هذه المتغيرات من شأنها تفسير التغير في مستويات الخصوبة بدلالة الزمن، و المقصود بالمتغيرات الاجتماعية و السوسيوديموغرافية مجموعة المتغيرات الديموغرافية ذات الطابع الاجتماعي و الاقتصادي التي من شأنها أن تؤثر في المستوى الخصوبي سواء بالسلب أو بالإيجاب، من الممكن جدا أن تكون هذه المتغيرات ذات ارتباط فيما بينها بحيث يتأثر كل متغير بمجموعة المتغيرات الأخرى كما يمكن اعتبار هذه المتغيرات كمتغيرات وسيطة مستقلة يتبعها التغير في المستوى الخصوبي و في نفس الوقت يمكن اعتبارها كمتغيرات تابعة للنماذج الأسرية أي أن النماذج ممكن أن تؤثر في الخصوبة عن طريق تأثيرها في هذه المجموعة من المتغيرات. عموما من بين أهم هذه المتغيرات المنطقة السكنية المصنفة حضر و ريف، المستوى التعليمي، المستوى الاقتصادي

و السكن، تم توظيف المتغيرات المذكورة لهدفين أساسيين، أولهما تأكيد تأثير هذه المتغيرات على المستوى الخصوبي في الجزائر خلال تاريخ انجاز المسح و الثاني اعتمادها كمتغيرات وسيطية لترجمة تأثير النماذج الأسرية المتنبئة في هذه الدراسة على الخصوبة في الجزائر.

تم في الفصل الثاني من هذه الدراسة تقديم كامل التشكيلات الفردية المكونة للنماذج الأسرية أي البنى الأسرية و التراكيب العائلية للأسر المتنبئة في هذه الدراسة و كذا المعيار الأساسي لبناء كل من البنى الأسرية و تراكيبها العائلية، بحيث يفهم من خلال هذه البنى المقترحة أنها تقيس البعد الأسري من حيث الحجم بصورة أساسية أما من خلال التراكيب العائلية للأسر فتقيس التوجه العائلي داخل كل أسرة اعتمادا على قربتها إلى رب الأسرة، و لورود إمكانية لتأثير البعد الأسري و التوجه العائلي على مختلف المتغيرات السوسيوديموغرافية ذات التأثير على المستوى الخصوبي فقد تم ربط هذه المتغيرات بمتغيري البنية الأسرية و التركيبية العائلية بهدف قياس العلاقة بينها وصفا و إحصائيا بشكل منفصل أي بين المتغير البنية الأسرية و كل متغير من المتغيرات المذكورة بشكل منعزل و بين التركيبية العائلية للأسرة و كل متغير بشكل مستقل، ثم دراسة تأثير هذا المتغير على الخصوبة حسب البنى الأسرية و التراكيب العائلية المنتمية إليها النسوة في السن الإنجابي اعتمادا على قاعدة البيانات التي وفرها المسح.

1.5.6 - علاقة النماذج الأسرية بالخصوبة اعتمادا على المنطقة السكنية:

تم الفصل في الفصل الثالث من هذه الدراسة إثبات وجود علاقة بين متوسط حجم الأسرة الجزائرية و المنطقة السكنية للأسرة، بحيث تميزت الأسر القاطنة بالمنطقة السكنية الريفية بمتوسط حجم أسري أكبر من نظيره على مستوى الأسر القاطنة بالمنطقة السكنية الحضرية، مما يوحي بوجود علاقة بين المتغير المنطقة السكنية و المتغير البنية الأسرية هذا من جهة و من جهة أخرى فإنه من البديهي عند ارتفاع المستوى الخصوبي يترتب عنه ارتفاع في متوسط حجم الأسر وهذا ما جعلنا ندرج المتغير المنطقة السكنية في تفسير تغير مستوى الخصوبة ونهتتم بكشف العلاقة الكائنة بينهما من خلال تباينات الخصوبة بين الواسطين السكنيين حسب النماذج الأسرية أي حسب متغيري البنية الأسرية و التركيبية العائلية المنتمية إليها المرأة في السن الإنجابي، و لدراسة العلاقة بين الخصوبة و المتغيرين البنية الأسرية و التركيبية العائلية و يجب مقارنة مستويات الخصوبة بين الواسطين السكنيين الحضر و الريف بين مختلف النماذج الأسرية.

1.1.5.6 - علاقة المنطقة السكنية بالخصوبة:

قبل الشروع في دراسة العلاقة بين الخصوبة و المتغيرين البنية الأسرية و التركيبية العائلية استحسننا أولا تأكيد العلاقة بين المتغير الوسيطي المنطقة السكنية و الخصوبة، و بلوغا لهذه الغاية تم حساب مختلف المؤشرات الكمية المعبرة عن الخصوبة في الواسطين، أول هذه المؤشرات هو الخصوبة العامة

حسب العمر الذي يعتبر مفتاحا لحساب بقية المؤشرات، تم استخراج المعطيات اللازمة لحساب هذا المؤشر من قاعدة البيانات التي وفرها ملف المسح و المتمثلة في عدد النسوة في مختلف الأعمار الخاصة بالسن الإنجابي و عدد المواليد الأحياء حسب أعمار الأمهات، النتائج المتوصل إليها تم تلخيصها في الجدول التالي رقم 28.6 و التي تمثل معدل الخصوبة العمرية حسب المنطقة السكنية للنسوة المعنيات بالخصوبة.

جدول رقم 28.6: معدلات الخصوبة حسب المنطقة السكنية

ريف		حضر		الأعمار		
معدل الخصوبة	المؤشر التركيبي للخصوبة	معدل الخصوبة	المؤشر التركيبي للخصوبة			
72,63	2,585	0,0051	66,73	2,329	0,0037	19-15
		0,0552			0,0483	24-20
		0,1164			0,1146	29-25
		0,1370			0,1272	34-30
		0,1279			0,1109	39-35
		0,0684			0,0566	44-40
		0,0071			0,0046	49-45

كمقارنة بين معدلات الخصوبة العامة العمرية بين الوسطين حضر و ريف، وجدنا أن معدلات الخصوبة العامة العمرية في الحضر اقل مقارنة من نظيرتها في الريف مهما كان عمر النسوة، فعلى سبيل المثال بلغت معدل الخصوبة العامة للنسوة ذوات الأعمار 15-19 سنة في الحضر 3,7 طفل لكل ألف امرأة بينما وصلت إلى 5 أطفال لكل ألف امرأة في الريف، أما ذوات الأعمار 30 – 34 سنة المتميزات بأعلى مستوى خصوبي نظرا لخاصية النسوة في هذه الأعمار فقد بلغت خصوبتهن في الوسط الحضري تقريبا 127 طفل لكل ألف امرأة في المقابل وصلت في الريف إلى 137 طفل لكل ألف امرأة أي بفارق 10 أطفال لكل ألف امرأة. باستغلال معدلات الخصوبة العمرية تم حساب كل من المؤشرين معدل الخصوبة العامة و المؤشر التركيبي للخصوبة، بحيث وجدنا قيمة معدل الخصوبة العامة في الحضر 66,73 طفل لكل ألف امرأة الذي يعد اقل كميًا من نظيره في الريف الذي بلغ 72,63 طفل لكل ألف امرأة، أما المؤشر التركيبي للخصوبة فقد وبلغت قيمته في الوسطين حضر و الريف 2,3 طفل لكل امرأة و 2,58 طفل لكل امرأة على الترتيب. من خلال التباين الكمي الملحوظ في مختلف المؤشرات الدالة على المستوى الخصوبي

بين الوسطين يمكن القول بان نساء الوسط الريفي تتميز بخصوبة أعلى مقارنة بالنساء القاطنات في الوسط الحضري في الجزائر و هذا ما أثبتته مجمل الدراسات الديموغرافية السابقة.

و لإثبات هذا الطرح إحصائيا على المستوى الجزائري بعد استنتاجه وصفا من خلال معطيات الجدول السابق تم الاعتماد اختبار كاف مربع للاستقلالية، بحيث يعمل على اختبار استقلالية المتغير الإنجاب عن الوسط السكني للأمهات على ضوء الفرضيتين الصفرية و البديلة بحيث تنص الفرضية الصفرية على استقلالية المتغيرين و بالتالي عدم التأثير بينهما أما الفرضية البديلة فتفيد ارتباط الإنجاب خلال سنة (الذي يقيس الخصوبة الأنوية) بالوسط السكني للأمهات، اعتمادا على البرنامج الإحصائي SPSS تم التوصل إلى النتائج التالية.

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	7,096	1	,008
Rapport de vraisemblance	7,063	1	,008
Association linéaire par linéaire	7,095	1	,008
Nombre d'observations valides	18571		

من خلال النتائج المتوصل إليها، لاحظنا أن قيمة إحصائية كاف مربع 7,096 اكبر كميًا مقارنة بالقيمة المجدولة لكاف مربع المستخرجة من الجدول الخاص بتوزيع قانونه عند درجة حرية $n = 1$ و مستوى المعنوية 0,05 ذات القيمة 3,84، إضافة إلى ذلك وجدنا مستوى الدلالة الناتجة عن الاختبار بقيمة 0,008 و التي تعد اقل كميًا مقارنة مع مستوى المعنوية المعمول به 0,05. استدلالا بالمقارنتين السابقتين نرفض الفرضية الصفرية و نقبل الفرضية البديلة و عليه يمكن القول بان الوسط السكني للأسر يؤثر في المستوى الخصوبي أي أن توجه الأسر للسكن بالمناطق الحضرية يعمل على خفض مستوى الخصوبة في الجزائر مثبت إحصائيا.

2.1.5.6- علاقة البنى الأسرية بالخصوبة حسب المنطقة السكنية:

بعد التأكد من تأثير الوسط السكني على الخصوبة في الجزائر أشركنا متغير البنية الأسرية المنتمية إليها المرأة في السن الإيجابي في كل وسط سكني من اجل إبراز العلاقة بين البنية الأسرية كمتغير مستقل و الخصوبة كمتغير تابع، لهذا الغرض تم حساب المؤشر التركيبي للخصوبة حسب البنى الأسرية و الوسط السكني القاطنة به النسوة و ذلك بعد استخراج المعطيات اللازمة لحسابه من ملف المسح، النتائج المتوصل إليها تم تلخيصها في الجدول التالي.

جدول 29.6: المؤشر التركيبي للخصوبة حسب البنى الأسرية و الوسط السكني

المؤشر التركيبي للخصوبة		البنية الأسرية
ريف	حضر	
2,591	2,237	الأسر البسيطة
2,335	1,760	الأسر الموسعة من النموذج 1
2,196	2,578	الأسر الموسعة من النموذج 2
2,895	2,923	الأسر المركبة
0,556	0,833	بنى أخرى
2,586	2,330	المجموع

بعد حساب المؤشر التركيبي للخصوبة وجدنا أن قيمه تميزت بتباين هام كليا بين الوسطين السكنيين و بين مختلف البنى الأسرية حسب الوسطين، و بتركيز الملاحظة على كل وسط سكني على حدا بهدف مقارنة مستويات الخصوبة بين مختلف البنى الأسرية، وجدنا أن اقل قيمه في الوسط الحضري تخص الأسر الموسعة من النموذج الموسعة الأول إذ بلغ 1,76 طفل لكل امرأة، تلتها في الترتيب التصاعدي قيمته على مستوى أسر البنية البسيطة البالغة 2,23 طفل لكل امرأة، و من الملاحظ أن اكبر قيمه سجلت على مستوى أسر البنية الأسرية المركبة و بفارق كبير بينها و بين القيمتين السابقتين إذ بلغت 2,92 طفل لكل امرأة. و بخصوص الوسط الريفي فقد اختلف ترتيب قيم هذا المؤشر عن سابقه الحضري بحيث اقل قيمه تميزت بها أسر البنية الموسعة من النموذج الثاني بمقدار 2,19 طفل لكل امرأة و الأكبر منها على الترتيب مست الأسر الموسعة من النموذج الأول، البسيطة ثم المركبة التي بلغ فيها المؤشر القيمة 2,895 طفل لكل امرأة، من خلال ما تقدم يمكن القول بان الأسر المركبة تميزت بارتفاع خصوبة نسوتها مقارنة ببقي البنى الأسرية في كلى الوسطين. و كمقارنة بين المستوى الخصوبي بين الوسطين وجدنا أن الوسط الريفي تميز بارتفاع خصوبة نسوته مقارنة بالوسط الحضري عموما، و بإشراك البنى الأسرية وجدنا الأسر ذات البنيتين البسيطة و الموسعة من النموذج الأول تميزت بخصوبة اكبر في نسوة الوسط الحضري أما الأسر ذات البنيتين الموسعة من النموذج الثاني و المركبة فقد عرفت العكس بحيث مستوى الخصوبة الخاص بها مرتفع في الحضر أكثر من الريف.

اعتمادا على المعطيات الخاصة بعدد الولادات الحية و إجمالي عدد النسوة في السن الإنجابي في الوسطين السكنيين حضر و ريف و توزيع كل منهما حسب انتماء النسوة إلى البنى الأسرية تم حساب معدلات الخصوبة العامة حسب المتغيرين المنطقة السكنية و البنى الأسرية، النتائج المتوصل إليها ملخصة

في الجدول التالي رقم 30.6، و الذي تبين من خلاله عموماً أن المستوى الخصوبي في الريف أكبر من نظيره في الحضر بحيث بلغ معدل الخصوبة العامة في الحضر 66,74 طفل لكل امرأة بينما بلغ في الريف 72,64 طفل لكل امرأة. غير أن هذا المؤشر اختلف و بشكل ملحوظ في الوسطين حسب انتماء النسوة إلى البنى الأسرية و محافظاً على ترتيبه الكمي حسب البنى الأسري بين الوسطين، و من الملاحظ كذلك أن المؤشر لم يكن دائماً لصالح الريف من حيث الكبر.

جدول 30.6: معدلات الخصوبة العامة حسب البنى الأسرية والوسط السكني

معدل الخصوبة العامة (%o)		البنية الأسرية
ريف	حضر	
69,37	60,31	الأسر البسيطة
61,78	48,62	الأسر الموسعة من النموذج 1
84,91	97,90	الأسر الموسعة من النموذج 2
119,94	117,65	الأسر المركبة
31,25	21,74	بنى أخرى
72,64	66,74	المجموع

وجدنا أن الترتيب الكمي التصاعدي لمعدل الخصوبة العامة ورد حسب متغير البنية الأسرية كالتالي: الأسر الموسعة من النموذج الأول، البسيطة، الموسعة من النموذج الثاني ثم المركبة في كلى الوسطين السكنيين، إذ اقل مستوى له بلغ 48,62 و 61,78 طفل لكل امرأة في الحضر و الريف على الترتيب لدى الأسر الموسعة من النموذج الأول أما أكبر قيمه فقدراها 117,65 و 119,94 طفل لكل امرأة في الحضر و الريف على التوالي بفارق كمي هام جداً بين البنيتين قدره 69,03 و 58,16 طفل لكل امرأة في الوسطين على الترتيب، و ما أثار الانتباه هو تميز الأسر ذات البنية الموسعة من النموذج الثاني بارتفاع مستواها الخصوبي في الحضر مقارنة بالريف على عكس ما وجد في باقي البنى الأسرية بحيث بلغ هذا المؤشر 97,90 طفل لكل امرأة في الحضر بينما في الريف 84,91 طفل لكل امرأة.

تدعيماً للطرح المثبت من خلال القراءة الوصفية لبيانات الجدولين أعلاه رقمي 29.6 و 30.6، تم تتبع النسوة في السن الإنجابي و المتزوجات فقط حسب إنجابهن خلال السنة الفارطة للمسح بحكم أن المؤشرات الكمية التي تقيس المستوى الخصوبي يتم حسابها اعتماداً على المواليد الأحياء خلال كامل السنة الميلادية، تم استخراج نسب النسوة المنجبات و غير المنجبات الحملات للصفة الزوجية متزوجة حسب

المتغيرين منطقة سكن الأسرة و بنية الأسرة المنتمية إليها و ذلك بهدف مقارنة نسب المنجبات و نسب غير المنجبات بين الوسطين السكنيين حسب الانتماء الأسري للمرأة، هذه المقارنة من شأنها كشف العلاقة بين البنى الأسرية و المستوى الخصوبي في كل وسط سكني بشكل منفصل، بلوغا لهذه الغايات تم استخراج الجدول التالي رقم 31.6 الذي لخصنا فيه التوزيع النسبي للنسوة حسب المتغيرات الإنجاب خلال السنة السابقة للمسح، البنية الأسرية المنتمية لها المرأة المستهدفة و المنطقة السكنية لأسرة المرأة المستهدفة، الذي تبين من خلاله إجمالاً أن نسبة النسوة المنجبات القاطنات في الوسط السكني الحضري بلغت 15,4 % من مجموع نسوة الوسط في المقابل بلغت نسبة المنجبات في الوسط الريفي 16,9 % من مجموع النسوة القاطنات بالوسط الريفي و بذلك فان نسبة المنجبات في الحضر اقل من نظيرتها في الريف. بينما بلغت نسبة غير المنجبات في الحضر 84,6 % التي تعد اكبر من نظيرتها في الريف ذات القيمة 83,1 %.

جدول 31.6: الحالة الإنجابية حسب البنى الأسرية و الوسط السكني

البنية الأسرية	حضر		ريف	
	منجبة (%)	غير منجبة (%)	منجبة (%)	غير منجبة (%)
الأسر البسيطة	13,7	86,3	15,7	84,3
الأسر الموسعة 1	12,7	87,3	16,3	83,7
الأسر الموسعة 2	24,1	75,9	22,7	77,3
الأسر المركبة	22,8	77,2	24,0	76,0
بنى أخرى	5,6	94,4	16,7	83,3
المجموع	15,4	84,6	16,9	83,1

عند إشراك متغير البنية الأسرية، وجدنا أن نسب النسوة المنجبات سجلت اقل مستوياتها لدى أسر البنيتين البسيطة و الموسعة من النموذج الأول في كلا الوسطين السكنيين بينما ارتفعت هذه النسبة و بشكل ملحوظ لدى نسوة الأسر ذات البنيتين الموسعة من النموذج الأول و المركبة في كلا الوسطين السكنيين، مما يؤكد النتائج المتوصل إليها سابقاً التي تفيد بان الأسر ذات البنية الأسرية البسيطة تعمل على خفض المستوى الخصوبي بينما الأسر المركبة فتعمل على عكس ذلك. كمقارنة بين الوسطين السكنيين لاحظنا أن نسوة النسوة المنجبات لدى الأسر البسيطة في الحضر اقل من نظيرتها في الريف بحيث بلغت في الوسطين الحضر و الريف 13,7 % و 15,7 % من مجموع نسوة البنية في كل وسط على التوالي، نفس الملاحظة سجلناها لدى نسوة الأسر الموسعة من النموذج الأول بحيث بلغت نسبتهن 12,7 % في الحضر مقابل

16,3% في الريف، و بقيت هذه الملاحظة صالحة كذلك لدى الأسر المركبة بحيث بلغت نسبة المنجبات 22,8% و 24,0% على الترتيب في الوسطين الحضري و الريف، بينما شذت عن هذه الملاحظة نسوة الأسر الموسعة من النموذج الثاني إذ وجدنا نسبة المنجبات في الحضري بقيمة أكبر من نظيرتها في الريف قيمتهما على الترتيب 24,1% و 22,7% من مجموع نسوة التركيبية في كل وسط، و بخصوص النسوة غير المنجبات فقد سجلت نسبة أعلى في الحضري مقارنة بنسبهن في الريف لدى كل البنى الأسرية باستثناء الأسر الموسعة من النموذج الأول التي عرفت العكس و لكن بنوع من تقارب النسبتين بين الوسطين السكنيين. من خلال ما تقدم يبدو أن طرحنا السابق القائل بوجود تأثير للبنى الأسرية على خصوبة النسوة محقق و بإدراج متغير الوسط السكاني وجدناه كذلك محقق من الناحية الوصفية.

بهدف الإثبات و البرهنة الإحصائية لما تم التوصل إليه فيما يخص العلاقة المستوى الخصوبي للنسوة في سن الإنجاب و المنطقة السكنية عن طريق المتغير البنى الأسرية، تم توظيف الاختبار كاف مربع كون المتغيرات المعنية بالبرهنة كمية، بحيث يقوم الاختبار على الفرضية الصفرية التي تفيد بانعدام العلاقة بين المستوى الخصوبي للنسوة و انتمائهن إلى البنى الأسرية في الوسط السكاني الحضري كما تتعدم العلاقة بين المتغيرين المذكورين في الوسط السكاني الريفي، على عكس ما ذكر تقوم الفرضية البديلة على وجود علاقة دالة إحصائية بين الخصوبة و البنى الأسرية في المنطقة السكنية الحضرية كما توجد أيضا هذه العلاقة بدلالة إحصائية بين المتغيرين في الريف.

بالاعتماد على البرنامج الإحصائي SPSS تم انجاز الاختبار الإحصائي المذكور، إذ تحصلنا على النتائج المبينة في الجدول التالي و التي وجدنا من خلالها أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة بين المتغيرين الخاصة بالوسط الحضري قدرها 129,865 أما قيمته المحسوبة بين المتغيرين الخاصة بالوسط الريفي فقدرها 37,134 و من الملاحظ أن القيمتان المحسوبتان لإحصائية كاف مربع أكبر من القيمة النظرية لكاف مربع المستخرجة من جدول توزيع قانونه عند درجة حرية $n = 5$ و مستوى المعنوية 0,05 ذات المقدار 9,49، إضافة ما ذكرنا وجدنا أن مستوى الدلالة الناتجة عن الاختبار بين المتغيرين في الحضري بقيمة 0,000 و وجدت بنفس القيمة عند اختبار المتغيرين في الوسط الريفي، و يعد هذا المستوى أقل كليا بالمقارنة مع مستوى المعنوية المعمول به 0,05.

Tests du Khi-deux

Strate		Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Urbain	Khi-deux de Pearson	129,865	4	,000
	Rapport de vraisemblance	118,725	4	,000
	Association linéaire par linéaire	96,950	1	,000
	Nombre d'observations valides	11166		
Rural	Khi-deux de Pearson	37,134	4	,000
	Rapport de vraisemblance	34,611	4	,000
	Association linéaire par linéaire	34,043	1	,000
	Nombre d'observations valides	7405		

استنادا إلى مقارنة قيمتي كاف مربع المحسوبة الناتجتين عن الاختبار بما يوافقها من القيم النظرية و مقارنة مستوى الدلالة الناتج عن الاختبارين بمستوى المعنوية فإننا نرفض الفرضية الصفرية و نقبل الفرضية البديلة، و على هذا الأساس يمكن القول بان هناك علاقة دالة إحصائيا تجمع بين الخصوبة و البنى الأسرية في كلى الوسطين الحضر و الريف، أي أن البنى الأسرية تؤثر على المستوى الخصوبي مهما كان الوسط القاطنة به الأسر و عليه يمكن القول بان توجه الأسر الجزائرية نحو الأسر ذات البنية الأسرية البسيطة و انحرافها عن الأسر ذات البنية المركبة أثر سلبا على خصوبة النسوة في كلى الوسطين السكنيين الحضر و الريف، و كمقارنة بين حجم التأثير للبنى الأسرية في الجزائر على الخصوبة بين الوسطين يمكن القول بان تأثيرها في الوسط الحضري كان أقوى من تأثيرها في الوسط الريفي بحكم أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة كانت في الحضر (129,865) اكبر من نظيرتها في الريف (37,134).

3.1.5.6- علاقة التراكيب العائلية للأسر بالخصوبة حسب المنطقة السكنية:

تم في عنصر سابق من هذا الفصل إثبات العلاقة إحصائيا و البرهنة عليها و صفيا بين التراكيب العائلية للأسر الجزائرية و الخصوبة باعتبار التركيبة العائلية كمتغير مستقل يترجم التغير في الخصوبة، أما في هذا العنصر سنحال إثبات هذا التأثير عن طريق إدراج متغير الوسط السكني حضر و ريف، أي إثبات العلاقة بين التركيبة العائلية للأسر الجزائرية على خصوبة النسوة في الوسط الحضري و تأثيرها كذلك على الخصوبة في الوسط الحضري و ذلك بدراسة كل وسط سكني بمعزل عن الآخر ثم مقارنة الخصوبة بين الوسطين، قبل الشروع في التحليل الكمي و المعالجة الإحصائية للمعطيات الخاصة بالمتغيرات المذكورة و جب أولا قياس الخصوبة في كلى الوسطين حسب مختلف التراكيب العائلية للأسر اعتمادا على مؤشراتنا.

لحساب المؤشر التركيبي للخصوبة في الوسطين الحضر و الريف حسب مختلف التراكيب العائلية للأسر تم استخراج المعطيات الخاصة بذلك من قاعدة البيانات التي وفرها ملف المسح و نقصد بها عدد النسوة عند كل عمر و عدد المواليد الأحياء حسب أعمار الأمهات. النتائج المتوصل إليها و الخاصة بهذا المؤشر تم تلخيصها في الجدول التالي رقم 32.6، و الذي يظهر من خلاله عموماً أن المستوى الخصوبي بالحضر أقل من نظيره في الريف مع وجود تفاوت و تباين في قيم المؤشر التركيبي للخصوبة بين الوسطين الريف و الحضر عند كل التراكيب العائلية، غير انه أحياناً يكون لصالح الريف من ناحية الكبر و في أحيان أخرى لصالح الحضر، و الملاحظ أن الفروق من حيث الكبر المسجلة لصالح الحضر أكبر كميّاً من الفروق المسجلة لصالح الريف.

جدول 32.6: المؤشر التركيبي للخصوبة حسب التراكيب العائلية و الوسط السكاني

المؤشر التركيبي للخصوبة		التراكيب العائلية
ريف	حضر	
2,591	2,237	التركيبة البسيطة
3,540	2,721	التركيبة التصاعدية
2,217	2,562	التركيبة التنازلية
2,913	1,672	التركيبة العرضية
1,827	2,437	التركيبة المركبة
1,534	1,637	تراكيب أخرى
2,586	2,330	المجموع

لاحظنا أن قيم المؤشر التركيبي للخصوبة عرفت تبايناً في ترتيبها حسب التراكيب العائلية بين الوسطين، بحيث تم تسجيل أقل مستوى خصوبي على مستوى الأسر ذات التركيبة العائلية العرضية قدره 1,672 طفل لكل امرأة أما أكبر مستوياته فقد سجل على مستوى التركيبة العائلية التصاعدية بقيمة 2,721 طفل لكل امرأة، بينما في الوسط الريفي كانت أقل مستوياته لدى الأسر ذات التركيبة العائلية المركبة التي بلغ فيها 1,827 طفل لكل امرأة بينما أكبر قيمة له فقد سجلت على مستوى الأسر ذات التركيبة العائلية التصاعدية، و كمقارنة لقيم هذا المؤشر بين الوسطين فيمكن القول الأسر ذات التراكيب العائلية البسيطة، التصاعدية و العرضية سجلت في الحضر مستويات أقل مقارنة بالريف بينما عرفت الأسر ذات التركيبين التنازلية و المركبة عكس ذلك أي مستويات المؤشر في الحضر كانت أكبر من نظيرتها المسجلة في الريف،

فمثلا بلغت قيمته لدى أسر التركيبية العائلية البسيطة في الحضر 2,237 طفل لكل امرأة بينما قاربت في الريف 2,6 طفل لكل امرأة، أما اكبر فرق سجلته قيم المؤشر بين الواسطين فكان للحضر مس الأسر ذات التركيبية العائلية العرضية وصل إلى 1,24 طفل لكل امرأة بحيث بلغت قيمته في الحضر 1,672 طفل لكل امرأة بينما في الريف وصل إلى 2,913 طفل لكل امرأة.

امتاز معدل الخصوبة العامة بدوره هو الآخر بنوع من التفاوت حسب التراكيب العائلية للأسر بين الواسطين السكنيين، و الملاحظ من خلال النتائج الملخصة في الجدول أدناه رقم 33.6 أن تفاوته المسجل و فروقه بين الواسطين من حيث الكبر و القلة قد سايرت تماما التفاوت المسجل في المؤشر التركيبي للخصوبة بين الواسطين حسب التراكيب العائلية، غير أن الترتيب الكمي لقيم هذا المؤشر في كلى الواسطين حسب التراكيب العائلية للأسر فقد اختلف عن ترتيب قيم المؤشر التركيبي للخصوبة السابق ذكره، بحيث اقل مستوى خصوبي حسب ما يعكسه هذا المؤشر في المنطقة السكنية الحضرية تم تسجيله لدى الأسر ذات التركيبية العائلية البسيطة التي بلغ فيها القيمة 60,31 طفل لكل ألف امرأة أما اكبر قيمه فقد خصت الأسر ذات التركيبية العائلية التنازلية إذ بلغت 98,15 طفل لكل ألف امرأة، بينما اقل قيمه في الريف فكانت على مستوى الأسر ذات التركيبية العائلية البسيطة الذي بلغ فيها 69,37 طفل لكل ألف امرأة في حين اكبر قيمة له في هذا الوسط تم تسجيلها لدى الأسر ذات التركيبية العائلية 94,34 طفل لكل ألف امرأة، و بشكل إجمالي تبين من خلال معطيات الجدول أدناه انخفاض مستوى الخصوبة العام في الحضر مقارنة بالريف و تدني المستوى الخصوبي للأسر ذات التركيبية العائلية البسيطة في كلى الواسطين مقارنة بباقي التراكيب العائلية للأسر.

جدول 33.6: معدل الخصوبة العامة حسب التراكيب العائلية و الوسط السكاني

معدل الخصوبة العامة (%)		التراكيب العائلية
ريف	حضر	
69,37	60,31	التركيبية البسيطة
94,34	73,86	التركيبية التصاعدية
89,57	98,15	التركيبية التنازلية
82,09	52,43	التركيبية العرضية
70,26	96,56	التركيبية المركبة
50,69	49,00	تراكيب أخرى
72,64	66,74	المجموع

من خلال قيم المؤشر التركيبي للخصوبة و معدل الخصوبة العامة حسب المتغيرين المنطقة السكنية للأسر و تراكييها العائلية، يمكن القول بان الخصوبة تتجه نحو الزيادة بفعل التأثير العمودي للأفراد المشكلين لكل أسرة، بحيث كانت اكبر قيم المؤشر التركيبي للخصوبة في الحضر و في الريف مسجلة على مستوى التركيبة العائلية التصاعدية 2,721 طفل لكل امرأة و 3,54 طفل لكل امرأة، أما اكبر مستويات معدل الخصوبة العامة ف سجل في الحضر على مستوى التركيبة العائلية التنازلية بقيمة 98,15 طفل لكل ألف امرأة بينما اكبر قيمه كميًا في الريف فسجلت الأسر ذات التركيبة العائلية التصاعدية و التي بلغت 94,34 طفل لكل ألف امرأة.

نقصد بالتأثير العمودي للأفراد وقوع الأبوين أي الزوج و الزوجة تحت تأثير الأصول عند تحديد سلوكهما الخصوبي بحيث تحوي الأسر ذات التركيبة العائلية التصاعدية احد أصول رب الأسرة و في الغالب الأم و الأب الذين يعملون على التأثير في زوجة رب الأسرة (ابنهم) بحثها و تشجيعها على الحمل و الإنجاب و بالتالي رفع الخصوبة في هذه الأسر، أما الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية فتحوي أبناء رب الأسرة المتزوجين و بالتالي فان زوجات أبناء أرباب العائلات الضمنية في هذه الأسر يقعون كذلك تحت تأثير آباء و أمهات أرباب العائلات و قد يتدخلون للرفع من السلوك الإنجابي لأبنائهم و تشجيعهم على الإقدام على الولادة أكثر، هذا من جهة، و من جهة أخرى قد تتأثر زوجات أرباب العائلات فيما بينها بحيث تعمل ربة رب العائلة في الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية التي تحوي عائلتين ابنتين بتقليد ربة زوج العائلة الأخرى التي أنجبت و بالتالي ستعمل هي الأخرى على الإنجاب حتى تقرض نفسها تكسب لنفسها مكانة داخل هذه الأسرة مبنية على التنافس في إنجاب الأطفال.

تأكيدا للاختلافات الكمية بين الوسطين السكنيين حسب التراكييب العائلية للأسر التي تم تسجيلها على مستوى المؤشرين الخاصين بقياس الخصوبة كميًا المؤشر التركيبي للخصوبة و معدل الخصوبة العام تم توظيف المتغير نسب الإنجاب للنسوة خلال السنة السابقة لإجراء المسح، بحيث تم استخراج نسب النسوة المنجبات و النسوة غير المنجبات من مجموع النسوة في السن الإنجابي حسب المتغيرين التركيبة العائلية للأسرة و المنطقة السكنية، النتائج المتوصل تم تلخيصها في الجدول التالي، و الذي يظهر من خلاله عموما ان نسبة المنجبات في الوسط الحضري 15,4% اقل من نظيرتها في الوسط الريفي 16,9% مما يدعم يؤكد بان الوسط الريفي يشجع ارتفاع الخصوبة إذا ما قورن بالوسط الحضري.

جدول 34.6: معدلات الخصوبة العامة حسب التراكيب العائلية و الوسط السكني

التركيبية العائلية	حضر		ريف	
	منجبة (%)	غير منجبة (%)	منجبة (%)	غير منجبة (%)
التركيبية البسيطة	13,7	86,3	15,7	84,3
التركيبية التصاعدية	14,3	85,7	19,1	80,9
التركيبية التنازلية	24,4	75,6	23,8	76,2
التركيبية العرضية	13,6	86,4	19,5	80,5
التركيبية المركبة	22,5	77,5	18,1	81,9
تراكيب أخرى	13,4	86,6	16,3	83,7
المجموع	15,4	84,6	16,9	83,1

كمقارنة بين نسب النساء المنجبات في الحضر، وجدنا أن نسبهن في التركيبتين العائليتين البسيطة و العرضية سجلت اقل المستويات و بتقارب كبير بينهما إذ سجلا على الترتيب 13,7 و 13,6 من مجموع نسوة كل تركيبية في المقابل اكبر النسب سجلت لدى أسر التركيبتين العائليتين التنازلية و المركبة التي قاربت ضعف نسب التركيبتين السابقتين ببلوغهما 24,4 و 22,5، إما في الريف فاقل نسبة إنجاب للنساء على الإطلاق كانت لصالح نسوة التركيبية العائلية البسيطة التي بلغت 15,7 في المقابل اكبر نسبة للمنجبات تم تسجيلها لدى نسوة الأسر ذات التركيبية العائلية التنازلية ببلوغها 23,8، عند مقارنة نسبة النسوة المنجبات خلال السنة بين الوسطين حضر و ريف حسب التراكيب العائلية وجدنا أنها سجلت في الريف مستويات اكبر أو مقاربة لما سجلته نسوة الحضر إذا استثنينا نسوة الأسر ذات التركيبية العائلية العرضية التي عرفت العكس، عموما يمكن القول بان الإنجاب في الوسط الحضري كان اقل من نظيره الريف عند إدراج متغير التركيبية العائلية للأسر، مما يدعونا للقول وصفا بان تأثير التراكيب العائلية للأسر الجزائرية على الخصوبة موجود في كلى الوسطين و لكن بنوع من التفاوت بينهما.

بهدف تأكيد الاختلافات كميًا بين نسب النسوة المنجبات بين مختلف البنى الأسرية على مستوى الوسطين السكنيين و للإثبات الإحصائي لتأثير التركيبية العائلية للأسرة على الخصوبة في كل وسط سكني تم اعتماد الاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية كون المتغيرات كمية، يقوم الاختبار في هذه الحالة على اختبار الفرضية الصفرية التي تنص على عدم وجود علاقة بين التراكيب العائلية و الخصوبة في الحضر كما لا توجد علاقة بينهما في الريف في المقابل تنص الفرضية البديلة على وجود ارتباط و علاقة

دالة إحصائية بين التركيبة العائلية للأسر و الخصوبة في الحضر كما توجد بدالاتها الإحصائية بين المتغيرين في الريف.

لإتمام الاختبار تم توظيف البرنامج الإحصائي SPSS على بيانات المتغيرات المذكورة، الذي تحصلنا من خلاله على النتائج المبينة في الجدول أدناه ، إذ تبين من خلالها أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة بين المتغيرين الخاصة بالوسط الحضري قدرها 124,45 أما قيمته المحسوبة بين المتغيرين الخاصة بالوسط الريفي فقدرها 34,462 و بمقارنة القيمتين المحسوبتين لإحصائية كاف مربع مع القيمة النظرية لكاف مربع المستخرجة من جدول التوزيع الخاص بقانونه عند درجة حرية $n = 5$ و مستوى المعنوية 0,05 ذات المقدار 9,49 وجدناهما أكبر من القيمة النظرية، إضافة إلى ذلك لاحظنا أن مستوى الدلالة الناتجة عن الاختبار بين المتغيرين في كل من الحضر و الريف بقيمة متساوية قدرها 0,000 و التي تعد أقل كميًا بالمقارنة مع مستوى المعنوية المعمول به 0,05.

Tests du Khi-deux

Strate		Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Urbain	Khi-deux de Pearson	124,456	5	,000
	Rapport de vraisemblance	112,473	5	,000
	Association linéaire par linéaire	42,736	1	,000
	Nombre d'observations valides	11166		
Rural	Khi-deux de Pearson	34,462	5	,000
	Rapport de vraisemblance	32,098	5	,000
	Association linéaire par linéaire	13,158	1	,000
	Nombre d'observations valides	7405		

اعتمادا على المقارنات السابقة، نرفض الفرضية الصفرية التي تفيد انعدام وجود العلاقة و نقبل الفرضية البديلة التي تنص على وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين المتغيرين التراكيب العائلية للأسر الجزائرية و الخصوبة في كل من الحضر و الريف، أي أن الاختلافات بين نسب النسوة المنجبات حسب التراكيب العائلية للأسر المنتمية إليها النسوة ذات دلالة إحصائية في كل من الحضر و في الريف على حد سواء، و عليه يمكن القول بان توجه الأسر الجزائرية إلى التركيبة العائلية البسيطة أثر سلبا في الخصوبة أي عمل على خفض مستوى الخصوبة في كلى الوسطين السكنيين، و كمقارنة بين حجم تأثير التراكيب العائلية للأسر الجزائرية على الخصوبة بين الوسطين وجدنا أن تأثيرها على الخصوبة في الوسط السكاني الحضري اشد و أكبر من تأثيرها على الخصوبة كون أن إحصائية كاف مربع المحسوبة بين المتغيرين في الوسط الحضري 124,45 أكبر من إحصائية كاف مربع المحسوبة بين المتغيرين في الوسط الريفي التي وجدت قيمتها 34,462.

2.5.6 – علاقة النماذج الأسرية بالخصوبة اعتمادا على المستوى التعليمي:

تم في الفصل السابق من هذه الدراسة أي الفصل الخاص إثبات وجود علاقة دالة إحصائيا بين المستوى التعليمي للأفراد بشكل عام و كل من المتغيرين البنى الأسرية و التراكيب العائلية للأسر الجزائرية و بالأخص لدى الإناث، بحيث وجدنا أن توجه الأسر الجزائرية نحو النماذج الأسرية (البنى و التراكيب) البسيطة يعمل على رفع المستوى التعليمي للإناث، هذا من جهة، و من جهة أخرى أثبتت الدراسات السكانية السابقة وجود علاقة عكسية بين المستوى التعليمي للمرأة و الخصوبة بسبب قضاء النساء فترة زمنية طويلة للتصويل العلمي على حساب المدة الزمنية لحياتهن الإنجابية، مما جعلنا نحاول كشف العلاقة بين النماذج الأسرية و الخصوبة مرورا بالمستوى التعليمي للنساء باعتباره كمتغير وسيطي مؤثر في مترجم للتغير في مستويات الخصوبة في الجزائر.

1.2.5.6 – علاقة الخصوبة بالمستوى التعليمي:

قبل كشف العلاقة المذكورة أردنا أولا رصد العلاقة بين المستوى التعليمي و الخصوبة في الجزائر بهدف تأكيدها و إثباتها إحصائيا، و على هذا الأساس تم استخراج البيانات الديموغرافية اللازمة لحساب المؤشرات الكمية الخاصة بقياس المستوى الخصوبي في الجزائر التي وفرها ملف المسح ، بحيث تم حساب كل من المؤشر التركيبي للخصوبة و معدل الخصوبة العامة حسب المستويات التعليمية للنسوة، النتائج المتوصل تم تلخيصها في الجدول التالي رقم 35.6، و الذي يظهر من خلاله و حسب تصريحات النسوة المستهدفات أن المؤشر التركيبي للخصوبة عموما بلغ 2.3 طفل لكل امرأة أما معدل الخصوبة العامة فقد بلغ 64,62 طفل لكل ألف امرأة، يلاحظ قلة قيمة المؤشرين نسبيا عما هو مسجل في الجدول 6.4 إذ وجدنا أن المؤشر التركيب للخصوبة عموما بلغ 2,4 طفل لكل امرأة أما معدل الخصوبة العامة فقد بلغ 68,62 طفل لكل ألف امرأة و هذا راجع عدم تصريح كل النسوة بمستوياتهم التعليمية.

جدول 35.6: المؤشر التركيب للخصوبة و معدلات الخصوبة العامة حسب المستوى التعليمي

المستوى الدراسي	المؤشر التركيب للخصوبة	معدل الخصوبة العامة (‰)
ابتدائي	2,344	70,433
متوسط	2,246	62,215
ثانوي	2,583	67,550
عالي	2,069	51,205
المجموع	2,3	64,62

لاحظنا تفاوتاً في قيم كل من المؤشر التركيبي للخصوبة و معدل الخصوبة العامة عند إشراك المستوى التعليمي للنساء غير أن ترتيبهما الكمي بقي نفسه حسب المستوى الدراسي، بحيث اقل قيمة للمؤشرين سجلناها لدى النسوة ذات المستوى التعليمي العالي إذ بلغ المؤشر التركيبي للخصوبة 2,3 طفل لكل امرأة أما معدل الخصوبة العامة فقيمته 51,205 طفل لكل ألف امرأة، و وجدنا قيمتي المؤشرين في المستوى الابتدائي اكبر من المستوى المتوسط، غير أن قيمتهما سجلت أعلى مستوياتها لدى النسوة ذات المستوى التعليمي الثانوي، يفهم عموماً من خلال ما تقدم من الناحية الوصفية انه كلما ارتفع المستوى التعليمي للنسوة أدى ذلك إلى التقليل من مستواه الخصوبي.

للإثبات الإحصائي لما تقدم ذكره و كخطوة أولى تم استخراج مختلف المؤشرات الخاصة بالتمركز و التشتت لمجموع الأطفال الأحياء المنجبين من طرف النسوة في السن الإنجابي حسب المستوى التعليمي للنسوة (الأمهات)، النتائج المتحصل عليها تم تلخيصها في الجدول التالي رقم 36.6 الذي جمعنا فيه المؤشرات المذكورة حسب المستوى التعليمي للأمهات، و الذي يظهر من خلاله أن متوسط عدد الأطفال دون تمييز للمستوى التعليمي بلغ 3,17 طفل للمرأة بانحراف معياري قدره 1,9، كما تراوحت قيمة هذا المتوسط في مجال ثقة جد ضيق حداه الأدنى و الأعلى على الترتيب 3,14 و 3,21 طفل للمرأة عند مستوى ثقة 95%، كما لوحظ أن اقل عدد للمواليد لنساء هو طفل واحد أما اكبر عدد للمواليد على الإطلاق فقد بلغ 14 طفلاً خص النسوة ذوات المستوى الابتدائي.

جدول 36.6: المؤشرات الوصفية للمدد الفاصلة بين سنة 2006 و تاريخ آخر ولادة حية قبل

انجاز المسح حسب التراكيب العائلية

المستوى الدراسي	متوسط عدد الأطفال	الانحراف المعياري	مجال الثقة (95%) لمتوسط المدد الفاصلة		القيمة الأدنى لعدد الأطفال	القيمة الأعلى لعدد الأطفال
			الحد الأدنى	الحد الأعلى		
ابتدائي	3,93	2,209	3,86	3,99	1	14
متوسط	2,95	1,706	2,89	3,00	1	12
ثانوي	2,66	1,422	2,61	2,71	1	11
عالي	2,28	1,268	2,19	2,38	1	10
المجموع	3,17	1,900	3,14	3,21	1	14

تبين من خلال النتائج الملخصة في الجدول أعلاه أن متوسط عدد الأطفال تناسب عكسيا مع المستوى الأمهات التعليمي، بحيث وجدنا أن اقل قيمة سجلت على مستوى النسوة ذوات المستوى التعليمي

العالي بقيمة 2,28 طفل لكل امرأة أما أكبر قيمة فكانت لدى النسوة ذوات المستوى التعليمي الابتدائي بقيمة 3,93 طفل للمرأة، نفس الترتيب المذكور في قيم المتوسط وافق قيم انحرافه المعياري حسب المستوى التعليمي للأمهات، العلاقة العكسية المستوحاة من خلال النتائج أعلاه بين متوسط عدد الولادات للأمهات حسب مستواهن التعليمي يؤكد وصفا العلاقة المستنتجة من بيانات الجدول رقم 31.6. غير انه تبقى مجرد وصف أن لم يتم إثباتها و البرهنة عليها إحصائيا، و بهدف الإثبات الإحصائي لهذا الطرح تم توظيف الأسلوب الإحصائي اختبار التباين الأحادي القائم على الاختبار الإحصائي فيشر كون المتغير محل البرهنة و الاختبار متغير كمي (متوسط عدد الولادات) هذا من جهة، و من جهة أخرى تمثل النسوة في كل مستوى تعليمي عينة مستقلة عن النسوة الأخريات اللواتي تشملن كذلك عينات كل مجموعة منهن تمثل عينة و كل عينة تجمع النسوة في مستوى معين و بالتالي يكون لدينا أربعة عينات مستقلة، في هذه الحالة اختبار فيشر يقوم على مقارنة متوسطات عدد الولادات حسب المستوى الدراسي للأمهات أي حسب العينات الأربعة.

يقوم اختبار فيشر في هذه الحالة على اختبار الفرضية الصفرية التي تنص على تساوي متوسطات الولادات للأمهات حسب المستوى التعليمي لهن أي انعدام وجود اختلافات كمية بين المتوسطات ضد الفرضية البديلة التي تفيد بعدم تساوي متوسطات الولادات حسب المستوى التعليمي للأمهات أي وجود اختلافات و فروق بين هذه المتوسطات معنويا تختلف عن الصفر و ذات دلالة إحصائية، إتاما لهذا الاختبار تم توظيف البرنامج الإحصائي SPSS الذي زودنا بالنتائج المبينة في الجدول التالي.

ANOVA

Nombre total d'enfants

	Somme des carrés	Ddl	Moyenne des carrés	F	Signification
Inter-groupes	3940,187	3	1313,396	400,195	,000
Intra-groupes	39152,914	11930	3,282		
Total	43093,101	11933			

تبين من خلال النتائج الملخصة في الجدول أعلاه أن قيمة إحصائية فيشر المحسوبة 3940,187 أكبر و بفارق كمي جد هام من قيمة فيشر المجدولة ذات المقدار 10,1 التي تم استخراجها من جدول التوزيع الخاص بقانون فيشر عند مستوى معنوية 0,05 و درجة حرية مزدوجة (3 , 1) ، إضافة إلى هذا وجدنا ان مستوى الدلالة الناتجة عن الاختبار 0,000 و التي تعد اقل مقارنة من مستوى الدلالة 0,05، استنادا إلى على مقارنة النتائج المتوصل إليها مع النتائج النظرية نرفض الفرضية الصفرية القائمة على انعدام الفروق بين متوسطات عدد الأطفال للأمهات حسب المستوى التعليمي لهن و نقبل الفرضية البديلة التي تنص على

وجود فروق معنوية تختلف عن الصفر و ذات دلالة إحصائية بين متوسطات عدد الأطفال حسب المستوى التعليمي للأمهات، و عليه يمكن القول المستوى التعليمي للأمهات في الجزائر يؤثر فعلا في خصوبتهن عكسيا أي أن ارتفاع المستوى التعليمي للام يؤدي إلى خفض خصوبتها.

2.2.5.6 - علاقة البنى الأسرية بالخصوبة حسب المستوى التعليمي:

بعد أن تم التأكد من تأثير توجه الأسر الجزائرية إلى البنية الأسرية البسيطة على كل من الخصوبة و المستوى التعليمي للسكان في الجزائر و بالأخص النساء و التأكد في الفقرة السابقة من تأثير المستوى التعليمي على الخصوبة في الجزائر، مكننا ذلك من استنتاج علاقة بين البنى الأسرية و المستوى التعليمي إذ كلاهما أثر على المستوى الخصوبة و عليه يمكن الاعتماد على المتغير المستوى التعليمي للنسوة حسب انتماءاتهن الأسرية لتفسير التغير في الخصوبة، و على هذا الأساس عمدنا إلى توظيف المتغير المستوى التعليمي كمتغير وسيطي يفسر الخصوبة و في نفس الوقت يمكن اعتباره كمتغير تابع للمتغير البنية الأسرية، و لكشف علاقة الخصوبة بالبنى الأسرية عن طريق تأثرها بالمستوى التعليمي تم حساب المؤشر التركيبي للخصوبة و معدل الخصوبة العامة للنسوة في مختلف البنى الأسرية حسب مستوياتهن التعليمية و ذلك بعد استخراج توزيع النسوة حسب المتغيرات عمر المرأة، البنية الأسرية و المستوى التعليمي و توزيع عدد المواليد الأحياء خلال كامل السنة الكاملة السابقة لتاريخ انجاز المسح حسب المتغيرات عمر المرأة، البنية الأسرية و المستوى التعليمي من قاعدة البيانات التي وفرها ملف المسح، النتائج المتحصل عليها تم تلخيصها في الجدولين التاليين رقمي 37.6 و 38.6، بحيث يخص الجدول الأول المؤشر التركيبي للخصوبة أما الثاني فيتعلق بمعدل الخصوبة العامة.

جدول رقم 37.6: المؤشر التركيبي للخصوبة حسب البنى الأسرية و المستوى الدراسي

المستوى الدراسي				البنى الأسرية
عالي	ثانوي	متوسط	ابتدائي	
2,11	2,50	2,13	2,33	الأسر البسيطة
1,39	1,80	1,82	2,02	الأسر الموسعة من النموذج 1
1,82	2,88	2,42	2,33	الأسر الموسعة من النموذج 2
3,61	3,38	3,00	2,31	الأسر المركبة
2,069	2,583	2,246	2,344	المجموع

من خلال النتائج الملخصة في الجدول أعلاه، وجدنا أن المؤشر التركيبي للخصوبة تميز بتفاوت بين البنى الأسرية حسب المستوى التعليمي للنسوة كما أن ترتيبه الكمي لم يتميز بالثبات حسب المستوى التعليمي للنسوة بين كل البنى الأسرية، فعموما عرف هذا المؤشر اقل مستوياته لدى النسوة ذوات المستوى التعليمي العالي مقارنة بالمستويات الأخرى عند مختلف البنى الأسرية باستثناء الأسر المركبة التي لاحظنا فيها العكس إذ سجل فيها أكبر مستوياته عند النسوة ذوات المستوى التعليمي العالي. و بخصيص أكبر قيم هذا المؤشر حسب المستوى التعليمي و البنية الأسرية، فقد كانت لصالح المستوى الثانوي عند نسوة الأسر ذات البنيتين الأسريتين البسيطة و الموسعة من النموذج الثاني، و بشكل عام فيمكن القول بان قيمه تناقصت كلما ارتفع المستوى التعليمي للنسوة عند مختلف البنى الأسرية ماعدا الأسر المركبة التي تميزت بالعكس.

اعتمادا على النتائج الملخصة في الجدول أدناه رقم 38.6، لاحظنا أن معدل الخصوبة العامة سجل اقل مستوياته على مستوى الأسر الموسعة من النموذج الثاني مهما كان المستوى التعليمي للنساء، وان قيمه المسجلة لدى الأسر البسيطة وردت في الترتيب الثاني تصاعديا مهما كان المستوى الملاحظ و بتقارب نسبي بين قيمه في الأسر البسيطة و الأسر الموسعة من النموذج الأول، ثم وردت قيمه على الترتيب في الأسر ذات البنيتين الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة لدى كل المستويات التعليمية مع تميزها بأكبر قيمها كليا.

كمقارنة لقيم معدل الخصوبة العامة بين مختلف المستويات التعليمية للنسوة، وجدنا أن قيمه في الأسر البسيطة و الأسر الموسعة من النموذج الأول تميزت بتوجهها نحو التناقص كلما ارتفع المستوى التعليمي للنسوة بحيث بلغت في الأسر البسيطة 67,07 طفل لكل ألف امرأة في المستوى الابتدائي لتتخفف إلى 42,90 طفل لكل ألف امرأة من ذوات المستوى التعليمي العالي أما في الأسر الموسعة من النموذج الأول فقد بلغت في المستوى الابتدائي 60,61 طفل لكل ألف امرأة بينما لم تتعد 39 طفل لكل ألف امرأة في المستوى العالي، و بخصيص قيمه في الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة فقد تميزت بالارتفاع من المستوى الابتدائي إلى الثانوي ثم انخفضت في المستوى العالي لكنها بقيت مرتفعة مقارنة مع ما هو مسجل في المستوى المتوسط بحيث كانت أكبر قيمه في البنيتين المذكورتين 104,03 طفل لكل ألف امرأة و 138,95 طفل لكل ألف امرأة على الترتيب للنسوة في المستوى الثانوي.

جدول رقم 38.6: معدلات الخصوبة العامة حسب البنى الأسرية و المستوى الدراسي

المستوى الدراسي				البنى الأسرية
عالي	ثانوي	متوسط	ابتدائي	
42,90	59,74	53,12	67,07	الأسر البسيطة
38,59	44,93	44,28	60,61	الأسر الموسعة من النموذج 1
92,44	104,03	99,70	88,18	الأسر الموسعة من النموذج 2
97,74	138,95	125,00	91,67	الأسر المركبة
50,705	67,008	61,820	69,823	المجموع

من خلال القراء الوصفية للنتائج المتعلقة بمعدل الخصوبة العامة الواردة في الجدول أعلاه، يمكن القول بان مستوى الخصوبة في الأسر ذات البنيتين الأسريتين البسيطة و الموسعة من النموذج الأول تميز بانخفاضه عموما كما انه يتجه نحو الانخفاض و بدرجة ملحوظة كلما ارتفع المستوى التعليمي للنسوة، أما في الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة فلاحظنا أنها تميزت بمستويات خصوبة مرتفعة مهما كان المستوى التعليمي للنساء و عليه البنية الأسرية البسيطة أدت إلى خفض الخصوبة في مختلف المستويات التعليمية للنسوة على عكس البنية الأسرية المركبة ، و أن توجه الأسر الجزائرية نحو البنى الأسرية البسيطة أدى خفض مستوى الخصوبة.

تأكيدا لما تم التوصل إليه من خلال المؤشر التركيبي للخصوبة و معدل الخصوبة العامة، ووظفنا متغير نسبة الإنجاب للنساء المتزوجات خلال السنة السابقة لتاريخ انجاز المسح فقط بحيث في المؤشرين السابقين تم وضع كل النسوة تحت الملاحظة مهما كانت حالتهم الزوجية، للمقارنة بين نسبة المنجبات حسب انتماء النسوة إلى البنى الأسرية و مستواهن الدراسي تم استخراج النسب الخاصة بالمنجبات و النسب الخاصة بغير المنجبات للنسوة حسب المتغيرين المذكورين، النتائج المتوصل إليها تم تلخيصها في الجدول التالي الذي تبين منه عموما وجود تفاوت كبير جدا بين نسب المنجبات و غير المنجبات في مختلف البنى الأسرية مهما كان المستوى التعليمي للأمهات، كما تبين أن نسب المنجبات خلال السنة السابقة للمسح اقل وبكثير من نسب غير المنجبات مهما كانت البنية الأسرية و المستوى التعليمي للمرأة، مما يوحي بانخفاض المستوى الخصوبي عموما، و لكن بتفاوت بين مختلف البنى الأسرية.

جدول رقم 39.6: نسب الإنجاب حسب البنى الأسرية و المستوى الدراسي

البنى الأسرية	ابتدائي (%)		متوسط (%)		ثانوي (%)		عالي (%)	
	منجبة	غير منجبة	منجبة	غير منجبة	منجبة	غير منجبة	منجبة	غير منجبة
الأسر البسيطة	12,9	87,1	16,2	83,8	19,2	80,8	22,8	77,2
الأسر الموسعة 1	13,2	86,8	15,7	84,3	17,6	82,4	23,5	76,5
الأسر الموسعة 2	20,7	79,3	27,3	72,7	29,9	70,1	35,8	64,2
الأسر المركبة	17,7	82,3	25,1	74,9	28,4	71,6	37,1	62,9

لاحظنا من خلال التوزيع النسبي للنسوة حسب المتغيرات الإنجاب، البنية الأسرية و المستوى التعليمي، أن نسبة المنجبات عموما سارت في اتجاه عام نحو الارتفاع في مختلف البنى الأسرية مساير لارتفاع المستوى التعليمي للنسوة، و مقارنة لنسبة المنجبات في مختلف المستويات التعليمية حسب البنى الأسرية وجدنا أن نسب المنجبات المنتميات إلى الأسر ذات البنية الأسرية البسيطة اقل من نسب المنجبات في باقي البنى الأسرية مهما المستوى الدراسي للنسوة، إبرازا لذلك، وجدنا نسبة النسوة المنجبات في الأسر البسيطة ذات المستوى التعليمي الابتدائي 12,9%، في المستوى التعليمي المتوسط 16,2%، في المستوى الثانوي 19,2% و في المستوى التعليمي العالي 22,8% من مجموع النسوة في كل مستوى في المقابل بلغت نسبهن في الأسر المركبة حسب المستويات المذكورة 17,7%، 25,1%، 28,4% و 37,1% على الترتيب من مجموع النسوة في كل مستوى تعليمي و ما يلاحظ من خلال النسب المذكورة وجود فرق كمي كبير بينها لصالح نسوة الأسر المركبة من حيث الكبر.

من خلال ما تقدم من قراءة وصفية للنسب المبينة في الجدول أعلاه يمكن القول بان انتماء النساء إلى أسر بسيطة عمل على التقليل من نسب المنجبات منهن مهما كان المستوى التعليمي لهن و بالتالي خفض المستوى الخصوبي على عكس انتمائهن إلى أسر مركبة، و بما أن اغلب الأسر الجزائرية اتجهت نحو البنية الأسرية البسيطة فان ذلك أدى إلى رفع المستوى التعليمي لهن و في نفس الوقت عمل على خفض الخصوبة.

في الفقرات السابقة تم تتبع العلاقة بين المستوى الخصوبي الآني أي عدد المواليد الأحياء المنجبين خلال كامل السنة السابقة لتاريخ انجاز المسح و نقصد بكامل السنة اكمال سنة مدنية قبل تاريخ المقابلة

للسنة المستهدفات لإجراء المسح، أين تم التوصل إلى وجود علاقة بين الخصوبة و المستوى التعليمي للسنة حسب انتمائهن إلى البنى الأسرية و في هذه الفقرة سنحاول كشف العلاقة بين مجمل عدد مواليد السنة خلال تاريخهن الإيجابي حسب المتغيرين المستوى التعليمي و البنية الأسرية عن طريق مقارنة متوسط عدد الولادات للأمهات حسب المستوى التعليمي و البنية الأسرية المنتميات إليها.

بلوغا لهذا الهدف تم استخراج المعطيات اللازمة لحساب متوسط عدد الولادات لكل امرأة و نقصد بها عدد المواليد و عدد الأمهات حسب المستوى التعليمي و البنية الأسرية، الجدول التالي رقم 40.6 لخصنا فيه النتائج المتوصل إليها و التي تبين مجمل التاريخ الإيجابي للسنة الذي يثبت ما تم التوصل إليه في الفقرات السابقة بحيث كلما ارتفع المستوى التعليمي للسنة أدى ذلك إلى خفض خصوبتهن، بحيث وجدنا أن متوسط عدد الولادات الحية لكل امرأة تميز بالانخفاض عند ارتفاع المستوى التعليمي للسنة مهما كانت البنية الأسرية.

جدول رقم 40.6: متوسط عدد الولادات حسب البنى الأسرية و المستوى الدراسي

المجموع	المستوى الدراسي				البنى الأسرية
	عالي	ثانوي	متوسط	ابتدائي	
3,45	2,47	2,88	3,25	4,20	الأسر البسيطة
3,43	2,51	2,87	3,18	4,16	الأسر الموسعة من النموذج 1
2,09	1,59	1,82	1,94	2,63	الأسر الموسعة من النموذج 2
1,95	1,69	1,86	1,84	2,26	الأسر المركبة
3,17	2,28	2,66	2,95	3,93	المجموع

يعتبر ما تم التوصل إليه في الفقرة السابقة صحيحا وصفا، و لإثباته إحصائيا تم الاعتماد على اختبار فيشر الذي يقوم على تحليل التباين بين المجموعات باعتبار أن السنة في كل بنية أسرية يعتبرن مشكلات لعينة تمتاز بمتوسط عدد ولادات خاص بكل مستوى دراسي الذي تبين انه مختلف وصفا بين مختلف العينات الجزئية (حسب كل مستوى دراسي)، يقوم الاختبار في هذه الحالة على فرضيتين الصفرية و البديلة بحيث تنص الفرضية الصفرية على تساوي متوسطات عدد الولادات في كل مستوى دراسي حسب مختلف البنى الأسرية في المقابل تقوم الفرضية البديلة على وجود اختلافات معنوية و دالة إحصائيا بين متوسطات عدد الولادات للأمهات عند كل مستوى دراسي حسب انتمائهن إلى البنى الأسرية، لانجاز

الاختبار تم الاعتماد على البرنامج الإحصائي SPSS الذي زدنا بنتائج الاختبار المذكور و هي ملخصة في الجدول التالي.

Tableau ANOVA

			Somme des carrés	df	Moyenne des carrés	F	Signification
Nombre total d'enfants * typologie	Inter-groupes	Combiné	3735,935	4	933,984	283,087	,000
		Intra-classe	39357,166	11929	3,299		
		Total	43093,101	11933			

تبين من نتائج الاختبار أن قيمة إحصائية فيشر المحسوبة 3735,9 أكبر و بفارق كمي جد هام مقارنة بقيمة فيشر النظرية التي مقدارها 7,71 التي تم استخراجها من جدول التوزيع الاحتمالي الخاص بقانونه عند مستوى معنوية 0,05 و درجة حرية مزدوجة (4 , 1) ، كما تبين أن مستوى الدلالة الناتج عن الاختبار قيمته 0,000 و الذي بدوره يعد اقل مقارنة من مستوى المعنوية 0,05، بالاستدلال بالمقارنتين السابقتين بين القيم الناتجة و القيم النظرية نرفض الفرضية الصفرية القائمة على تساوي متوسطات عدد الولادات للأمهات في كل مستوى تعليمي لهن حسب انتماءاتهن الأسرية و نقبل الفرضية البديلة التي تنص على وجود فروق تعد معنويا باختلافها عن الصفر و ذات دلالة إحصائية بين متوسطات عدد الولادات في كل مستوى تعليمي حسب انتماءات الأمهات الأسرية، بقبول هذه الفرضية يمكن القول بان الانتماءات الأسرية للأمهات في الجزائر تؤثر في الخصوبة عكسيا في كل المستوى التعليمية للأمهات أي أن ارتفاع المستوى التعليمي للأمهات يؤدي إلى خفض خصوبتها في مختلف البنى الأسرية و لكن بتفاوت بين هذه البنى بحيث تعمل البنى الأسرية البسيطة و الموسعة من النموذج الأول على هذا الخفض بدرجة أكبر و بكثير من البنى الأسرية الموسعة من النموذج الثاني و المركبة. و لمعرفة مدى حجم التأثير (بعد برهنة وجوده إحصائيا) قياسيا للبنى الأسرية على الخصوبة في مختلف المستويات التعليمية تم حساب معامل "Eta" مربع الذي يعكس حجم التأثير بين المتغيرين المذكورين بالاعتماد دائما على البرنامج الإحصائي SPSS ، و الذي نتجت قيمته 0,087 حسب ما هو مبين في الجدول التالي.

Mesures des associations

	Eta	Eta carré
Nombre total d'enfants * typologie	,294	,087

بحيث يكون التأثير بين المتغيرات المذكورة قليلا إذا كانت قيمة معامل "Eta" مربع في حدود 0,01 إلى غاية 0,06، و يكون حجم التأثير متوسطا إذا كانت قيمة المعامل الناتجة أكبر من 0,06 و اقل من

0,14 و يكون التأثير بحجم قوي إذا كانت قيمة المعامل اكبر من 0,14، في حالتنا هذه و حسب ما نتج كما يبينه الجدول أعلاه فان حجم تأثير البنى الأسرية على الخصوبة في مختلف المستويات التعليمية للأمهات يمكن وصفه بأنه اكبر من المتوسط.

3.2.5.6 – علاقة التراكيب العائلية بالخصوبة حسب المستوى التعليمي:

تم في الفصل السابق من هذه الدراسة الخاص بخصائص الأسر الجزائرية الإثبات و صفا و إحصائيا على وجود علاقة بين التراكيب العائلية و المستوى الدراسي للأفراد المنتمين إليها و من بينهم الإناث، بحيث تبين أن توجه الأسر الجزائرية نحو التراكيب العائلية البسيطة تشجيع مواصلة الإناث لتعليمهن، كما سبق في هذا الفصل إثبات وجود علاقة بين التوجه نحو التراكيب العائلية للأسر و الخصوبة و وجود علاقة بين المستوى التعليمي للمرأة و خصوبتها، و على هذا الأساس أردنا الجمع بين المتغيرات الثلاث المذكورة بحكم اشتراك تأثيرهم في المستوى الخصوبي بحيث أردنا محاولة كشف علاقة التراكيب العائلية بالخصوبة مرورا بالمستوى الدراسي للنسوة في السن الإنجابي أي باعتبار هذا الأخير كمتغير وسيطي في الخصوبة بعد تأثيره بالتوجه الأسري، بلوغا للهدف المذكور تم حساب كل من المؤشر التركيبي للخصوبة و معدل الخصوبة العام للنسوة في مختلف التراكيب العائلية حسب المستويات الدراسية لهن، و لهذا تم استخراج عدد النسوة في السن الإنجابي في كل تركيبة و في كل مستوى تعليمي حسب أعمار النسوة و عدد المواليد حسب عمر الأمهات عند كل تركيبة عائلية و مستوى دراسي اعتمادا على قاعدة البيانات التي وفرها ملف المسح.

النتائج المتحصل عليها و التي تخص المؤشر التركيبي للخصوبة تم تلخيصها في الجدول التالي، و التي تبين من خلالها تفاوت في قيم المؤشر بين مختلف التراكيب العائلية للأسر حسب المستوى التعليمي للنسوة، بحيث لم يحافظ المؤشر على ترتيب قيمه حسب المستويات التعليمية بين مختلف التراكيب العائلية للأسر و بالأخص قيمه العليا إذ لم تستقر عند مستوى مشترك بين مختلف التراكيب العائلية للأسر. بحيث وجدنا اقل قيمة له في البنى الأسرية البسيطة، التنازلية و العرضية تتعلق بالنسوة ذوات المستوى التعليمي العالي التي بلغت 2,11 طفل لكل امرأة، 1,96 طفل لكل امرأة و 1,27 طفل لكل امرأة على التوالي، أما في التركيبتين العائليتين التصاعدي و المركبة فكانت اقل قيم المؤشر لدى النسوة ذوات المستوى التعليمي الثانوي بقيمة 2,51 طفل لكل امرأة و لدى النسوة ذوات المستوى التعليمي الابتدائي البالغة 1,46 طفل لكل امرأة على الترتيب، كما لاحظنا قلة قيمته في المستوى التعليمي العالي لنسوة التركيب العائلية المركبة التي سجل فيها 1,88 طفل لكل امرأة، مما يدعونا للقول عموما بان النسوة ذوات المستوى التعليمي المرتفع تميزت بانخفاض المستوى الخصوبي في مختلف التراكيب العائلية بدلالة معدلات الخصوبة العامة العمرية

أي بشرط الحفاظ على مستويات الخصوبة للمرأة على ما هو عليه من مستويات الخصوبة للنسوة الأخريات في باقي الأعمار.

جدول رقم 41.6: المؤشر التركيبي للخصوبة حسب التراكيب العائلية و المستوى الدراسي

المستوى الدراسي				التراكيب العائلية
عالي	ثانوي	متوسط	ابتدائي	
2,11	2,50	2,13	2,33	التركيبة البسيطة
3,43	2,51	2,78	2,86	التركيبة التصاعدية
1,96	2,78	2,50	2,29	التركيبة التنازلية
1,27	3,27	1,52	1,86	التركيبة العرضية
1,88	2,75	2,19	1,46	التركيبة المركبة
0,42	1,82	1,90	2,41	تراكيب أخرى
2,069	2,583	2,246	2,344	المجموع

و بخصوص اكبر مستوياته فسجلت لصاحبات المستوى الثانوي لدى الأسر ذات التراكيب العائلية البسيطة، العرضية و المركبة ببلوغه 2,5 طفل لكل امرأة، 3,27 طفل لكل امرأة و 2,75 طفل لكل امرأة في كل تركيبة عائلية على الترتيب، أما نسوة التركيبة التصاعدية فسجلت اكبر مستوى خصوبي في المستوى التعليمي العالي ببلوغ قيمة المؤشر 3,43 طفل لكل امرأة بينما اكبر قيمة له في الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية بلغت 2,50 طفل لكل امرأة و خصت النسوة في المستوى التعليمي المتوسط. و كمقارنة لقيم المؤشر بين التراكيب العائلية حسب المستويات التعليمية للنسوة، وجدنا أن الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة تميزت بأقل القيم في المستوى الثانوي مقارنة بباقي التراكيب العائلية، كما تميزت كذلك بتسجيل اقل القيم في المستوى التعليمي المتوسط إذا استثنينا التركيبة العرضية، مما يدعونا للقول بان الأسر البسيطة ساهمت في تقليل المستوى الخصوبي بهذين المستويين.

تم تلخيص النتائج المتعلقة بمعدل الخصوبة العام في الجدول التالي رقم 42.6، والذي تبين من خلاله هو الآخر وجود تباين جد هام بين قيم هذا المؤشر لدى نسوة التراكيب العائلية بين مختلف مستوياتهن الدراسية، بحيث وجدنا أن قيم معدل الخصوبة العام على مستوى التراكيب العائلية البسيطة سجلت اقل المستويات على الإطلاق مهما كان المستوى الدراسي للنسوة مقارنة بباقي التراكيب العائلية مع تسجيل فارق كبير جدا بينها و بين قيمه على مستوى التركيبة العائلية المركبة، فعلى سبيل المثال بلغت قيمه في

التركيبة البسيطة لدى النسوة في المستويين التعليميين الثانوي و العالي 59,74 طفل لكل ألف امرأة و 42,9 طفل لكل ألف امرأة على التوالي في المقابل بلغت قيمه في التركيبة العائلية المركبة لدى النسوة في نفس المستويين 103,33 طفل لكل ألف امرأة و 112,36 طفل لكل ألف امرأة على الترتيب، مما يدعونا للقول بان أسر التركيبة البسيطة تعمل خفض المستوى الخصوبي مهما كان المستوى التعليمي للنسوة على عكس الأسر ذات التركيبة العائلية المركبة.

جدول رقم 42.6: معدل الخصوبة العامة حسب التراكيب العائلية و المستوى الدراسي

المستوى الدراسي				التراكيب العائلية
عالي	ثانوي	متوسط	ابتدائي	
42,90	59,74	53,12	67,07	التركيبة البسيطة
85,27	66,49	63,92	84,34	التركيبة التصاعدية
81,71	104,32	102,76	86,77	التركيبة التنازلية
56,34	87,84	53,33	60,81	التركيبة العرضية
112,36	103,33	86,59	65,52	التركيبة المركبة
24,59	51,95	58,17	68,97	تراكيب أخرى
51,2	67,55	62,21	70,43	المجموع

و بخصوص اكبر قيم المؤشر حسب المستويات التعليمية للنسوة، فقد وجدنا أن اكبر قيمه على الإطلاق لدى النسوة ذوات المستوى التعليمي الابتدائي، المتوسط و الثانوي المنتميات إلى الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية، أما اكبر قيمة لذوات المستوى التعليمي العالي فكانت على مستوى نسوة أسر التركيبة العائلية المركبة البالغة 112,36 طفل لكل ألف امرأة. كما لاحظنا و بشكل عام أن قيم معدل الخصوبة العام في مختلف التراكيب العائلية للأسر تؤول إلى التناقص كلما ارتفع المستوى التعليمي للنساء إذا استثنينا أسر التركيبة العائلية المركبة التي تميزت بالعكس تماما، غير أن الانخفاض المشار إليه تميز بنوع من التباين الكمي بين مختلف التراكيب العائلية.

تم في الفقرات السابقة كشف العلاقة وصفا بين الخصوبة و المتغيرين التركيبة العائلية للأسر و المستوى التعليمي للنسوة و ذلك بإشراك جميع النسوة مهما كانت حالتهم الزوجية كون الخصوبة العامة تتطلب ذلك، أما في هذه الفقرة سنحاول كشف العلاقة بين الخصوبة و المتغيرين التركيبة العائلية للأسر و المستوى التعليمي للنسوة المتزوجات فقط، بحيث سنوظف المتغير نسب الإنجاب التي تخص المنجبات خلال سنة كاملة قبل تاريخ انجاز المسح حسب المتغيرين التركيبة العائلية و المستوى التعليمي للتعبير عن

تباينات الخصوبة حسب المتغيرين، و لهذا تم توظيف الجدول التالي رقم 43.6 الذي لخصنا فيه توزيع نسب النسوة المنجبات و نسب النسوة غير المنجبات حسب المتغيرين المذكورين.

جدول رقم 43.6: نسب الإنجاب حسب التراكيب العائلية و المستوى الدراسي

البنى الأسرية	ابتدائي (%)		متوسط (%)		ثانوي (%)		عالي (%)	
	منجبة	غير منجبة	منجبة	غير منجبة	منجبة	غير منجبة	منجبة	غير منجبة
التركيبية البسيطة	12,9	87,1	16,2	83,8	19,2	80,8	22,8	77,2
التركيبية التصاعدية	13,9	86,1	16,6	83,4	20,0	80,0	35,5	64,5
التركيبية التنازلية	20,7	79,3	27,9	72,1	29,1	70,9	35,3	64,7
التركيبية العرضية	12,9	87,1	16,7	83,3	32,5	67,5	26,7	73,3
التركيبية المركبة	15,4	84,6	21,5	78,5	26,5	73,5	52,6	47,4

من خلال توزيع النسوة حسب الإنجاب عند كل مستوى دراسي بين مختلف التراكيب العائلية، لاحظنا بان نسب المنجبات في التركيبية العائلية البسيطة اقل من نسب نظيراتها على الإطلاق مقارنة بباقي التراكيب العائلية مهما كان المستوى التعليمي للأمهات مما يؤكد بان توجه الأسر الجزائرية نحو الأسر ذات التركيبية العائلية البسيطة من شأنه خفض الخصوبة، كما لاحظنا انخفاض نسب الأمهات المنجبات للسنة الموافقة لإجراء المسح و بدرجة كبيرة جدا مقارنة بنسب الأمهات المنجبات مهما كان المستوى الدراسي للأمهات و مهما كانت التركيبية العائلية التي ينتمين إليها، غير انه لاحظنا بان نسب الإنجاب من مجموع الأمهات ارتفعت بارتفاع المستوى التعليمي لهن على عكس ما تم تسجيله في تفاوت الخصوبة بين المستويات التعليمية في الفقرات السابقة و يمكن تفسير ذلك إلى أن نسب الإنجاب تم حسابها بدلالة مجموع الأمهات فقط أي النسوة المتزوجات أما الخصوبة في الفقرات السابقة فقد حسب على أساس كامل النسوة في السن الإنجابي بغض النظر عن حالتهم الزوجية.

بهدف التعمق أكثر في تحليل المعطيات الخاصة بالخصوبة، تم توظيف متوسط عدد المواليد الأحياء للأمهات أي النسوة اللواتي تم ملاحظتهن أثناء المسح و هن حاملات لصفة متزوجة، متوسط عدد المواليد من شأنه الكشف عن التاريخ الخصوبي الكامل للأمهات أي إدراج كل المواليد الأحياء خلال حياة الأم و عدم الاكتفاء بالمواليد الأحياء خلال السنة قبل تاريخ المسح كما تم التعرض إليه في الفقرات السابقة،

هذا المتغير من شأنه إعطاء لمحة عن التغير الخصوبي للنسوة و بالأخص عند دراسة علاقته بالمتغيرين التركيبية العائلية للأسر و المستوى التعليمي للام، بحيث تم فيما تقدم من فقرات إثبات وجود علاقة بين الخصوبة و التركيبية العائلية وصفا و إحصائيا بحيث التوجه نحو التركيبية أدى إلى خفض الخصوبة.

تم حساب متوسط عدد المواليد حسب المتغيرين التركيبية العائلية للأسر و المستوى التعليمي للأمهات بعد استخراج توزيع عدد المواليد الأحياء المنجبين من طرف الأمهات خلال تاريخهن الإنجابي حسب المتغيرين المذكورين و تلخيص النتائج المتوصل إليها في الجدول التالي رقم 44.6 الذي تبين من خلاله و بشكل عام أي دون تمييز للتركيبية العائلية للأسرة الأم أن متوسط عدد المواليد للأمهات ذوات المستوى الابتدائي 3,93 طفل للمرأة أما في الابتدائي فبلغ 2,95 طفل للمرأة لينخفض في المستوى الثانوي إلى 2,66 طفل للمرأة مواصلا انخفاضه ببلوغه 2,28 طفل للمرأة، مما يوحي بوجود علاقة عكسية بين متوسط عدد المواليد خلال حياة المرأة و المستوى التعليمي للأمهات أي كلما ارتفع المستوى التعليمي انخفض أثره متوسط عدد المواليد.

جدول رقم 44.6: متوسط عدد الولادات حسب التراكيب العائلية و المستوى الدراسي

المجموع	المستوى الدراسي				التراكيب العائلية
	عالي	ثانوي	متوسط	ابتدائي	
3,45	2,47	2,88	3,25	4,20	التركيبية البسيطة
3,55	2,42	2,95	3,24	4,37	التركيبية التصاعدية
1,95	1,58	1,78	1,87	2,32	التركيبية التنازلية
2,78	1,73	2,14	2,79	3,35	التركيبية العرضية
2,25	1,53	2,04	2,05	2,82	التركيبية المركبة
2,85	2,54	2,43	2,30	3,90	تراكيب أخرى
3,17	2,28	2,66	2,95	3,93	المجموع

بقيت نفس العلاقة السابقة صالحة عند إشراك متغير التركيبية العائلية المنتمية إليها الأم، بحيث لاحظنا انه في كل التراكيب العائلية دون استثناء وجود علاقة عكسية بين متوسط عدد المواليد خلال الحياة الإنجابية للام و مستواها التعليمي إذ كلما ارتفع المستوى التعليمي للأمهات في كل التراكيب العائلية أدى ذلك إلى خفض متوسط عدد المواليد، و من الملاحظ من النتائج الملخصة في الجدول أعلاه ارتفاع قيم متوسط عدد المواليد الأحياء للأمهات مقارنة بقيم المؤشر التركيبي للخصوبة حسب المتغيرين التركيبية

العائلية للأسر و المستوى الدراسي الموضحة في الجدول السابق رقم 37.6، و هذا يعكس التغير في المستوى الخصوبي المتجه نحو النقصان.

مجمل الملاحظات المتوصل إليها في الفقرات السابقة أثبتت وجود علاقة بين التراكيب العائلية للأسر و الخصوبة عن طريق المستوى التعليمي للنساء من الناحية الوصفية، و لإثبات هذه العلاقة إحصائياً تم تطبيق الاختبار الإحصائي فيشر على معطيات الجدول أعلاه رقم 43.6، هذا الاختبار يقوم على تحليل التباين بين المجموعات الجزئية للنسوة بحيث كل مجموعة جزئية تحوي النسوة المنتميات إلى تركيبة عائلية معينة و يقوم كغيره من الاختبارات الإحصائية الأخرى على الفرضيتين الصفرية و البديلة، في هذه الحالة تنص الفرضية الصفرية على تساوي متوسطات عدد الولادات للأمهات في كل مستوى دراسي بين مختلف التراكيب العائلية للأسر، مقابل ذلك تقوم الفرضية البديلة على وجود اختلافات معنوية و دالة إحصائياً بين متوسطات عدد الولادات للأمهات عند كل مستوى دراسي حسب انتمائهن إلى التراكيب العائلية، لانجاز الاختبار تم الاعتماد على البرنامج الإحصائي SPSS الذي نتج عند تطبيقه على البيانات ما هو ملخص في الجدول التالي.

Tableau ANOVA

			Somme des carrés	df	Moyenne des carrés	F	Significatio n
Nombre total d'enfants *	Inter-groupes	Combiné	3718,528	5	743,706	225,296	,000
structure de famille	Intra-classe		39374,573	11928	3,301		
	Total		43093,101	11933			

وجدنا من خلال نتائج الاختبار أن قيمة إحصائية فيشر المحسوبة 225,29 التي تعد اكبر و بفارق كمي جد هام من قيمة فيشر الجدولية ذات المقدار 6,61 التي تم استخراجها من جدول التوزيع الخاص بقانون فيشر عند مستوى معنوية 0,05 و درجة حرية مزدوجة (5 , 1) = n، و كمقارنة بين مستوى الدلالة الناتج عن الاختبار و مستوى المعنوية المعمول به وجدنا أن مستوى الدلالة المرافق لإحصائية فيشر المحسوبة عن طريق الاختبار 0,000 يعتبر اقل من مستوى المعنوية 0,05، اعتماداً على المقارنتين السابقتين بين القيم الناتجة عن الاختبار و القيم النظرية الموافقة لها نرفض الفرضية الصفرية القائمة على تساوي متوسطات عدد الولادات للأمهات في كل مستوى تعليمي لهن حسب التراكيب العائلية للأسر و نقبل الفرضية البديلة التي تنص على وجود اختلافات و فروق معنوية تختلف عن الصفر و ذات دلالة إحصائية بين متوسطات عدد الولادات للأمهات في كل مستوى تعليمي بين مختلف التراكيب العائلية للأسر، بقبول الفرضية البديلة يمكن القول بان توجه الأسر الجزائرية نحو التراكيب العائلية البسيطة أثر في الخصوبة

عكسيا مهما كان المستوى التعليمي للأمهات و في نفس الوقت ارتفاع المستوى التعليمي للام يؤدي إلى خفض خصوبتها

بهدف معرفة مدى حجم التأثير للتركيبة العائلية للأسر الجزائرية في خفض مستوى الخصوبة في مختلف المستويات التعليمية تم استخدام البرنامج الإحصائي SPSS لحساب معامل "Eta" مربع الذي يعكس حجم التأثير بين التراكيب العائلية للأسر على عدد المواليد الأحياء المنجبين خلال حياة المرأة حسب المستوى التعليمي لها، زدنا البرنامج بالنتائج المبينة في المخرج التالي و التي يظهر من خلالها أن معامل Eta مربع نتجت قيمته 0,086.

Mesures des associations		
	Eta	Eta carré
Nombre total d'enfants * structure de famille	,294	,086

استنادا إلى المعايير المبرزة لحجم التأثير بدلالة معامل Eta مربع المذكورة سابقا، يمكن القول بان التأثير بين المتغيرين يمكن وصفه بأنه أكثر من المتوسط و اقل من القوي بحكم أن قيمة المعامل اكبر من المقدار 0,06 و في نفس الوقت نتجت اقل من المقدار 0,14.

3.5.6 – علاقة النماذج الأسرية بالخصوبة بالمستوى الاقتصادي:

أثبتت الأعمال الديموغرافية الميدانية و كذا التنظير في العلوم السكانية وجود علاقة عكسية بين المستويين الاقتصادي و الخصوبي بحيث كلما ارتفع و تحسن المستوى الاقتصادي للأسر و الذي يعبر عنه غالبا بالأجر (الدخل) أدى ذلك إلى انخفاض مستوى الخصوبة و العكس صحيح، عموما يؤثر الدخل الأسري المرتفع على الخصوبة و تتأثر الخصوبة بالنقصان أكثر في حالة عمل المرأة لعدة اعتبارات ديموغرافية، اقتصادية و اجتماعية. فالديموغرافية تتعلق بالسن الأول للزواج للمرأة العاملة و بالأخص بحكم أن اغلب العاملات تتمتع بمستوى دراسي عالي مما يعمل على تأجيل الزواج لهن و بالتالي الخفض من مدة الحياة الإنجابية للمرأة هذا من جهة و من جهة أخرى اضطرار أو اقتناع المرأة العاملة بضرورة تباعد الولادات، اقتصاديا فان المرأة العاملة غالبا ما تكون في وسط أسرة لا تكون فيها هي صاحب الدخل الوحيد و نقصد بذلك رفع احتمال أن يكون الزوج هو الآخر عاملا و بالتالي الرفع من مدخول الأسرة الذي يترتب عليه تحسن المستوى الاقتصادي و الذي بدوره ينعكس سلبا على الخصوبة، أما اجتماعيا حتى توفيق المرأة العاملة بين مسؤولياتها تجاه عملها و مسؤولياتها كربة أسرة لتوفير ما يعرف بتنشئة أسرية حسنة لأطفالها قد تضطر للحد من ولاداتها و بالتالي خفض خصوبتها عموما. و لإبراز و كشف العلاقة بين المستوى الاقتصادي و الخصوبة تم توظيف المتغير عمل المرأة للتعبير عن المستوى الاقتصادي.

1.3.5.6- علاقة الخصوبة بالمستوى الاقتصادي:

كما تم الإشارة إليه، وظفنا المتغير عمل المرأة لترجمة المستوى الاقتصادي لها و للأسرة المنتمية إليها عموما، و لمعرفة العلاقة الجامعة بين الخصوبة و عمل المرأة و نقصد بالمرأة الأم و جب اعتماد المقارنة الكمية للخصوبة بين النسوة العاملات و النسوة غير العاملات مهما كانت صفة حالتهن الفردية، و على هذا الأساس و بهدف المقارنة بين خصوبة النسوة العاملات و خصوبة النسوة غير العاملات تم حساب المؤشر التركيبي للخصوبة و معدل الخصوبة العامة لكل فئة من النسوة بعد استخراج عدد النسوة حسب العمر في كل فئة و عدد المواليد حسب عمر الأم في كل فئة اعتمادا على قاعدة البيانات التي وفرها المسح، النتائج المتحصل عليها ملخصة في الجدول التالي رقم 45.6 و الذي تبين من خلاله أن المؤشر التركيبي للخصوبة عند النسوة العاملات 1,57 طفل لكل امرأة بينما بلغ عند النسوة غير العاملات 2,56 طفل لكل امرأة، أما معدل الخصوبة العامة فقد سجل لدى النسوة العاملات 53,84 طفل لكل ألف امرأة في المقابل بلغ لدى العاملات حوالي 80 طفل لكل ألف امرأة مسجلا فرقا هاما كمييا بين و بين نظيره عند العاملات قدره يزيد عن 17 طفل لكل ألف امرأة.

جدول رقم 45.6: المؤشر التركيبي للخصوبة و معدل الخصوبة العامة حسب عمل المرأة

غير عاملة	عاملة	
2,56	1,57	المؤشر التركيبي للخصوبة
70,997	53,84	معدل الخصوبة العامة (%)

من خلال التباين الكمي في قيم المؤشر التركيبي للخصوبة و معدل الخصوبة العامة للنسوة العاملات و النسوة غير العاملات المبينة في الجدول أعلاه، يمكن القول بان عمل المرأة في الجزائر يعمل على خفض خصوبتها بالمقارنة بخصوبة المرأة غير العاملة أي أن هناك علاقة عكسية بين توجه النساء إلى العمل و مستواه الخصوبي. غير أن ما توصلنا إليه مبني على القراءة الوصفية للنتائج في الجدول أعلاه أي انه يبقى وصفيا و محل الإثبات و البرهنة الإحصائية، و على هذا الأساس تم توظيف متوسط عدد المواليد للمقارنة بين النسوة العاملات و النسوة غير العاملات كقياس للمستوى الخصوبي بين الفئتين النسويتين، و لإثبات وجود علاقة بين عمل المرأة و خصوبتها إحصائيا و جب إثبات وجود الاختلاف أو عدمه في متوسطي عدد المواليد الأحياء بين النسوة العاملات و النسوة غير العاملات، بلوغا لهذه الغاية وظفنا الاختبار الإحصائي ستودنت "T" بين عينتين مستقلتين لان المتغير محل الاختبار بين الفئتين النسويتين (متوسط عدد المواليد) يعتبر متغيرا كمييا.

يقوم اختبار ستيودنت في هذه الحالة على اختبار الفرضية الصفرية التي تفيد بعدم وجود اختلاف بين متوسط عدد المواليد للنسوة العاملات و متوسط عدد المواليد للنسوة غير العاملات ضد الفرضية البديلة التي تنص على وجود اختلاف و فروق معنوية تختلف عن الصفر و ذات دلالة إحصائية بين متوسط عدد المواليد للنسوة العاملات و متوسط عدد المواليد للنسوة غير العاملات، لإتمام الاختبار تم الاعتماد على تطبيق البرنامج الإحصائي SPSS على بيانات عدد المواليد المنجبين لكل امرأة حسب عمل المرأة و الذي زدنا بالنتائج التالية المبينة على شكل جدولين، بحيث يظهر من خلال الجدول الأول مؤشرات كل من التمرکز و التشتت لعدد المواليد المنجبين خلال حياة المرأة في السن الإيجابي حسب تصريحاتهن فيما يخص مزاولتهن للعمل أثناء المقابلة الخاصة بإجراء المسح، إذ تبين من خلاله أن متوسط عدد المواليد للنسوة العاملات اقل من نظيره الخاص بالنسوة العاملات، بحيث بلغ لدى العاملات 3,45 طفل للمرأة بانحراف معياره قدره 2,187 في المقابل تميزت النسوة غير العاملات بمتوسط بلغ 3,98 طفل للمرأة انحرافه المعياري 2,429.

Statistiques de groupe

Exercez vous actuellement une profession	N	Moyenne	Ecart-type	Erreur standard moyenne
Nombre total d'enfants				
Oui	1976	3,45	2,187	,049
Non	16847	3,98	2,429	,019

تبين من الجدول الثاني الناتج عن الاختبار أن قيمة إحصائية ستيودنت المحسوبة 9,305- عند فرضية تساوي التباينين لمتوسطي عدد المواليد للأمهات بين النسوة العاملات و النسوة غير العاملات، أما في حالة تبني فرضية عدم تساوي التباينين بين المتوسطين المذكورين فقد نتجت إحصائية ستيودنت المحسوبة 10,110- ، و كلا القيمتان عند أخذهما بالقيمة المطلقة تبين أنهما أكبر من القيمة النظرية ذات المقدار 1,96 عند مستوى المعنوية 0,05 و درجة الحرية الخاصة بالعينات ذات الحجم الكبير، كما أن مستوى الدلالة الناتج عن الاختبار و المرافق لقيمة إحصائية ستيودنت المحسوبة قدره 0,000 و الذي يعد اقل من مستوى المعنوية 0,05 المعمول به، إضافة إلى ما تقدم و تأكيدا له تبين أن مجال الثقة للفرق بين المتوسطين محل الاختبار لا يحوي القيمة صفر (0) في كلى الفرضيتين الخاصتين بالتباين.

Test d'échantillons indépendants

		Test-t pour égalité des moyennes				Intervalle de confiance 95% de la différence	
		t	ddl	Sig. (bilatérale)	Différence moyenne		
						Nombre total d'enfants	Hypothèse de variances égales
Hypothèse de variances inégales	-10,110	2581,82	,000	-,532	-,635		-,429

من خلال المقارنتين السابقتين للقيمة المحسوبة لإحصائية ستودنت مع القيمة النظرية الموافقة لها و قيمة مستوى الدلالة الناتج بمستوى المعنوية النظرية، نرفض الفرضية الصفرية و نقبل الفرضية البديلة، و على هذا الأساس فان وجود اختلاف و فروق معنويًا تختلف عن الصفر و ذات دلالة إحصائية بين متوسط عدد المواليد للنسوة العاملات و متوسط عدد المواليد للنسوة غير العاملات مثبت إحصائيًا في الجزائر، و بالتالي يمكن القول بان توجه الأمهات الجزائريات للخروج الى العمل يؤدي إلى خفض خصوبتهن.

تم في الفقرة السابقة توظيف متوسط عدد المواليد للمقارنة بين النسوة العاملات و النسوة غير العاملات حسب مستواهن الخصوبي، بحيث يعبر متوسط عدد المواليد الموظف على كامل التاريخ الخصوبي للمرأة إذ من الممكن جدا أن تكون كل أو معظم ولادات المرأة بعد بداية عملها أي بعد تاريخ توظيفها، للتأكد من تأثير عمل المرأة على خصوبتها وظفنا متغير آخر و هو نسب الإنجاب بحيث تكون هذه النسبة محصورة فقط للنسوة المنجبات خلال السنة التي سبقت تاريخ المسح فقط أين تكون كل النسوة المنجبات فعلا عاملات أو غير عاملات حقا أي يوافق حدوث الولادة حالتهم الفردية، و ذلك من اجل قطع الشك في كينونة العلاقة المؤكدة و صفيًا و إحصائيًا في الفقرة السابقة بحيث من المحتمل أن تكون مجموعة من النسوة قد باشرن عملهن بعد وقوع ولادة لديهن أو أكثر من ذلك أو من الممكن أن تكون مجموعة من النسوة قد توقفن عن العمل و قبل توقفن كانت لهن ولادات و بالتالي تكون حالتهم الفردية (عاملات أو غير عاملات) عند حدوث الولادة مخالفة لحالتهم الفردية أثناء إجراء المسح، تبعًا لما ذكرنا تم استخراج الجدول التالي رقم 46.6 الذي لخصنا فيه توزيع النسوة حسب المتغيرين الحالة الفردية و الإنجاب و الذي تبين من خلاله عموما أن نسبة المنجبات النسوة بلغت 16% من مجموع النسوة مسجلة بذلك نسبة اقل و بكثير من نظيرتهن غير المنجبات البالغة 84%، بإشراك الحالة الفردية وجدنا أن النسوة العاملات اقل مستوى خصوبي "إنجابي" مقارنة بغير العاملات بحيث بلغت نسبة المنجبات من مجموع العاملات 12,7% أما

المنجبات من مجموع غير العاملات 16,4% و على العكس تماما كانت وردت نسبة غير المنجبات في كل حالة فردية.

جدول رقم 46.6: توزيع النسوة المتزوجات حسب الحالة الفردية و الإنجاب

الحالة الفردية	منجبة (%)	غير منجبة (%)	المجموع
عاملة	12,7	87,3	100
غير عاملة	16,4	83,6	100
المجموع	16,0	84,0	100

تبين من خلال التوزيع النسبي المبين في الجدول أعلاه و من الناحية الوصفية أن الحالة الفردية لها انعكاس على إنجاب المرأة و بالتالي انعكاس على مستواها الخصوبي، بحيث كلما اتجهت المرأة للخروج إلى الحياة العملية قلت خصوبتها و العكس صحيح، و لإثبات هذه العلاقة إحصائيا ووظفنا الاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية بين المتغيرين الحالة الفردية و الإنجاب، بحيث يقوم على اختبار الفرضية الصفرية التي تفيد باستقلالية عمل المرأة على مستوى إنجابها ضد الفرضية البديلة التي تنص على وجود علاقة دالة إحصائيا بين عمل المرأة و نسب الإنجاب، باستخدام البرنامج الإحصائي SPSS تم التوصل إلى النتائج المبينة في الجدول التالي.

Tests du Khi-deux

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	18,042	1	,000
Rapport de vraisemblance	19,051	1	,000
Association linéaire par linéaire	18,041	1	,000
Nombre d'observations valides	18550		

من خلال ما نتج عن تطبيق البرنامج، وجدنا أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 18,042 و هي اكبر كميًا و بفارق جد كبير عند مقارنتها بالقيمة الجدولة لكاف مربع المستخرجة من جدول توزيع قانون كاف مربع عند درجة الحرية $n = 1$ و مستوى المعنوية 0,05 ذات القيمة 3,84، و عند مقارنة مستوى الدلالة الناتج عن الاختبار ذو القيمة 0,000 بمستوى المعنوية المعمول به 0,05 وجدنا أن قيمة مستوى الدلالة اقل مقارنة من مستوى المعنوية، و على هذا الأساس نرفض الفرضية الصفرية و نقبل الفرضية البديلة التي تفيد بوجود علاقة دالة إحصائيا بين عمل المرأة و نسب الإنجاب و عليه يمكن القول

بان هناك اختلاف دال إحصائياً بين نسبتي النسوة المنجبات حسب الحالة الفردية أي أن عمل المرأة يؤثر فعلاً في إيجابها، من خلال ما تقدم نخلص إلى انه كلما ارتفعت نسبة نسوة العاملات انخفض المستوى الإيجابي في الجزائر.

2.3.5.6- علاقة الخصوبة بالبنى الأسرية اعتماداً على المستوى الاقتصادي:

تأكدنا في الفقرة السابقة من وجود علاقة وصفاً وإحصائياً بين الخصوبة و المستوى الاقتصادي المعبر عنه بعمل المرأة، حيث وجدنا علاقة عكسية بين خروج المرأة للعمل و خصوبتها، أما في هذه الفقرة سنحاول رصد العلاقة بين البنى الأسرية المنتمية إليها الأم و خصوبتها بإدراج عمل الأم كتغير وسيطي مؤثر في الخصوبة.

لكشف هذه العلاقة تم حساب كل من معدل الخصوبة العام والمؤشر التركيبي للخصوبة للأمهات حسب المتغيرين عمل المرأة و البنية الأسرية المنتمية إليها اعتماداً على البيانات التي وفرها ملف المسح، و ذلك بهدف مقارنة مستويات الخصوبة بين العاملات و غير العاملات حسب المتغيرين المذكورين النتائج المتوصل إليها تم تلخيصها في الجدول التالي رقم 47.6، و الذي تبين من خلاله عموماً و اعتماداً على معدل الخصوبة العام والمؤشر التركيبي للخصوبة أن المستوى الخصوبي لدى الأمهات العاملات اقل من نظيره لدى الأمهات غير العاملات.

جدول رقم 47.6: معدل الخصوبة العام والمؤشر التركيبي للخصوبة حسب البنى الأسرية و عمل المرأة

معدل الخصوبة العام (%)		المؤشر التركيبي للخصوبة		البنى الأسرية
غير عاملة	عاملة	غير عاملة	عاملة	
65,05	56,05	2,50	1,68	الأسر البسيطة
56,26	30,93	2,13	1,10	الأسر الموسعة من النموذج 1
97,95	49,65	2,59	1,17	الأسر الموسعة من النموذج 2
123,45	76,09	2,99	1,91	الأسر المركبة
70,587	52,931	2,543	1,545	المجموع

كمقارنة للمستوى الخصوبي المسجل لدى الأمهات العاملات و الأمهات غير العاملات بين البنيتين الأسريتين البسيطة و المركبة بدلالة المؤشر التركيبي للخصوبة و معدل الخصوبة العام وجدنا أن الخصوبة لدى الأمهات سواء عاملات أو غير عاملات المنتميات إلى الأسر البسيطة اقل من خصوبة نظيرتهن

المنتميات إلى الأسر المركبة، وكمقارنة للمستوى الخصوبي المسجل بين الأمهات العاملات و الأمهات غير العاملات حسب انتماءاتهن الأسرية وجدنا بدلالة المؤشرين السابقين وجدنا أن المستوى الخصوبي للعاملات اقل من المستوى الخصوبي للعاملات مهما كانت البنية الأسرية، فمثلا وجد المؤشر التركيبي للخصوبة لدى العاملات في الأسر البسيطة 1,68 طفل لكل امرأة بينما بلغ لدى غير العاملات في نفس الأسر 2,50 طفل لكل امرأة أما معدل الخصوبة العام فوجدناه لدى العاملات عند نفس الأسر 56,05 طفل لكل ألف امرأة في المقابل بلغ 65,05 طفل لكل ألف امرأة.

و الملاحظ أن المستوى الخصوبي بالرغم تسجيله مستويات أعلى لدى غير العاملات مقارنة بالعاملات عند كل البنى الأسرية غير أن هناك تفاوتاً ملحوظاً في تباينه بين مختلف البنى الأسرية، بحيث سجلنا أكبر تباين خصوبي على مستوى الأسر المركبة التي بلغ فيها المؤشر التركيبي للخصوبة لدى العاملات 1,68 طفل لكل امرأة بينما بلغ لدى غير العاملات 2,99 طفل لكل امرأة أي بفرق قدره 1,31 طفل لكل امرأة، أما معدل الخصوبة العام فوجدناه لدى العاملات 76,09 طفل لكل ألف امرأة بينما بلغ 123,45 طفل لكل ألف امرأة أي بفرق قدره 47,36 طفل لكل ألف امرأة لصالح العاملات، يفهم من التباين الهام المشار إليه في الأسر المركبة أن هذه الأخيرة لا تشجع خروج النسوة إلى العمل و بالأخص الأمهات منهن و تشجع مكوثهن في البيت و في نفس الوقت تعمل على رفع خصوبتهن. من خلال القراءة الوصفية نخلص إلى أن كل البنى الأسرية تعمل على خفض المستوى الخصوبي للنسوة العاملات و بشكل ملحوظ مقارنة بالنسوة غير العاملات و أن الأسر البسيطة تعمل خفض المستوى الخصوبي لدى النسوة العاملات و النسوة غير العاملات بشكل أكبر من الأسر المركبة.

لغاية الإثبات البرهنة إحصائياً على تأثير البنى الأسرية على المستوى الخصوبي بتوظيف متغير عمل المرأة تم الاعتماد على نسب الإنجاب للأمهات حسب الانتماء الأسري لهن و حسب مزاولتهن للعمل، اعتماداً على البيانات التي وفرها المسح تم استخراج نسب النسوة المنجبات و نسب النسوة غير المنجبات خلال كامل السنة السابقة لتاريخ انجاز المسح و نقصد بالنسوة مجموع المتزوجات فقط، تم تلخيص النتائج المتوصل في الجدول التالي رقم 48.6، الذي تبين من خلاله عموماً أن نسبة المنجبات اقل من نسبة غير المنجبات سواء كن عاملات أو غير عاملات، غير أن نسبة المنجبات من مجموع العاملات 12,7% اقل نسبياً من نظيرتها التي سجلتها النسوة المنجبات غير العاملات التي بلغت 16,4% و هذا يصب في نفس سياق ما توصلنا إليه سابقاً أي عمل المرأة ينقص من خصوبتها.

جدول رقم 48.6: توزيع المنجبات حسب الإنجاب، البنى الأسرية و الحالة الفردية للمرأة

البنى الأسرية	عاملة		غير عاملة	
	منجبة (%)	غير منجبة (%)	منجبة (%)	غير منجبة (%)
الأسر البسيطة	12,8	87,2	14,7	85,3
الأسر الموسعة 1	8,8	91,2	14,6	85,4
الأسر الموسعة 2	13,0	87,0	24,7	75,3
الأسر المركبة	15,5	84,5	24,1	75,9
أخرى	0	100	9,1	90,9
المجموع	12,7	87,3	16,4	83,6

كمقارنة لنسب المنجبات مهما كانت الحالة للنسوة بين مختلف البنى الأسرية وجدنا أن نسب المنجبات لدى الأسر البسيطة و الأسر الموسعة من النموذج الأول سجلت مستويات اقل من التي سجلتها المنجبات في الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة و بالأخص لدى النسوة غير العاملات بحيث وصل الفارق إلى حدود 10% لصالح الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة من مجموع المنجبات مقارنة بالأسر البسيطة و الأسر الموسعة من النموذج الأول، و كمقارنة لنسب النسوة المنجبات على مستوى مختلف البنى الأسرية بين النسوة العاملات و غير العاملات وجدنا أن نسب المنجبات دائما اقل من نسب غير المنجبات من مجموع كل بنية أسرية مهما كانت البنية الأسرية محل الملاحظة، فعلى سبيل المثال بلغت نسبة المنجبات 12,8% من مجموع العاملات في الأسر البسيطة في حين بلغت من مجموع غير العاملات 14,7% لنفس الأسر، من خلال ما تقدم يفهم وصفا بان البنى الأسرية كلها تعمل على خفض المستوى الخصوبي للنسوة العاملات كما أن الأسر البسيطة تعمل على خفض مستوى الخصوبة لكل النسوة سواء عاملات أو غير عاملات بشكل اكبر من الأسر المركبة، و على هذا الأساس فان توجه الأسر الجزائرية نحو الأسر البسيطة ساهم في خفض الخصوبة عموما.

لإثبات ما تم ذكره إحصائيا و ما توصلنا إليه من خلال القراء الوصفية للنسب الملخصة في الجدول أعلاه أي تأكيد وجود الاختلافات كميًا أو عدمها بين نسب النسوة المنجبات حسب انتماءتهن إلى البنى الأسرية و مزاولتهن للعمل و في نفس الوقت تأكيد وجود الاختلافات كميًا أو عدمها بين نسب النسوة غير المنجبات حسب المتغيرين المذكورين، لبلوغ هذا الهدف وظفنا الاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية بسبب كيفية المتغيرات محل الاختبار، بحيث يقوم الاختبار على الفرضية الصفرية و البديلة، الفرضية الصفرية بدورها تقوم على فرضيتين جزئيتين كلاهما تفيد العدم، الأولى التي تنص على

الاستقلالية بين المتغيرات أي عدم وجود علاقة بين البنى الأسرية و عمل المرأة للنسوة المنجبات، أما الثانية فتتنص على انعدام وجود علاقة بين المتغيرين لدى النسوة غير المنجبات، في المقابل تنص الفرضية البديلة على وجود ارتباط و علاقة دالة إحصائيا و بدورها تحوي فرضيتين جزئيتين الأولى تفيد بوجود علاقة دالة إحصائيا بين البنى الأسرية و عمل المرأة لدى النسوة المنجبات أما الثانية فتفيد بوجود علاقة بين البنى الأسرية و عمل النسوة لدى النسوة غير المنجبات.

اعتمادا على البرنامج الإحصائي SPSS على بيانات المتغيرات المذكورة لإتمام الاختبار تحصلنا على النتائج المبينة في الجدول أدناه الذي يحوي جزئين كل جزء يخص ناتج الفرضية الجزئية، تبين من خلال الجزء الأول المتعلق بالفرضية الخاصة بالنسوة غير المنجبات أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة قدرها 0,717 و بمقارنتها مع القيمة النظرية لكاف مربع 9,49 المستخرجة من جدول التوزيع الخاص بقانونه عند درجة حرية $n = 4$ و مستوى المعنوية 0,05 وجدناها اقل منها، إضافة إلى ذلك لاحظنا أن مستوى الدلالة الناتج عن الاختبار بين المتغيرين الخاص بالنسوة غير المنجبات قدره 0,949 و التي تعد اقل كليا بالمقارنة مع مستوى المعنوية المعمول به 0,05. فيما يخص الجزء الخاص بفرضية النسوة المنجبات فقد وجدنا أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة قدرها 11,699 التي تعد اكبر من القيمة الجدولة لكاف مربع 9,49 كما تبين أن مستوى الدلالة الناتج عن الاختبار قدره 0,02 الذي يعد اقل مستوى المعنوية المعمول به 0,05 .

Tests du Khi-deux

Naissance vivante de l'année	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
,00 Khi-deux de Pearson	,717	4	,949
Rapport de vraisemblance	,729	4	,948
Nombre d'observations valides	15583		
1,00 Khi-deux de Pearson	11,699	4	,020
Rapport de vraisemblance	12,664	4	,013
Nombre d'observations valides	2967		

من خلال المقارنات بين القيم الناتجة عن اختبار الاستقلالية للفرضيتين الجزئيتين بالقيم الموافقة لها نظريا، نقبل الفرضية الصفرية بالنسبة للنسوة غير المنجبات أي انعدام العلاقة إحصائيا بين البنى الأسرية و عمل النسوة غير المنجبات و في نفس الوقت نقبل الفرضية البديلة فيما يخص النسوة المنجبات التي تفيد بوجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين مختلف البنى الأسرية و نسب المنجبات حسب الحالة الفردية لهن، من خلال قبول الفرضية الصفرية الجزئية الثانية و قبول الفرضية البديلة الجزئية الأولى يمكن القول بان البنى الأسرية لم تؤثر في خصوبة النسوة غير العاملات بينما أثرت في خصوبة النسوة العاملات، و على هذا الأساس يمكن القول بعدم وجود اختلاف دال إحصائيا بين نسب الزوجات غير المنجبات حسب

انتمائهم الأسري و حالتهم الفردية و لكن يوجد اختلاف ذو دلالة إحصائية بين نسب المنجبات حسب المتغيرين البنية الأسرية و الحالة الفردية للزوجة، للإشارة من خلال بيانات الجدول رقم 47.6 السابق تم إثبات وجود علاقة وصفا و إحصائيا بين الحالة الفردية للنسوة و مستوى الإنجاب أما حاليا فقد اتضح وجود علاقة للمنجات فقط حسب الحالة الفردية و البنية الأسرية و على افن تأثير البنى الأسرية هذا الأساس فان تأثير عمل المرأة على نسب الإنجاب و بتالي على الخصوبة عموما راجع إلى البنى الأسرية، و منه يمكن القول بان متغير المستوى الاقتصادي المعبر عنه بعمل المرأة يدخل كمتغير وسيطي يؤثر في الخصوبة بعد تأثره بالبنية الأسرية المنتمية إليها المرأة في السن الإنجابي، و منه نخلص إلى أن توجه الأسر الجزائرية نحو الأسر البسيطة و انحرافها عن الأسر المركبة أدى إلى تشجيع خروج المرأة إلى العمل و إعطائها نوعا من الحرية في ذلك مما أدى إلى خفض مستوى الخصوبة في الجزائر.

3.3.5.6- علاقة الخصوبة بالتراكيب العائلية اعتمادا على المستوى الاقتصادي:

على خلاف البنى الأسرية العاكسة لبعدها الأسر من حيث حجمها و عدد العائلات المنتمية إليها فان التراكيب العائلية للأسر تعكس التوجه العائلي داخل كل أسرة، مما يتيح إمكانية تبلور علاقة بين التراكيب العائلية للأسر و الخصوبة في الجزائر عن طريق إدراج متغير عمل المرأة، و خاصة بعد إثبات وجود العلاقة بين التراكيب العائلية للأسر و الحالة الفردية للأفراد المشكلين لها بحيث تم في الفصل السابق التوصل إلى أن التوجه إلى الأسر ذات التركيبة العائلية يعمل على رفع المستوى الاقتصادي للأفراد، كما يمكن تتأثر الخصوبة و تتغير بين العائلات و غير العائلات حسب التركيبة العائلية المنتمية لها المرأة إذ يُحتمل أن تتأثر المرأة خصوبيا بمحيطها الأسري سواء كانت عاملة أو غير ذلك و ذلك حسب موقعها من رب الأسرة، بحيث يختلف تأثيرها مهما كانت حالتها الفردية من زوجة إلى بنت إلى زوجة ابن إلى زوج أخ و غير ذلك من القربان و حسب عدد العائلات المكونة لكل أسرة،

لإبراز العلاقة الجامعة بين مختلف التراكيب العائلية للأسر و خصوبة النسوة حسب حالتهم الفردية تم حساب المقاييس الكميية للخصوبة معدل الخصوبة العام و المؤشر التركيبي للخصوبة بعد استخراج المعطيات اللازمة لذلك من قاعدة البيانات إلي وفرها ملف المسح، النتائج المتوصل إليها الخاصة بالمؤشرين المذكورين تم تلخيصها في الجدول التالي رقم 49.6 الذي يظهر من خلاله عموما أن المستوى الخصوبي للعائلات اقل مقارنة بالمستوى الخصوبة لغير العائلات.

جدول رقم 49.6: المؤشر التركيبي للخصوبة ومعدل الخصوبة العام حسب التراكيب العائلية

و الحالة الفردية للمرأة

معدل الخصوبة العام (%)		والمؤشر التركيبي للخصوبة		التراكيب العائلية
غير عاملة	عاملة	غير عاملة	عاملة	
65,05	56,05	2,50	1,68	التركيبة البسيطة
84,82	55,94	3,21	1,81	التركيبة التصاعديّة
100,89	46,77	2,60	1,10	التركيبة التنازلية
63,40	56,18	2,10	1,24	التركيبة العرضية
86,43	70,87	2,23	1,57	التركيبة المركبة
54,17	17,86	1,80	0,51	تراكيب أخرى
70,587	52,931	2,543	1,545	المجموع

عند مقارنة المؤشر التركيبي للخصوبة و معدل الخصوبة العام حسب الحالة الفردية للمتزوجات بين مختلف التراكيب العائلية للأسر وجدنا أن المتزوجات تميزن بقيم للمؤشر التركيبي للخصوبة و معدل الخصوبة العام اقل من نظيرتهن غير العاملات مهما كانت التركيبة العائلية للأسرة، غير أن التباين في قيم المؤشرين بين مختلف التراكيب العائلية تميز بنوع من التباين بين هذه التراكيب، بحيث اكبر فرق للمؤشر التركيبي للخصوبة بين العاملات و غير العاملات تم تسجيله على مستوى الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية بقيمة 1.5 طفل لكل امرأة إذ بلغ لدى العاملات 1,1 طفل لكل امرأة بينما وصلت قيمته إلى 2,6 طفل لكل امرأة أما اقل فرق فقد خص الأسر ذات التركيبة العائلية المركبة 0,66 إذ بلغ لدى العاملات 1,57 طفل لكل امرأة في المقابل وصلت قيمته إلى 2,23 طفل لكل امرأة لغير العاملات، أما اكبر فرق في قيم معدل الخصوبة العام بين العاملات و غير العاملات فقد سجل لدى أسر التركيبة العائلية التنازلية بقيمة 54,12 طفل لكل ألف امرأة و ذلك ببلوغه 46,77 طفل لكل ألف امرأة مقابل 100,89 طفل لكل ألف امرأة للنسوة غير العاملات في حين اقل فرق سجله هذا المؤشر فقده 7,22 و قد خص الأسر ذات التركيبة العائلية العرضية، يفهم وصفيًا مما تقدم أن الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية كانت أكثر تأثيرًا في خفض الخصوبة لدى النسوة العاملات و في نفس الوقت رفعها لدى غير العاملات مما يؤكد وصفيًا أن النسوة المتزوجات المشكلات لعائلات ضمن الأسر ذات التركيبة العائلية أكثرًا تأثرًا بمحيطهن الأسري مقارنة بباقي النسوة في مختلف التراكيب العائلية للأسر و يمكن إرجاع ذلك إلى كون شكل هذه الأسر من عائلات ثانوية ابنيه و بالتالي تكون زوجة الابن أي زوج رب العائلة تحت ضغط أو اقتناع يخص سلوكها الخصوبي

من طرف زوجة رب الأسرة أي أم رب العائلة كما يمكن أن يكون مصدر تأثيرها عائداً إلى زوجات أرباب العائلات الأبنية الأخرى التي تشكل معها نفس الأسرة أي تعيش معها في نفس المنزل. كما يتضح كذلك من الناحية الوصفية أن عمل المرأة يعمل على التأثير في مستواها الخصوبي مهما كانت التركيبة العائلية للأسرة التي تنتمي إليها بحيث كلما ازدادت نسبة النسوة المتزوجات العاملات أدى ذلك إلى خفض المستوى الخصوبي.

تأكيداً لما تم التوصل إليه عند اخذ كل من المؤشر التركيبي للخصوبة و معدل الخصوبة العام كمتغيرين لتوضيح التباين في المستوى الخصوبي وظفنا المتغير الإنجاب الذي يخص المستوى الإنجابي للنسوة المتزوجات خلال كامل السنة السابقة للمسح اعتماداً نسبة المنجبات و نسبة غير المنجبات من خلال المقارنة بينهما حسب الانتماء إلى التراكيب العائلية و الحالة الفردية للمرأة، على هذا الأساس تم حساب النسب المشار إليها حسب المتغيرات المذكورة اعتماداً على البيانات التي وفرها المسح، النتائج المتحصل عليها تم تلخيصها في الجدول التالي رقم 50.6 الذي تبين من خلاله عموماً أن نسب المنجبات من مجموع النسوة مهما كانت حالتها الفردية أقل و بفارق كمي جدهم مقارنة من نسب النسوة غير المنجبات.

جدول رقم 50.6: توزيع النسوة حسب التراكيب العائلية، الحالة الفردية و الإنجاب

غير عاملة		عاملة		التراكيب العائلية
منجبة (%)	غير منجبة (%)	منجبة (%)	غير منجبة (%)	
14,7	85,3	12,8	87,2	التركيبة البسيطة
16,7	83,3	11,3	88,7	التركيبة التصاعدية
25,4	74,6	13,1	86,9	التركيبة التنازلية
15,9	84,1	14,3	85,7	التركيبة العرضية
21,0	79,0	16,7	83,3	التركيبة المركبة
15,8	84,2	4,8	95,2	تراكيب أخرى
16,4	83,6	12,7	87,3	المجموع

بإشراك متغير التركيبة العائلية للأسرة، و كمقارنة بين نسب المنجبات و نسب غير المنجبات حسب الانتماء إلى التراكيب العائلية مهما كانت حالتها الفردية وجدنا أن نسب المنجبات في التركيبين العائليتين البسيطة و التصاعدية أقل نسب المنجبات في باقي التراكيب العائلية ما يعكس صحة ما توصلنا إليه فيما يخص التأثير الأكبر للأسر البسيطة على خفض الخصوبة. و كمقارنة لنسب المنجبات و نسب غير

المنجبات حسب الحالة الفردية بين مختلف التراكيب العائلية وجدنا أن نسب النسوة المنجبات من مجموع العائلات في كل تركيبة عائلية اقل من نسب نظيراتها المنجبات من مجموع النسوة غير العائلات مهما كانت التركيبة العائلية الملاحظة، و بالأخص في التركيبة العائلية التنازلية أين تم تسجيل فرق يصل إلى 12.3 نقطة لنسبتي المنجبات بين العائلات و غير العائلات بحيث بلغت لدى العائلات 13,1% بينما بلغت لدى غير العائلات 25,4%، و العكس تماما ينطبق على غير العائلات مهما كانت التركيبة العائلية للأسرة، من خلال القراءة الوصفية لما تقدم من البيانات الملخصة في الجدول أعلاه يمكن استنتاج أن عمل المرأة أدى الى خفض خصوبتها مهما كانت التركيبة العائلية المنتمية إليها و هذا تأكيد وصفي لما تم التوصل إليه من بيانات الجدول السابق رقم 49.6.

غير أن ما تم التوصل إليه باعتماد بيانات الجدولين السابقين رقمي 49.6 و 50.6 يبقى صالحا وصفيا و يجب إثباته و البرهنة عليه إحصائيا، و لأجل إثباته طبقنا الاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية لان المتغيرات محل الاختبار كيفية، يقوم الاختبار دائما على الفرضية الصفرية و البديلة، و في هذه الحالة تقوم كل فرضية على فرضيتين جزئيتين و كل جزء يتعلق بحالة إنجابية أي فرضية جزئية تخص النسوة المتزوجات المنجبات و أخرى تخص النسوة المتزوجات غير المنجبات، الفرضيتين الصفريتين الجزئيتين كلاهما تفيد العدم، الأولى مفادها عدم وجود علاقة بين المتغيرات أي الاستقلالية بين التراكيب العائلية للأسر الجزائرية و عمل النسوة المنجبات، أما الجزئية الثانية فتتضمن على انعدام العلاقة بين المتغيرين لدى النسوة غير المنجبات، مقابل ذلك تقوم الفرضيتين الجزئيتين البديلتين على وجود ارتباط و علاقة دالة إحصائيا بين المتغيرات، أو لهما تفيد بوجود علاقة دالة إحصائيا بين متغير التراكيب العائلية للأسر الجزائرية و عمل المرأة لدى النسوة المنجبات أما الفرضية الجزئية الثانية فتتضمن وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين التراكيب العائلية للأسر الجزائرية و عمل النسوة لدى النسوة غير المنجبات.

بتطبيق البرنامج الإحصائي SPSS قصد إتمام الاختبار تحصلنا على النتائج المبينة في الجدول أدناه الذي يحوي جزئين كل جزء منهما يتعلق بنتائج الفرضية الجزئية أي جزء متعلق بالنسوة المنجبات و الجزء الآخر بالنسوة غير المنجبات، تبين من خلال الجزء الأول المتعلق بالفرضية الخاصة بالنسوة غير المنجبات أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة قدرها 14,589 و فيما يخص الجزء الخاص بفرضية النسوة المنجبات فقد وجدنا أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 13,154 بمقارنتها مع القيمة النظرية لكاف مربع 11,07 المستخرجة من جدول التوزيع الخاص بقانونه عند درجة حرية $n = 5$ و مستوى معنوية 0,05 وجدناهما اكبر من القيمة النظرية منها، إضافة إلى ذلك لاحظنا أن مستوى الدلالة الناتج عن الاختبار بين المتغيرين و الحالة الإيجابية للمرأة حسب الفرضيتين نتجت قيمته 0,012 و 0,022 على الترتيب و كلا القيمتان تعدان اقل كميًا مقارنة مع مستوى المعنوية المعمول به 0,05.

Tests du Khi-deux

Naissance vivante de l'année	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)	
,00	Khi-deux de Pearson	14,589	5	,012
	Rapport de vraisemblance	14,283	5	,014
	Association linéaire par linéaire	1,135	1	,287
	Nombre d'observations valides	15583		
1,00	Khi-deux de Pearson	13,154	5	,022
	Rapport de vraisemblance	14,280	5	,014
	Association linéaire par linéaire	7,716	1	,005
	Nombre d'observations valides	2967		

اعتمادا على مقارنة نتائج الفرضيتين الجزئيتين المتعلقة بقيمة كاف مربع المحسوبة و مستوى الدلالة بالقيم النظرية الموافقة لها، نرفض الفرضيتين الجزئيتين الصفريتين القائمتين على انعدام العلاقة بين التراكيب العائلية للأسر و عمل المرأة حسب حالتها الإنجابية و نقبل الفرضيتين الجزئيتين البديلتين اللتان تفيدان بوجود علاقة دالة إحصائيا بين التراكيب العائلية للأسر و عمل المرأة حسب حالتها الإنجابية أي وجود اختلاف دال إحصائيا بين نسب النسوة المنجبات حسب حالتهم الفردية و انتمائهم إلى التراكيب العائلية للأسر و في نفس الوقت وجود اختلاف دال إحصائيا بين نسب النسوة غير المنجبات حسب المتغيرين الحالة الفردية و التركيبية العائلية للأسرة، على هذا الأساس يمكن القول بان انتماء المرأة إلى التراكيب العائلية للأسر أثر على عمل النسوة المتزوجات و الواقعة أعمارهن في السن الإنجابي الذي بدوره أثر على خصوبة النسوة سلبا أي كلما ارتفعت نسبة النسوة المتزوجات العاملات في مختلف التراكيب العائلية أدى ذلك إلى خفض مستويات الخصوبة لديهن و منه يمكن القول بان توجه الأسر الجزائرية نحو التراكيب العائلية البسيطة و انحرافها في نفس الوقت عن التراكيب العائلية المركبة أدى إلى رفع نسبة العاملات بينهن و بذلك انخفض المستوى الخصوبي في الجزائر.

4.5.6 - علاقة النماذج الأسرية بالخصوبة اعتمادا على السكن:

تم في الفصل السابق من هذه الدراسة إثبات وجود علاقة بين نوع السكن القاطنة به الأسرة مع النموذج الأسري الذي تنتمي إليه أي بنيتها الأسرية و التركيبية العائلية لأسرتها بحيث عندما وظفنا متغيري نوع السكن و درجة الاكتظاظ بالغرف تبين وجود علاقة بين المتغيرين المذكورين و النماذج الأسرية بحيث أثبتنا أن توجه الأسر الجزائرية نحو البنية الأسرية البسيطة و التركيبية العائلية البسيطة و انحرافها عن باقي النماذج عموما أدى ذلك إلى توجه الأسر نحو السكن بالمنازل الفردية و الشقق كما كذلك إلى خفض معدل الاكتظاظ بالغرف، ومن جهة أخرى تم في بداية هذا الفصل إثبات علاقة بين انخفاض المستوى الخصوبي

و توجه الأسر الجزائرية نحو الأسر البسيطة، من خلال ما ذكرنا فان انخفاض الخصوبة من شأنه تقليل عدد الأفراد بالأسرة أي خفض متوسط حجم الأسر الذي يؤدي بدوره إلى خفض درجة اكتظاظ الغرف، كما أن عدد الغرف مرتبط بنوع السكن القاطنة به الأسرة مما يجعلنا نفكر بوجود علاقة تجمع بين نوع سكن الأسرة و التغيير في مستوى الخصوبة، كما يمكن أن يؤدي النموذج الأسري إلى فرض نوع السكن للأسرة و على هذا الأساس تبلورت لدينا فكرة تأثير النماذج الأسرية على الخصوبة عن طريق متغير نوع السكن للأسرة، لدراسة هذه العلاقة من حيث وجودها و كفيها و درجة قوتها خصصنا هذه الفقرات.

1.4.5.6 – علاقة الخصوبة بالسكن:

رأينا انه وجب أولا قبل دراسة العلاقة بين النماذج و الخصوبة اعتمادا على متغير نوع السكن كشف العلاقة بين نوع السكن و الخصوبة، و لهذا تم حساب المؤشر التركيبي للخصوبة و معدل الخصوبة العامة بين مختلف الأنواع السكنية بعد استخراج المعطيات اللازمة لذلك من قاعدة البيانات التي وفرها المسح لتبيان التفاوت في المستوى الخصوبي بين مختلف أنواع السكن، النتائج الخاصة بمقاييس الخصوبة تم تلخيصها في الجدول التالي رقم 51.6 الذي اتضح منه وجود تباين في المستوى الخصوبي بين مختلف أنواع السكن و خاصة في معدلات الخصوبة العامة.

جدول رقم 51.6: المؤشر التركيبي للخصوبة و معدلات الخصوبة العامة حسب نوع السكن

نوع السكن	المؤشر التركيبي للخصوبة	معدلات الخصوبة العامة
منزل فردي	2,49	71,38
شقة	2,06	58,97
منزل تقليدي	2,47	69,11
بناء هش	2,74	80,92
آخر	3,09	96,05
المجموع	2,408	68,557

لاحظنا من خلال النتائج الملخصة في الجدول أعلاه، أن الأسر القاطنة بشقق تميزت بأقل مستوى خصوبي بحيث بلغ المؤشر التركيبي للخصوبة الخاص بها 2,49 طفل لكل امرأة و معدل الخصوبة العامة 58,97 طفل لكل ألف امرأة في المقابل تميزت نسوة الأسر القاطنة بالسكنات الهشة بأكبر مستوى خصوبي إذا أهملنا السكنات ذات النوع غير المحدد، بحيث بلغ المؤشر التركيبي للخصوبة للأسر القاطنة بها 2,74 طفل لكل امرأة في حين بلغ معدل الخصوبة العامة 80,92 طفل لكل ألف امرأة أي بفرق قدره 21,95 طفل

لكل ألف امرأة بينه وبين المعدل الملاحظ على مستوى الأسر القاطن بشقق. يفهم من خلال القراءة الوصفية للنتائج المتحصل الخاصة بمقاييس الخصوبة أن المستوى الخصوبي ينخفض لدى الأسر القاطنة بشقق بينما يرتفع لدى الأسر القاطنة بالأنواع الأخرى أي أن توجه الأسر للسكن بشقق يشجع على خفض الخصوبة بينما التوجه للسكن في السكنات الهشة يعمل على رفع المستوى الخصوبي.

للتأكد من تأثير النوع السكني على الخصوبة و فرض تباينات في مستوياتها للأسر حسب النوع السكني تم توظيف المتغير نسبة الإنجاب المترجم على المستوى الخصوبي خلال السنة الكاملة السابقة لتاريخ انجاز المسح، بحيث تمس نسب الإنجاب النسوة المتزوجات فقط مع استبعاد النسوة ذوي الحالات الزوجية الأخرى من الملاحظة، تم حساب نسب النسوة المتزوجات المنجبات ونسب النسوة المتزوجات غير المنجبات خلال السنة الميلادية قبل المسح حسب نوع السكن القاطن به الأسرة، النتائج المتوصل إليها ملخصة في الجدول التالي رقم 52.6 الذي وضحا فيه توزيع النسوة المتزوجات حسب إنجابهن و حسب نوع السكن الذي تقطن به الأسرة المنتمية إليها المرأة. من خلال التوزيع النسبي المبين في الجدول أدناه لاحظنا عموما أن نسب النسوة المنجبات اقل من نسب غير المنجبات من مجموع النسوة في كل الأنواع السكنية و لكن بتباين ملحوظ في تفاوت هذه النسب.

جدول رقم 52.6: توزيع النسوة حسب نوع السكن و الإنجاب

نوع السكن	المنجبات (%)	غير المنجبات (%)
منزل فردي	16,7	83,3
شقة	13,2	86,8
منزل تقليدي	16,1	83,9
مسكن هش	17,4	82,6
آخر	21,5	78,5
المجموع	16,0	84,0

بمقارنة بين نسب النسوة المتزوجات المنجبات و نسب غير المنجبات خلال السنة السابقة للمسح حسب نوع السكن اتضح أن نسب غير المنجبات اكبر و بفارق كمي هام جدا من نسب المنجبات مهما كان نوع السكن للأسرة، و كمقارنة بين مختلف أنواع السكن حسب الحالة الإنجابية للمتزوجات وجدنا أن النسوة القاطنات بشقق سجلن اقل نسبة إنجاب على الإطلاق قدرها 13,2% في حين تقاربت نسبنا المنجبات القاطنات بالمنازل الفردية و المنازل التقليدية بتسجيلهن 16,7% و 16,1% بينما اكبر نسب للمنجبات

سجلات للنسوة القاطنات بمساكن هشة قدرها 17,4% من مجموع النسوة القاطنات بهذا النوع من المساكن، في المقابل عرفت نسبة النسوة غير المنجبات حسب النوع السكني ترتيبيا معاكسا لما ذكرنا. من خلال قيم النسب كميًا و ترتيبها حسب قيمها بين مختلف أنواع السكن يمكن القول وصفيا بان نوع السكنات المتمثل في الشقق يعمل على تشجيع و إعانة النسوة القاطنات به على التقليل من الإنجاب و بالتالي خفض المستوى الخصوبي في الجزائر بشكل عام على عكس الأنواع السكنية الأخرى و بالأخص الهشة منها و هذا تأكيد لما توصلنا إليه وصفيا من خلال القراءة لبيانات الجدول السابق رقم 47.6 الخاص المؤشر التركيبي للخصوبة ومعدلات الخصوبة العامة.

غير أن العلاقة المتوصل إليها بين نوع السكن و الخصوبة تبقى صالحة وصفيا و لا يمكن تعميمها على كامل القطر الجزائري إلى حين إثباتها و البرهنة عليها إحصائيا، إدراكا لهذه الغاية وظفنا الاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية بين المتغيرين نوع السكن و الحالة الإنجابية للنسوة المتزوجات بحكم أن المتغيرين كفيين، يقوم الاختبار المذكور على اختبار الفرضية الصفرية التي تنص على استقلالية نوع السكن للأسرة عن الحالة الإنجابية للقاطنات بالسكن ضد الفرضية البديلة التي تقوم على وجود علاقة دالة إحصائيا بين نوع السكن للأسرة و الحالة الإنجابية، تم إتمام اختبار الاستقلالية بتطبيق البرنامج الإحصائي SPSS الذي زدنا بالنتائج المبينة في الجدول التالي. التي لاحظنا من خلالها أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة 25,61 تعد اكبر كميًا من قيمة نظيرتها المجدولة 9,49 المستخرجة من جدول توزيع قانون كاف مربع عند درجة الحرية $n = 4$ و مستوى المعنوية 0,05، كما لاحظنا كذلك أن مستوى الدلالة الناتج عن الاختبار قيمته 0,000 الذي يعد اقل عند مقارنته بالقيمة 0.05 المعبرة على مستوى المعنوية.

Tests du Khi-deux

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	25,619	4	,000
Rapport de vraisemblance	26,369	4	,000
Association linéaire par linéaire	,210	1	,647
Nombre d'observations valides	18524		

على ضوء نتائج الاختبار في الجدول أعلاه و المقارنتين المستند فيهما على نتائج اختبار الاستقلالية و القيم النظرية الموافقة لها، نرفض الفرضية الصفرية و نقبل الفرضية البديلة، بقبول الفرضية البديلة نقول أن العلاقة بين نوع السكن للأسرة و الحالة الإنجابية للمرأة المتزوجة المنتمية إليها دالة إحصائيا أي أن الاختلاف في نسب النسوة الإنجاب و في نسب النسوة المنجبات وفي نسب النسوة غير

المنجبات بين مختلف أنواع السكنات دال إحصائياً، على هذا الأساس يمكن القول بان نوع السكن القاطنة به الأسرة تأثير على خصوبة النسوة المنتميات إليها و بالتالي كلما اتجهت الأسر الجزائرية نحو المساكن من نوع الشقق و ابتعدت عن باقي الأنواع السكنية أدى ذلك إلى خفض الخصوبة.

مواصلة لتأكيد تأثير نوع السكن على الخصوبة، وسعنا مجال الملاحظة ليشمل كل النسوة المتزوجات و يشمل في نفس الوقت كل الولادات الحية في تاريخ النسوة إذ في العنصر السابق تم الاقتصار على أحداث الولادات التي وقعت خلال سنة كاملة قبل تاريخ انجاز المسح أما في هذا العنصر سنشرك كل المواليد الأحياء في الملاحظة أي كامل التاريخ الإيجابي للنسوة، و عليه تم استخراج مجمل المؤشرات الوصفية الخاصة بعدد المواليد في حياة النسوة و المتمثلة في مؤشرات التمرکز المعبر عنها أساساً بمتوسط عدد المواليد و مؤشرات التشتت عموماً و التي لخصناها في الجدول التالي رقم 53.6 الذي تبين من خلاله بشكل عام أن متوسط عدد المواليد للنسوة بلغ 3,92 طفل للمرأة بانحراف معياري قدره 2,41، كما تبين أن قيم المتوسط الخاص بعدد المواليد تتراوح قيمه في مجال ثقة جد ضيق لا يتجاوز الفرق بين حديه 0.05 إذ قيمتا حديه الأدنى و الأعلى 3,89 و 3,96 على التوالي.

جدول 53.6: المؤشرات الوصفية لعدد المواليد حسب نوع السكن

نوع السكن	متوسط عدد المواليد	الانحراف المعياري	مجال الثقة (95%) لمتوسط عدد المواليد		القيمة الأدنى لعدد المواليد	القيمة الأعلى لعدد المواليد
			الحد الأدنى	الحد الأعلى		
منزل فردي	3,93	2,428	3,88	3,98	1	16
شقة	3,31	1,827	3,25	3,38	1	12
منزل تقليدي	4,29	2,629	4,21	4,36	1	18
مسكن هش	4,03	2,362	3,87	4,20	1	14
آخر	3,99	2,369	3,46	4,51		11
المجموع	3,92	2,410	3,89	3,96	1	18

لاحظنا من خلال النتائج الملخصة في الجدول أعلاه أن النسوة المنتميات إلى أسر قاطنة بشقق تميزن بأقل متوسط عدد مواليد و قيمته 3,31 طفل للمرأة رافقته اقل قيمة للانحراف المعياري بقدرها 1,827 كما تميز هذا المتوسط بأضيق مجال ثقة مقارنة بالأنواع السكنية الأخرى، حل بعده كترتيب تصاعدي متوسط عدد المواليد للقاطنات بمساكن فردية ببلوغه 3,93 طفل للمرأة، أما اكبر متوسط لعدد المواليد على الإطلاق فقد تميزت به النسوة المنتميات إلى أسر تقطن بالمنازل التقليدية حيث بلغ 4,29 طفل للمرأة، من

خلال ما تقدم و باتخاذ متوسط عدد مواليد كمعيار للمستوى الخصوبي للتاريخ الإنجابي العام للنسوة يمكن القول بان السكنات من نوع الشقق تعمل على خفض عدد المواليد للنسوة المنتميات إلى الأسر القاطنة في هذا النوع من السكنات، و هذا يصب في نفس سياق ما تم إثباته إحصائيا و وصفا في الفقرتين السابقتين عند اعتماد المؤشر التركيبي للخصوبة و معدل الخصوبة العامة.

بهدف الإثبات الإحصائي لتأثير نوع السكن القاطنة به النسوة على إجمالي عدد ولاداتهن تم توظيف اختبار فيشر الذي يقوم على تحليل التباين بين المجموعات لأنه الأنسب في هذه الحالة بحكم أننا بصدد مقارنة مجموعة من المتوسطات و كل متوسط يخص مجموعة جزئية من النسوة و كل مجموعة نسوية جزئية هي عبارة عن مجموع النسوة المتزوجات و المنتميات إلى أسر تقطن بنوع سكني، مثل بقية الاختبارات يقوم هذا الاختبار على فرضيتين، الفرضية الصفرية تفيد بان متوسطات عدد المواليد متساوية لدى النسوة حسب النوع السكني القاطنات به في المقابل تقوم الفرضية البديلة على عكس ذلك أي وجود اختلافات معنوية و دالة إحصائيا تخص متوسطات عدد المواليد للنسوة بين مختلف الأنواع السكنية، بهدف إتمام الاختبار الإحصائي المذكور تم تطبيق البرنامج الإحصائي SPSS على بيانات المتغيرات المعنية، أين تم الحصول على النتائج المبينة في الجدول التالي الذي لاحظنا من خلاله أن قيمة إحصائية فيشر المحسوبة 83,722 تعد اقل من قيمة نظيرتها المجدولة ذات القيمة 7,71 عند مستوى المعنوية 0,05 و درجة الحرية المزدوجة (4 . 1)، إضافة إلى ذلك لاحظنا أن قيمة مستوى الدلالة الناتجة عن الاختبار 0,000 و هي اقل عند مقارنتها بالقيمة 0,05 المأخوذة كمستوى للمعنوية.

ANOVA

Nombre total d'enfants

	Somme des carrés	Ddl	Moyenne des carrés	F	Signification
Inter-groupes	1911,661	4	477,915	83,722	,000
Intra-groupes	107014,565	18747	5,708		
Total	108926,226	18751			

استنادا إلى المقارنتين السابقتين و كقرار متخذ يمكن قبول الفرضية البديلة التي تفيد بان بوجود فروق معنوية تختلف عن الصفر و ذات دلالة إحصائية بين متوسطات عدد المواليد للنسوة حسب نوع السكن للأسر المنتميات إليها و على هذا الأساس فان نوع السكن يؤثر فعلا على عدد المواليد، و بالتالي يمكن القول بان إقامة الأسر الجزائرية بسكنات من نوع الشقق تعمل على خفض مستوى الخصوبة بشكل أكبر من إقامتها بسكنات من نوع آخر كما أن إقامتها بالسكنات الهشة تعمل على الرفع من المستوى الخصوبي بشكل أكثر من السكنات الأخرى. بعد إثبات وجود التأثير لنوع السكن على الخصوبة وصفا و إحصائيا يمكننا قياس حجم هذا التأثير و ذلك اعتمادا على معامل "Eta" مربع الذي يعكس حجم التأثير بين نوع السكن

للأسر و الخصوبة المعبر عنها بعدد المواليد الأحياء المنجبين خلال كامل التاريخ الإيجابي للمرأة، باستخدام البرنامج الإحصائي SPSS تحصلنا على النتائج المبينة في الجدول التالي و الذي تبين من خلاله أن معامل Eta مربع نتجت قيمته 0,017.

Mesures des associations		
	Eta	Eta carré
Nombre total d'enfants * Type de logement	,132	,017

على ضوء المعايير الخاصة بتمييز حجم التأثير اعتمادا على معامل Eta مربع المذكورة في الفقرات السابقة، يمكننا القول بان التأثير بين المتغيرين نوع السكن و الخصوبة مثبت إحصائيا و وصفا غير انه قويا بحكم أن قيمة المعامل الناتجة واقعة بين القيمتين 0,01 و 0,06 .

2.4.5.6 – علاقة البنى الأسرية بالخصوبة اعتمادا على السكن:

تعبّر البنى الأسرية كما سبق و أن اشرنا على البعد الأسري من حيث عدد الأفراد المشكلين لكل أسرة و عدد العائلات المكونين لكل أسرة بحيث كلما ارتفع عدد العائلات المكونين لكل أسرة زاد ذلك من احتمال رفع عدد أفرادها، كما تؤدي عموما زيادة عدد الأفراد في الأسرة إلى رفع درجة الاكتظاظ بالغرف مما يجعلنا نفكر في أسباب وجود العلاقة بين التوجه الأسري في الجزائر و نوع السكن التي تم إثباتها في السابق من هذه الدراسة، تم في بداية هذا الفصل إثبات وجود علاقة بين توجه الأسر الجزائرية إلى البنية الأسرية و انخفاض الخصوبة.

استنادا إلى ما تقدم ذكره، فان وجود علاقة بين التوجه الأسري و نوع السكن من جهة و من جهة أخرى العلاقة بين التوجه الأسري و الخصوبة توحيان بوجود علاقة بين البنى الأسرية مع الخصوبة عن طريق تأثير نوع السكن القاطنة به الأسرة أي اعتبار نوع السكن الذي تأثر بالتوجه الأسري كمتغير وسيطي يؤثر في الخصوبة أي إمكانية تأثير البنى الأسرية على الخصوبة عن طريق نوع السكن. لكشف هذه العلاقة تم حساب المؤشر التركيبي للخصوبة في كل الأنواع السكنية حسب البنى الأسرية بعد استخراج المعطيات اللازمة لذلك من خلال قاعدة البيانات التي وفرها ملف المسح، النتائج المتوصل إليها تم تلخيصها في الجدول التالي رقم 54.6 والذي تبين من خلاله وجود تفاوت في قيم المؤشر بين مختلف أنواع السكنات للأسر حسب بناها.

جدول رقم 54.6: المؤشر التركيبي للخصوبة حسب البنى الأسرية و نوع السكن

نوع السكن				البنى الأسرية
مسكن هش	منزل تقليدي	شقة	منزل فردي	
2,78	2,46	2,05	2,40	الأسر البسيطة
2,42	2,04	1,68	1,95	الأسر الموسعة من النموذج 1
2,60	2,23	2,34	2,50	الأسر الموسعة من النموذج 2
2,50	3,31	1,68	3,05	الأسر المركبة
2,74	2,47	2,06	2,49	المجموع

لاحظنا من خلال النتائج الملخصة في الجدول أعلاه و كمقارنة بين قيم المؤشر التركيبي للخصوبة بين أنواع السكنات حسب البنى الأسرية أن المؤشر نتجت اقل قيمه لدى نسوة الأسر القاطنة بالشقق مهما كانت البنية الأسرية إذا استثنينا الأسر الموسعة من النموذج الثاني، بحيث بلغت قيمه 2,05 طفل لكل امرأة، 1,68 طفل لكل امرأة و 1,68 طفل لكل امرأة لدى الأسر البسيطة، الموسعة من النموذج الأول و المركبة على الترتيب، بينما اكبر قيم المؤشر و بفارق كمي معتبر فقد نتجت لدى الأسر القاطنة بالمساكن الهشة لدى كل البنى الأسرية باستثناء الأسر المركبة بحيث بلغت قيمه 2,78 طفل لكل امرأة، 2,42 طفل لكل امرأة و 2,60 طفل لكل امرأة. و بمقارنة قيم المؤشر التركيبي للخصوبة بين مختلف التراكيب العائلية حسب نوع سكن الأسر وجدنا أن الأسر ذات البنية الأسرية الموسعة من النموذج الأول سجلت اقل قيم للمؤشر مهما كان نوع السكن مقارنة ببقية البنى الأسرية، كما لاحظنا أن الأسر البسيطة سجلت قيما اقل للمؤشر في السكنات الفردية و الشقق مقارنة بالأسر الموسعة من النموذج الثاني و المركبة، من خلال ما تقدم يمكن القول وصفا بان السكنات من نوعالشقق عملت على خفض الخصوبة مهما كانت بنية الأسرة على عكس السكنات الهشة التي تميزت برفع قيم المؤشر التركيبي للخصوبة وبالتالي رفع المستوى الخصوبي، كما عملت البنيتين الأسريتين البسيطة و الموسعة من النموذج الأول على خفض المستوى الخصوبي مهما كان نوع المسكن على عكس البنيتين الموسعة من النموذج الثاني و المركبة.

إضافة إلى المؤشر التركيبي للخصوبة تم توظيف معدل الخصوبة العامة لكشف العلاقة بين البنى الأسرية و الخصوبة عن طريق نوع السكن القاطنة به الأسر الجزائرية عن طريق رصد التباين في المستوى الخصوبي المعبر عنه بمعدلات الخصوبة العامة بين مختلف البنى الأسرية في الجزائر حسب النوع السكني، و لهذا تم استخراج البيانات اللازمة لحساب هذا المؤشر عند كل بنية أسرية و عند كل نوع

سكني من خلال قاعدة البيانات الموفرة من طرف ملف المسح مصدر الدراسة، النتائج المتحصل عليها تم تلخيصها في الجدول التالي الذي اتضح من خلاله وجود تفاوت هام كميًا بين مختلف معدلات الخصوبة العامة حسب البنى الأسرية و نوع السكن.

جدول رقم 55.6: معدلات الخصوبة العامة حسب البنى الأسرية و نوع السكن

نوع السكن				البنى الأسرية
مسكن هش	منزل تقليدي	شقة	منزل فردي	
81,647	65,801	55,966	64,022	الأسر البسيطة
70,51	56,37	46,90	52,15	الأسر الموسعة من النموذج 1
90,16	84,38	87,95	97,59	الأسر الموسعة من النموذج 2
71,43	126,32	66,96	128,01	الأسر المركبة
80,92	69,11	58,97	71,38	المجموع

من خلال النتائج الملخصة في الجدول أعلاه وجدنا أن الأسر الموسعة من النموذج الأول تميزت بأقل معدلات خصوبة عامة مهما كان نوع السكن مقارنة بباقي البنى الأسرية و كان أقلها على الإطلاق المسجل لدى الأسر القاطنة بشقق إذ بلغت قيمته 46,90 طفل لكل ألف امرأة، أما أكبر قيم المؤشر بين البنى الأسر فلم يثبت في بنية أسرية واحدة حسب أنواع السكن، بحيث أكبر قيمه الناتجة لدى الأسر القاطنة بالمنازل الفردية و المنازل التقليدية كانت على مستوى الأسر المركبة ببلوغها 128,01 طفل لكل ألف امرأة و 126,32 طفل لكل ألف امرأة على الترتيب بينما أكبر قيمه الناتجة لدى الأسر القاطنة بالشقق و المنازل الهشة فقد سجلتها الأسر ذات البنية الموسعة من النموذج الثاني إذ بلغت على الترتيب 87,95 طفل لكل ألف امرأة و 90,16 طفل لكل ألف امرأة، من خلال ما تقدم نخلص وصفيًا إلى أن الشقق كنوع سمني تعمل على خفض الخصوبة مهما كانت بنية الأسرة القاطنة بها مقارنة بباقي الأنواع السكنية وان الأسر ذات البنية الأسرية الموسعة من النموذج الأول و الأسر البسيطة تعمل على خفض معدل الخصوبة العامة مهما كان نوع سكن هذه الأسر على عكس الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة التي تميزت برفع خصوبة أسرها في كل أنواع السكنات و هذا ما أوصلتنا إليه القراء الوصفية لبيانات الجدول 53.6 المناقشة في الفقرة السابقة.

تأكيدًا لما تم التوصل إليه سابقًا في الفقرتين السابقتين من علاقة بين البنية الأسرية و الخصوبة اعتمادًا على المتغير نوع السكن من خلال بيانات الجدولين رقمي 54.6 و 55.6 المعروفين فيهما نتائج المؤشر التركيبي للخصوبة و معدلات الخصوبة العامة حسب البنى الأسرية و نوع السكن، وظفنا متغير

الحالة الإيجابية للنسوة المتزوجات حسب المتغيرين البنوية الأسرية و نوع السكن الذي يعكس نسبة النسوة المتزوجات المنجبات و نسبة النسوة المتزوجات غير المنجبات خلال السنة الكاملة التي سبقت المسح، بهدف حساب النسب المذكورة تم استخراج المعطيات الخاصة بذلك و تلخيص النتائج المتحصل عليها في الجدول التالي رقم 56.6 الذي تبين من خلاله و بشكل عام أن نسبة النسوة المتزوجات المنجبات خلال السنة السابقة للمسح اقل و بكثير من نسب النسوة غير المنجبات على مستوى مختلف البنى الأسرية مهما كان نوع السكن محل الملاحظة غير أن هناك تبايناً في حجم التفاوت بين النسبتين، كما تبين وجود تباين في نسب المنجبات بين مختلف الأنواع السكنية على مستوى كل البنى الأسرية.

جدول رقم 56.6: توزيع النسوة حسب البنى الأسرية، الإنجاب و نوع السكن

البنى الأسرية	منزل فردي		شقة		منزل تقليدي		مسكن هش	
	م (%)	غ م (%)	م (%)	غ م (%)	م (%)	غ م (%)	م (%)	غ م (%)
الأسر البسيطة	14,8	85,2	12,3	87,7	15,1	84,9	17,2	82,8
الأسر الموسعة 1	13,9	86,1	12,0	88,0	14,7	85,3	17,2	82,8
الأسر الموسعة 2	25,2	74,8	21,0	79,0	21,8	78,2	20,8	79,2
الأسر المركبة	24,9	75,1	13,0	87,0	25,3	74,7	20,0	80,0
المجموع	16,7	83,3	13,2	86,8	16,1	83,9	17,4	82,6

تبين من خلال التوزيع النسبي بين النسوة المنجبات و غير المنجبات أن نسب المنجبات المنتميات إلى الأسر البسيطة و نسب المنجبات المنتميات إلى الأسر الموسعة من النموذج الأول تميزت بتقارب كمي جد كبير مهما كان النوع السكني للأسرة كما تميزت بأنها اقل و بفارق كبير من نسب المنجبات في الأسر الموسعة من النموذج الثاني و الأسر المركبة، و اقل نسبة للمنجبات سجلتها نسوة الأسر الموسعة من النموذج الأول القاطنة بمساكن من نوع شقق قيمتها 12% من مجموع أسر هذه البنية في المقابل اكبر نسبة للنسوة المنجبات سجلتها النسوة المنتميات إلى الأسر المركبة القاطنة بمنازل تقليدية بقيمة 25,3% من مجموع أسر، عند مقارنة نسب المنجبات بين مختلف أنواع السكنات وجدنا أن النسوة القاطنات بشقق سجلن اقل النسب مقارنة بنسب المنجبات في الأنواع السكنية الأخرى مهما كانت البنية الأسرية، من خلال ما تقدم تبين وصفاً ان الأسر البسيطة و الأسر الموسعة من النموذج الأول أدت إلى خفض نسب الإنجاب لدى النسوة مهما نوع السكن القاطنة به الأسر و بالتالي خفض مستوى الخصوبة على الأسر ما تميزت به الأسر الموسعة من

النموذج و الأسر المركبة، كما تبين أن السكنات من نوع شقق أدت إلى خفض الخصوبة لنسوة الأسر القاطنة بها، و هذا الناتج الوصفي هو نفسه المتوصل إليه عند اعتماد كل من المؤشر التركيبي للخصوبة و معدلات الخصوبة العامة كمعيار لقياس التفاوت الخصوبي للأسر حسب نوع السكن.

لتأكيد العلاقة بين البنى الأسرية و الخصوبة اعتمادا على نوع السكن المتوصل إليها في الفقرات السابقة إحصائيا و لكون المتغيرات محل الملاحظة كيفية ووظفنا الاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية بين المتغيرين البنية الأسرية و الحالة الإنجابية حسب كل نوع سكني، بحيث سنختبر استقلالية المتغيرين البنى الأسرية و الحالة الإنجابية عند كل نوع سكني على حدة، عموما يقوم الاختبار المذكور على اختبار الفرضية الصفرية التي تنص على استقلالية البنى الأسرية عن الحالة الإنجابية للنسوة عند كل نوع سكني ضد الفرضية البديلة التي تقوم على وجود علاقة دالة إحصائيا بين البنية الأسرية و الحالة الإنجابية في كل نوع من السكنات.

إتماما للاختبار طبقنا البرنامج الإحصائي SPSS الذي نتج عند العمل به ما هو ملخص في الجدول التالي، لاحظنا أن الجدول مكون من أربعة أجزاء كل جزء يتعلق باختبار استقلالية المتغيرين لدى الأسر القاطنة بنوع معين من السكنات و بحكم وجود أربعة أنواع سكنية نتجت أربعة أجزاء، تبين من خلال الناتج أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة بين المتغيرين 115,533، 20,288، 28,019 و 0,466 على الترتيب لدى المنازل الفردية، الشقق، المنازل التقليدية و المساكن الهشة بينما القيمة المجدولة لكاف مربع المستخرجة من جدول توزيع قانونه عند درجة الحرية $n = 3$ و مستوى المعنوية 0,05 فهي 7,82، بالمقارنة بين القيم المحسوبة لكاف و القيمة النظرية و جدنا أن قيمته المحسوبة لدى الأسر القاطنة بالمنازل الفردية، الشقق و المنازل التقليدية اكبر من القيمة المجدولة بينما القيمة المحسوبة الخاصة الأسر القاطنة بالمنازل الهشة فوجدناها اقل من نظيرتها المجدولة، و بخصوص مستوى الدلالة الناتج عن الاختبار وجدنا قيمته 0,000 بالنسبة لاختبار استقلالية المتغيرين على مستوى الأسر القاطنة بالمنازل الفردية، الشقق و المنازل التقليدية التي تعتبر اقل مقارنة من مستوى المعنوية 0,05، أما قيمة مستوى الدلالة الناتج عن الاختبار فيما يخص الأسر القاطنة بالمنازل الهشة فوجدناه 0,926 اكبر من مستوى المعنوية المقارن به.

Tests du Khi-deux

Type de logement		Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Maison individuelle- villa	Khi-deux de Pearson	115,533	3	,000
	Rapport de vraisemblance	106,657	3	,000
	Nombre d'observations valides	9294		
Appartement	Khi-deux de Pearson	20,288	3	,000
	Rapport de vraisemblance	18,024	3	,000
	Nombre d'observations valides	3283		
Maison traditionnelle	Khi-deux de Pearson	28,019	3	,000
	Rapport de vraisemblance	25,692	3	,000
	Nombre d'observations valides	5053		
Habitat précaire	Khi-deux de Pearson	,466	3	,926
	Rapport de vraisemblance	,446	3	,931
	Nombre d'observations valides	792		

اعتمادا على المقارنات السابقة بين نتائج اختبار الاستقلالية بين البنية الأسرية و الحالة الإنجابية حسب كل نوع سكني و ما يقابلها من قيم نظرية، فإننا نقبل الفرضية البديلة بالنسبة للأسر القاطنة بالمنازل الفردية، الشقق و المنازل التقليدية و التي تفيد بوجود ارتباط دال إحصائيا بين المتغيرين على مستوى الأسر القاطنة بهذه المساكن، بينما نقبل الفرضية الصفرية التي تنص على انعدام وجود علاقة بين المتغيرين على مستوى الأسر القاطنة بالمساكن الهشة.

على أساس ما نتج من الاختبار الإحصائي للاستقلالية، يمكن القول بان هناك اختلاف دال بين نسب المنجبان حسب انتمائهن الأسري لدى الأسر القاطنة بالمنازل الفردية، الشقق و المنازل التقليدية أي أن النسوة المنتميات إلى هذه الأسر تأثرن من حيث حالتهم الإنجابية أي خصوبتهن بالبنى الأسرية عن طريق نوع السكن القاطنة به و على خلاف ذلك لم تؤثر البنى الأسرية في الحالة الإنجابية للنسوة في الأسر القاطنة بالمنازل الهشة، و بحكم قلة نسبة الأسر القاطنة بمنازل هشة إذ لم تمثل سوى نسبة 4,3% من مجموع الأسر حسب معطيات الجدول رقم 41.5 الخاص بتوزيع الأسر حسب نوعية السكن المدرج في الفصل السابق من هذه الدراسة يمكن إهمال عدم التأثير الخاص بها مقارنة بما تبقى من النسب و على هذا الأساس يمكن القول بان توجه الأسر الجزائرية نحو الأسر البسيطة و انحرافها عن الأسر المركبة ساهم في خفض الخصوبة عن طريق نوع السكن المقام به من طرف الأسر.

3.4.5.6 - علاقة التراكيب العائلية بالخصوبة اعتمادا على السكن:

تبين في فقرات سابقة إثبات وجود علاقة بين متغير التركيبة العائلية للأسرة و الخصوبة بحيث أثبتنا أن توجه الأسر الجزائرية نحو التركيبة العائلية البسيطة أدى إلى انخفاض مستوى الخصوبة في الجزائر، كما تبين كذلك في الفصل السابق الخاص بخصائص الأسر الجزائرية وجود علاقة بين التراكيب العائلية للأسر و نوع السكن للأسرة، وبما أن التركيبة العائلية للأسرة تترجم التوجه العائلي للأسرة اعتمادا على قرابات أرباب العائلات برب الأسرة فان هذا التوجه قد يرتبط باختيار نوع سكني معين دون سواه من السكنات الأخرى و بهذا الاختيار قد تتأثر الخصوبة.

لرصد العلاقة بين المتغيرين التركيبة العائلية للأسرة و الخصوبة بإدراج نوع السكن القاطنة به الأسرة تم حساب المؤشرين الدالين على المستوى الخصوبي المؤشر التركيبي للخصوبة و معدل الخصوبة العامة حسب المتغيرين التركيبة العائلية و النوع السكني بعد استخراج ما يلزم من معطيات لحسابهما اعتمادا على قاعدة البيانات التي وفرها المسح بعد تحضيرها للدراسة، النتائج المتوصل تم تلخيصها في الجدولين رقمي 57.6 و 58.6، كل جدول يخص نتائج مؤشر.

جدول رقم 57.6: المؤشر التركيبي للخصوبة حسب التراكيب العائلية و نوع السكن

نوع السكن				التراكيب العائلية
منزل هش	منزل تقليدي	شقة	منزل فردي	
2,78	2,46	2,05	2,40	التركيبة البسيطة
2,76	3,02	3,53	3,03	التركيبة التصاعدية
2,23	2,35	2,09	2,56	التركيبة التنازلية
3,68	1,88	1,17	2,34	التركيبة العرضية
3,67	1,96	1,62	2,30	التركيبة المركبة
2,74	2,47	2,06	2,49	المجموع

تبين من خلال النتائج المتعلقة بالمؤشر التركيبي الملخصة في الجدول أعلاه أن الأسر ذات التركيبة العائلية العرضية تميزت بأقل القيم الخاصة بالمؤشر على مستوى المنازل الفردية، الشقق و المنازل التقليدية بحيث بلغت قيم المؤشر 2,34 طفل لكل امرأة، 1,17 طفل لكل امرأة و 1,88 طفل لكل امرأة على الترتيب،

بينما تميزت الأسر ذات التركيبة العائلية التصاعدية بعكس ذلك لذ سجلت اكبر قيم المؤشر على مستوى الأنواع السكنية المذكورة أكبرها على الإطلاق تم تسجيله على مستوى أسرها القاطنة بشقق الذي بلغ 3,53 طفل لكل امرأة، أما الأسر القاطنة بالمنازل الهشة فقد سجلت اكبر القيم التي تخص المؤشر الملاحظ على مستوى التركيبين العائليتين العرضية و المركبة إذ بلغ 3,68 طفل لكل امرأة و 3,67 طفل لكل امرأة على التوالي.

عموما إذا أردنا ترتيب قيم المؤشر حسب التركيبة العائلية أو حسب نوع السكن للأسرة فإن ذلك يخلق نوعا من الصعوبة بحكم أن قيم المؤشر لم تمتاز بالتحيز الكمي المطلق لأي صفة من صفات المتغيرين إذ تذبذبت قيمه في تحيزها عند إشراك المتغيرين التركيبة العائلية و نوع السكن معا تحت الملاحظة غير انه و بشكل عام عند اخذ المؤشر التركيبي كمياري لقياس المستوى الخصوبي يمكن القول بان الأسر القاطنة بشقق و منازل فردية تميزت بمستوى خصوبي اقل مقارنة بالأسر القاطنة بالمنازل التقليدية و المنازل الهشة، و كمقارنة بين المستوى الخصوبي بين التراكيب العائلية حسب نوع المساكن فان الأسر ذات التركيبة البسيطة و التركيبة العرضية تميزت عموما بمستوى خصوبي اقل مقارنة من أسر بقية التراكيب العائلية.

تم تلخيص القيم الناتجة الخاصة بمعدل الخصوبة حسب التركيبة العائلية للأسرة و نوع المسكن للأسرة في الجدول التالي، الذي تبين من خلاله وجود تباين كمي هام بين قيم هذا المؤشر بين مختلف أنواع السكنات حسب التركيبة العائلية للأسر القاطنة بها، بحيث وجدنا أن الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة تميزت بمعدلات خصوبة عامة اقل مقارنة بباقي التراكيب العائلية للأسر مهما كان نوع السكن إذا استثنينا المساكن الهشة، اقل هذه القيم نتجت لدى الأسر القاطنة بشقق بقيمة 55,97 طفل لكل ألف امرأة، في المقابل لم تستقر القيمة الأكبر لهذا المؤشر بين مختلف التراكيب العائلية عند تركيبة عائلية محددة على مستوى جميع الأنواع السكنية.

إذ لاحظنا أن الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية سجلت اكبر المستويات لهذا المؤشر مقارنة ببقية التراكيب الأخرى على مستوى المنازل الفردية و المنازل التقليدية بقيمة 101,19 طفل لكل ألف امرأة و 90,5 طفل لكل ألف امرأة على التوالي، أما الأسر ذات التركيبين العائليتين التصاعدية و العرضية فقد سجلت اكبر القيم في المؤشر المحسوب على مستوى الشقق و المساكن الهشة ببلوغه على الترتيب 86,64 طفل لكل ألف امرأة و 133,33 طفل لكل ألف امرأة.

جدول رقم 57.6: معدلات الخصوبة العامة حسب التراكيب العائلية و نوع السكن

نوع السكن				التراكيب العائلية
مسكن هش	منزل تقليدي	شقة	منزل فردي	
81,65	65,80	55,97	64,02	التركيبة البسيطة
95,89	86,02	86,64	78,86	التركيبة التصاعدية
73,68	90,50	79,35	101,19	التركيبة التنزلية
133,33	55,00	44,20	68,49	التركيبة العرضية
78,95	73,97	70,42	92,80	التركيبة المركبة
80,92	69,11	58,97	71,38	المجموع

كمقارنة لمعدلات الخصوبة العامة للنسوة بين مختلف الأنواع السكنية حسب التركيبة العائلية للأسرة، وجدنا أن الأسر القاطنة بشقق تميزت بأقل معدلات خصوبة عامة مقارنة بباقي الأنواع السكنية مهما كانت التركيبة العائلية للأسرة باستثناء التركيبة العائلية التصاعدية، أما أكبر قيم معدلات الخصوبة العامة بين مختلف الأنواع السكنية فقد تشاركت فيها الأسر القاطنة بمنازل هشة و الأسر القاطنة بالمنازل الفردية بحيث تميزت المساكن الهشة بأكثر القيم لدى التراكيب العائلية البسيطة، التصاعدية و العرضية التي تميزت بأكثر القيم و التي بلغت 133,33 طفل لكل ألف امرأة، أما المنازل الفردية فسجلت أكبر القيم مقارنة ببقية المساكن على مستوى التركيبين العائليتين التنزلية و المركبة. من خلال ما تقدم و بأخذ معدل الخصوبة العامة كمعيار عاكس للمستوى الخصوبي يمكن القول بان الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة تميزت بأقل المستويات الخصوبية مهما كان نوع السكن للأسر مقارنة ببقية التراكيب العائلية التي عرفت مستوى خصوبي مرتفع و لكن باختلاف بين مختلف الأنواع السكنية، كما السكنات من نوع الشقق فقد تميزت بأقل المستويات الخصوبية مقارنة ببقية الأنواع مهما كانت التركيبة العائلية للأسرة القاطنة بها بينما السكنات الهشة و الفردية فقد تميزت بعكس ذلك مهما كان التركيبة العائلية، و عليه يمكن القول أن من بين أسباب التباين في المستوى الخصوبي بين الأنواع السكنية راجع إلى طبيعة التراكيب العائلية للأسر القاطنة بها و عموما فان توجه الأسر الجزائرية إلى التراكيب العائلية البسيطة و السكن بشقق من شأنه خفض الخصوبة في الجزائر.

تأكيدا لما تم التوصل إليه عند اعتمادنا على المؤشر التركيبي للخصوبة و معدلات الخصوبة العامة كمعيار لقياس المستوى الخصوبي حسب التركيبة العائلية للأسرة و نوع السكن، وظفنا متغير الحالة الإنجابية للنسوة المتزوجات خلال السنة السابقة لانجاز المسح، بحيث يتمحور هذا المتغير حول نسبة النسوة

المنجبات و نسبة النسوة غير المنجبات خلال السنة حسب التركيبة العائلية للأسرة و نوع السكن، لحساب النسب حسب الحالة الفردية تم استخراج المعطيات اللازمة لذلك من قاعدة البيانات الموفرة من طرف المسح و نقصد بها عدد إجمالي النسوة المتزوجات في السن الإيجابي، عدد النسوة المتزوجات المنجبات و عدد المتزوجات غير المنجبات، النتائج المتحصل عليها تم تلخيصها في الجدول التالي رقم 58.6 الذي لخصنا فيه التوزيع النسبي للنسوة المتزوجات الواقعة أعمارهن في السن الإيجابي حسب المتغيرات الحالة الإيجابية، التركيبة العائلية للأسرة و نوع السكن الذي تقطن به الأسرة. و الذي تبين من خلاله عموماً وجود تفاوت بين نسب النسوة المتزوجات المنجبات و نسب النسوة المتزوجات غير المنجبات بين مختلف أنواع المساكن من جهة و بين مختلف التراكيب العائلية للأسر من جهة أخرى، كما تبين في نفس الوقت وجود تباين في نسب المنجبات بين مختلف الأنواع السكنية و بين مختلف التراكيب العائلية.

جدول رقم 59.6: توزيع النسوة حسب التراكيب العائلية، الإنجاب و نوع السكن

التركيبة العائلية		منزل فردي		شقة		منزل تقليدي		مسك نهش	
م (%)	غ م (%)	م (%)	غ م (%)	م (%)	غ م (%)	م (%)	غ م (%)	م (%)	غ م (%)
التركيبة البسيطة	14,8	85,2	12,3	87,7	15,1	84,9	17,2	82,8	
التركيبة التصاعدية	15,6	84,4	17,5	82,5	16,7	83,3	17,9	82,1	
التركيبة التنازلية	25,6	74,4	20,0	80,0	24,0	76,0	17,9	82,1	
التركيبة العرضية	17,6	82,4	10,7	89,3	13,9	86,1	30,8	69,2	
التركيبة المركبة	22,6	77,4	13,5	86,5	19,4	80,6	23,1	76,9	
المجموع	16,7	83,3	13,2	86,8	16,1	83,9	17,4	82,6	

تمثل التباين في توزيع النسب المشار إليه في انخفاض نسبة النسوة المتزوجات المنجبات على مستوى الأسر ذات التركيبة العائلية البسيطة مقارنة بمختلف التراكيب العائلية الأخرى مهما كان نوع المسكن الملاحظ أقل هذه النسب سجلتها المنجبات في الأسر القاطنة بالشقق ذات القيمة 12,3% أما أكبرها فخصت المنجبات للأسر القاطنة بسكنات هشة البالغة 17,2% من مجموع متزوجات التركيبة، أما أكبر نسب المنجبات كمقارنة بين التراكيب العائلية حسب نوع السكن فقد كانت على مستوى الأسر ذات التركيبة العائلية التنازلية مهما كان نوع السكن للأسرة باستثناء المساكن الهشة التي سجلت فيها أسر التركيبة العائلية أكبر

النسب للمنجنات على الإطلاق ببلوغها 30,8% من مجموع النسوة المتزوجات المنتميات للتركيبة العرضية القاطنة بمساكن هشة، أما الأسر ذات التركيبة العائلية المركبة فقد سجلت المنجنات المنتميات إليها نسبة معتبرة كليا وردت في ترتيبها الثاني عموما بعد أسر التركيبة التنازلية. عند المقارنة بين نسب المنجنات بين أنواع السكن حسب التراكمب العائلية للأسر وجدنا عموما أن الأسر القاطنة بالشقق و القاطنة بالمنازل الفردية تميزت بنسب اقل من نسب المنجنات في الأنواع السكنية الأخرى مهما كانت التركيبة العائلية للأسر، ما توصلنا إليه عند اعتماد الحالة الإنجابية للنسوة المتزوجات خلال السنة السابقة للمسح جاء مطابقا عند اخذ كل من المؤشر التركيبي للخصوبة و معدلات الخصوبة العامة للتعبير عن المستوى الخصوبي حسب المتغيرين التركيبة العائلية و النوع السكني للأسر في الفترتين السابقتين.

ما تم التوصل إليه في الفقرات السابقة بخصوص العلاقة الكائنة بين التركيبة العائلية للأسرة و الخصوبة بتوظيف المؤشر التركيبي للخصوبة و معدلات الخصوبة العامة ونسبة النسوة المتزوجات المنجنات اعتمادا على نوع السكن للأسرة يعتبر صالحا و صحيحا من الناحية الوصفية فقط على مستوى الأسر المستهدفة في المسح و بهدف إثباته و البرهنة عليه إحصائيا حتى نتمكن من تعميم العلاقة على سائر الأسر الجزائرية و جب الاعتماد على الاختبار الإحصائي حتى تتبين صلاحية العلاقة المتوصل إليها على مستوى كل الأسر الجزائرية و الاكتفاء بوجودها فقط على مستوى عينة الأسر المستهدفة، بلوغا لهذه الغاية وظفنا الاختبار الإحصائي كاف مربع للاستقلالية بين المتغيرين التركيبة العائلية للأسر و الحالة الإنجابية حسب كل نوع سكني بحكم أن المتغيرات محل الاختبار تعد متغيرات كيفية، يقوم اختبار الاستقلالية في هذه الحالة على اختبار الفرضية الصفرية التي تنص على استقلالية التركيبة العائلية للأسر عن الحالة الإنجابية للنساء على مستوى كل نوع سكني من بين الأنواع الملاحظة ضد الفرضية البديلة التي تنص على وجود علاقة دالة إحصائيا بين التركيبة العائلية للأسر و الحالة الإنجابية للنسوة على مستوى كل نوع من السكنات، و لوجود أربع أنواع سكنية ستكون الفرضية الصفرية مكونة من أربعة فرضيات صفرية جزئية كل منها يخص نوعا سكنيا محدد نفس الشيء يخص الفرضية البديلة، أي أننا سنختبر استقلالية المتغيرين عند كل نوع سكني بمعزل عن الأنواع السكنية الأخرى.

لإتمام الاختبار المذكور بالشكل المطروح اعتمدنا علنا البرنامج الإحصائي SPSS الذي زدنا بالنتائج المبينة في الجدول التالي، من خلال ما نتج وجدنا أن الجدول يحوي أربعة أجزاء كل واحد منها خاص باختبار استقلالية التركيبة العائلية للأسر عن الحالة الإنجابية للنسوة لدى الأسر القاطنة بأحد أنواع السكنات أي يخص فرضيتين جزئيتين صفرية و بديلة، تبين من خلال النتائج أن قيمة إحصائية كاف مربع المحسوبة بين المتغيرين على مستوى كل من المنازل الفردية، الشقق، المنازل التقليدية و المساكن الهشة وردت على التوالي 104,004، 19,148، 28,33 و 2,443 في المقابل وجدنا أن القيمة المجدولة لكاف

مربع 7,82 و التي تم استخراجها من جدول التوزيع الخاص بقانونه لدى درجة الحرية $n = 3$ و مستوى المعنوية 0,05، عند المقارنة بين القيم المحسوبة لكاف مربع على مستوى كل نوع سكني و القيمة النظرية و جدنا أن قيمته المحسوبة بين المتغيرين على مستوى الأسر القاطنة بالمنازل الفردية، الشقق و المنازل التقليدية اكبر من القيمة المجدولة بينما القيمة المحسوبة بين المتغيرين على مستوى الأسر القاطنة بالمنازل الهشة فتميزت بالعكس بحيث وجدناها اقل من نظيرتها المجدولة، و بخصوص مستوى الدلالة الناتج عن الاختبار وجدنا قيمته 0,000 بالنسبة لاختبار استقلالية المتغيرين على مستوى الأسر القاطنة بالمنازل الفردية، الشقق و المنازل التقليدية و هي اقل مقارنة مع مستوى المعنوية 0,05، بينما قيمة مستوى الدلالة الناتج عن الاختبار بين المتغيرين على مستوى الأسر القاطنة بالمنازل الهشة فوجدناه 0,785 الذي يعد اكبر مقارنة من مستوى المعنوية المذكور.

Tests du Khi-deux

Type de logement		Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Maison individuelle- villa	Khi-deux de Pearson	104,004	5	,000
	Rapport de vraisemblance	95,611	5	,000
	Nombre d'observations valides	9294		
Appartement	Khi-deux de Pearson	19,148	5	,002
	Rapport de vraisemblance	17,613	5	,003
	Nombre d'observations valides	3283		
Maison traditionnelle	Khi-deux de Pearson	28,330	5	,000
	Rapport de vraisemblance	25,912	5	,000
	Nombre d'observations valides	5053		
Habitat precare	Khi-deux de Pearson	2,443	5	,785
	Rapport de vraisemblance	2,248	5	,814
	Nombre d'observations valides	792		

استنادا على المقارنات بين ما نتج عن اختبار كاف مربع لاستقلالية للتراكيب العائلية للأسر عن الحالة الإنجابية حسب كل نوع سكني و القيم النظرية الموافقة لها، فإننا نقبل الفرضيات الجزئية البديلة على مستوى الأسر القاطنة بالمنازل الفردية، الشقق و المنازل التقليدية التي تنص على وجود ارتباط دال إحصائيا بين المتغيرين على مستوى الأسر القاطنة بهذه المساكن، بينما نقبل الفرضية الصفرية الجزئية الرابعة المتعلقة بالمساكن التي تنص على انعدام علاقة بين التراكيب العائلية للأسر و الحالة الإنجابية للنسوة على مستوى الأسر القاطنة بالمساكن الهشة. بقبول الفرضيات الجزئية البديلة الثلاث الأولى و قبول الفرضية الصفرية الجزئية الرابعة يمكن القول بان هناك اختلاف دال إحصائيا بين نسب النسوة المنجبات حسب التراكيب العائلية للأسر المنتميات إليها على مستوى المنازل الفردية، الشقق، و المنازل التقليدية على

هذا الأساس فان النسوة المنتميات إلى هذه الأسر تأثرن من حيث حالتهم الإنجابية بالتركيبة العائلية للأسر المنتميات إليها عن طريق نوع السكن القاطنة به الأسرة و على خلاف ذلك لم تؤثر التركيبة العائلية للأسر على الحالة الإنجابية للنسوة على مستوى الأسر القاطنة بالمنازل الهشة. غير أننا لاحظنا و حسب معطيات الجدول رقم 41.5 الوارد في الفصل السابق من هذه الدراسة و الذي لخصنا فيه التوزيع النسبي للأسر حسب نوعية السكن أن نسبة الأسر القاطنة بمنازل هشة لم تتعد القيمة 4,3% من مجموع الأسر أي أنها كانت جد متدنية كميًا مقارنة مع نسب الأنواع السكنية الأخرى، و بسبب ضالة انتشار هذا النوع من المساكن مقارنة بغيره فإنه يمكن إهمال عدم التأثير بين المتغيرين التركيبية العائلية و الحالة الإنجابية للنسوة بهذه المساكن و اخذ القرار الخاص بالتأثير اعتمادا على نسبة المساكن المتبقية البالغة 95,7%، و على هذا الأساس يمكن القول بان توجه الأسر الجزائرية نحو الأسر ذات التركيبية العائلية البسيطة مع انحرافها عن الأسر ذات التراكيب الأخرى عمل على خفض مستوى الخصوبة في الجزائر عن طريق نوع السكن الذي تقطن به الأسر.

كمقارنة بين تأثير البنى الأسرية على الخصوبة في الجزائر عن طريق نوع السكن و تأثير التراكيب العائلية على الخصوبة عن طريق نوع السكن، وجدنا أن البنى الأسرية ذات تأثير أكبر على الخصوبة في الجزائر مقارنة بالتركيبة العائلية على مستوى الأسر القاطنة بالمنازل الفردية و شقق لان قيمتي كاف مربع للاستقلالية 115,533 و 20,288 المحسوبتين اعتمادا على البنى الأسرية على مستوى المنازل الفردية و شقق و ردت أكبر من نظيرتيها 104,004 و 19,148 المحسوبتين اعتمادا على التراكيب العائلية على مستوى نفس النوع السكني، بينما تأثير التراكيب العائلية على الخصوبة اعتمادا على نوع السكن على مستوى الأسر القاطنة بمنازل تقليدية و منازل هشة كان أكبر من تأثير البنى الأسرية على مستوى هذه المساكن بحكم أن قيمتي كاف مربع للاستقلالية 28,33 و 2,443 المحسوبتين اعتمادا على التراكيب العائلية على مستوى هذه المساكن وجدناهما أكبر من قيمتيه 28,019 و 0,466 المحسوبتين اعتمادا على البنى الأسرية. وكمقارنة لتأثير النماذج الأسرية عموما على الخصوبة بين الأنواع السكنية، يمكن القول بان تأثير النماذج الأسرية على الخصوبة اعتمادا على نوع السكن كان أكبر على مستوى المنازل الفردية، الشقق، المنازل التقليدية ثم المساكن الهشة و ذلك اعتمادا على قيم كاف مربع المحسوبة على مستوى كل نوع سكني.

خاتمة:

تميز الاتجاه العام للخصوبة في الجزائر بتوجهه نحو الانخفاض عموماً من سنة 1966 إلى غاية 2006، غير أن انخفاضها لم يمتز باستمراريته المطلقة بدلالة الزمن بحيث انخفض المؤشر التركيبي في الجزائر و بشكل متواصل من 7,4 طفل لكل امرأة إلى 2,2 طفل لكل امرأة ثم ارتفع نسبياً إلى 2,7 طفل لكل امرأة سنة 2006، و من الملاحظ عند دراسة توجه الأسر الجزائرية بدلالة الزمن أن الأسر الجزائرية تميزت بتوجهها نحو النماذج الأسرية البسيطة دون غيرها من النماذج الأخرى سالكة نفس المنحى التطوري لمستوى الخصوبة، بحيث لم تمتز هي الأخرى بتوجهها المطلق نحو الزيادة إذ بلغت نسب الأسر البسيطة من 59,39% من مجموع الأسر الجزائرية سنة 1966 لترتفع و باستمرار نحو الزيادة بدلالة الزمن إلى أن بلغت 71,05% سنة 1998 ثم انخفضت سنة 2002 إلى 70,6% لتعاود ارتفاعها مجدداً سنة 2006 إلى أن بلغت 70,6%، أي أن انخفاض نسبة الأسر البسيط كان سابقاً لانخفاض الخصوبة مما جعلنا ن فكر في إدراج التوجه الخصوبي كمتغير مستقل يعمل على تفسير التغير في الخصوبة.

تم إثبات وجود علاقة بين النماذج الأسرية و الخصوبة، بحيث أثر توجه الأسر الجزائرية إلى النماذج الأسرية (البنى الأسرية و التراكيب العائلية) البسيطة دون غيرها إلى خفض مستوى الخصوبة في الجزائر، و باعتماد النماذج الأسرية كمتغير مستقل يفسر التغير في الخصوبة و كتأكيد على تأثير النماذج في الخصوبة أدرجنا مجموعة من المتغيرات الديموغرافية التي تعكس الواقع الخصوبي مثل الإنجاب، الفرق بين سنة 2006 و سنة آخر إنجاب، تباعد الولادات، الحمل و استعمال وسائل منع الحمل و مجموعة من المتغيرات الديموغرافية التي تعكس السلوك الخصوبي و الخصوبة المستقبلية مثل الرغبة المستقبلية في الحمل، الاستعمال المستقبلي لوسائل منع الحمل و الرغبة في ولادة طفل آخر مستقبلاً. إضافة إلى المتغيرات المذكورة تم توظيف مجموعة من المتغيرات الأخرى الاجتماعية ذات الطابع الديموغرافي مثل المنطقة السكنية، المستوى التعليمي للنسوة، عمل المرأة و نوع السكن.

المتغيرات المذكورة في الفقرة السابقة كلها استعملت كمتغيرات وسيطية تؤثر في المستوى الخصوبي، أي أن النماذج الأسرية أثرت في هذه المتغيرات التي بدورها أثرت على مستوى الخصوبة، بحيث تأثرت هذه المتغيرات بالنماذج الأسرية قبل أن تؤثر في الخصوبة، و تم إثبات تأثير النماذج الأسرية على الخصوبة عن طريق كل المتغيرات المذكورة في الخصوبة من زاويتين، الأولى وصفاً من خلال القراءة الوصفية للبيانات المستخرجة من قاعدة البيانات التي وفرها المسح و من خلال البيانات التي تم حسابها اعتماداً على بيانات المسح، و الثانية إحصائياً أي عن طريق الإثبات و البرهنة الإحصائية لوجود العلاقة بين النماذج الأسرية و الخصوبة عن طريق المتغيرات المذكورة اعتماداً على الأساليب الإحصائية المناسبة المختارة بدلالة الغرض من الإثبات و نوع المتغيرات.

خلاصة عامة

تمحور موضوع الدراسة حول النماذج الأسرية في الجزائر من حيث نسب انتشارها و توجهها بين أوساط الأسر الجزائرية مع رصد كل خصائصها و بالأخص الديموغرافية منها، إضافة إلى علاقة هذا التوجه بالخصوبة في الجزائر، قبل الخوض في تبيان الخصائص الآنية و علاقتها بالخصوبة كان لزاما عنا تتبع مجمل الأعمال الديموغرافية التي تناولت الجزء الأول من هذا الموضوع أي النماذج الأسرية في الجزائر، و نقصد بهذه الأعمال التعدادات، المسوح و الدراسات بهدف تقييمها أولا من حيث المعيار المتبنى في كل عمل ثم كشف النقائص التي وردت فيها بهدف تجنبها في النمذجة المقترحة في هذه الدراسة، و ثانيا كتمهيد لتبرير تبني المعيار الذي اعتمدنا عليه في بناء النماذج الأسرية.

لصعوبة تبني أسلوب المسح بالعينة لتكوين عينة تمثيلية من الأسر من شأنها تمثيل كل الأسر الجزائرية أي سحب مجموعة من الأسر من كل ولاية من طرفنا قمنا باستغلال قاعدة البيانات الخام التي وفرها المسح العنقودي المتعدد المؤشرات المنجز سنة 2006 من طرف الديوان الوطني للإحصائيات المعروف اختصارا بـ MICS3 و ذلك بعد إدراج مجموعة من المتغيرات تعبر عن النماذج المقترحة. قبل استغلال قاعدة البيانات الجاهزة قمنا بتقييم البنية من حيث سلامتها و إمكانية استغلالها فيما يخص التركيب العمري و النوعي لمجموع الأفراد المستهدفين في المسح، أين وجدنا أن البنية جد سليمة مع إمكانية الوثوق في كل النتائج و المؤشرات المستوحاة منها.

عند تتبع مختلف الأعمال التي حاولت بناء النماذج الأسرية في الجزائر ابتداء من تعداد 1966 وجدنا بعضها اتخذ عدد العائلات في كل أسرة كمعيار للبناء، و أخرى اعتمد على نوع الأسر، و ما لاحظناه عموما أن كل هذه المحاولات أهملت العلاقة بين الأسرة و العائلات المكونة لها كما أهملت بعض الأعمال عدة توفيقات من تشكيلات الأفراد الممكن أن يكونوا أسرة و بالأخص الفرد المقيم لوحده، أو مجموعة الأفراد المتواجدين دون علاقة دموية بينهم أو مجموعة الأخوات و الإخوة المقيمين معا بالرغم من انتشار هذه التشكيلات بين مجموع الأسر الجزائرية، و على هذا الأساس قررنا اعتماد نمذجة مزودجة تمتاز بالتوافق و التكامل فيما بينها بحيث تعبر الأولى عن البنى الأسرية المترجمة للبعد الأسري و الثانية التراكيب العائلية للأسر التي تترجم الاتجاه العائلي داخل الأسرة، كلا النمذجتين بُنيتا على معيار صلة القرابة بين أفراد الأسرة و رب الأسرة، بحيث تحوي النمذجتين كل التشكيلات من الأفراد الممكن مصادفتهم كأسر في المجتمع السكاني الجزائري، إثباتا لدقة النمذجتين و شموليتهما تم الاعتماد على الملاحظة الوصفية المقارنة بين نماذج الدراسة و نماذج باقي الأعمال ثم اعتماد الإثبات الإحصائي لصحة هذا الطرح.

أضفنا المتغيرات البنية الأسرية، التركيبية العائلية للأسرة، رب الأسرة، زوجة رب الأسرة، رب العائلة و زوجة رب العائلة إلى قاعدة البيانات التي وفرها المسح بحكم أنها لم تكن مدرجة فيها بحكم أن المسح لم ينجز لهذا الهدف بل لغايات أخرى، المتغيرات التي أضفناها إلى الملف تم التعبير عنها بمدليل و تم حجز هذه المدليل يدويا، و للتحقق من عدم ورود أي خطأ يخص مدليل المتغيرات المحجوزة تم الاعتماد على الجداول المتقاطعة أين تم تصحيح الأخطاء الخاصة بالحجز إلى غاية خلو القاعدة تماما من الخطأ و بذلك أصبحت جاهزة للاستعمال بشكل مطلق.

وجدنا عند استغلال الملف بعد تحضيره أن الأسر الجزائرية توجهت سنة 2006 نحو النموذج الأسري البسيط على حساب باقي النماذج الأسرية بحيث بلغت نسبة الأسر ذات البنية الأسرية البسيطة 76,6% من مجموع الأسر بينما لم تبلغ نسبة الأسر ذات البنية الأسرية المركبة سوى 2,5% من مجموع الأسر، و للتأكد من التوزيع الأسري المتوصل إليه و مدى مطابقته للتوزيع على مستوى سائر الأسر الجزائرية وظفنا الاختبار الإحصائي كاف مربع أين ثبت تطابق النسب الأسرية حسب الانتماء الأسري المتحصل عليها انطلاقا من قاعدة البيانات مع النسب الأسرية على المستوى الوطني و عليه فان الفرضية المتبناة في الدراسة التي مفادها أن الأسر الجزائرية تتجه نحو البنية الأسرية البسيطة بينما تبتعد عن البنية الأسرية الأخرى محققة و بالأخص ابتعادها و انحرافها عن التوجه نحو الأسر المركبة.

تتبعنا التطور في نسب الأسر حسب بناها الأسرية باتخاذ النمذجة الأسرية المتبناة خلال تعداد 1966 كمرجع انطلاقي، أين وجدنا أن الأسر الجزائرية في توجه مستمر بدلالة الزمن نحو النموذج الأسري البسيط على حساب بقية النماذج، بحيث كانت أسر البنية البسيطة ممثلة لنسبة 59,39% سنة 1966 لتنتقل إلى 76,6% من مجموع الأسر الجزائرية، قبل التتبع التطوري الزمني أدخلنا بعض التعديلات على النماذج الأسرية المستخلصة من التعدادات التي سبقت مسح 2006 بهدف توحيد النمذجة و بالتالي إمكانية المقارنة و التتبع زمنيا لان التعدادات السابقة للمسح أفرزت عددا من النماذج الأسرية يختلف عن عدد النماذج المتبناة في دراستنا، و بعد تتبع تشكيلات الأفراد المكونين لكل نموذج أسري في التعدادات أمكننا جمع مجموعة من نسب نماذج بدلالة الأفراد المشكلين لأسر كل نموذج لتشكل نسبة لأسر نموذج واحد يتطابق مع احد النماذج المتبناة في دراستنا.

تم كشف مجموعة من الخصائص الأسرية الديموغرافية و الاقتصادية ميزت الأسر الجزائرية سنة 2006، و كل المؤشرات المتوصل إليها من خلال قاعدة البيانات تم تتبعها و إثباتها وصفا من خلال القراءة الوصفية للجداول البسيطة و الجداول المركبة مع إثباتها و البرهنة عليها إحصائيا بإتباع مجموعة من الأساليب الإحصائية الكمية المناسبة المتمثلة في الاختبارات الإحصائية و بالأخص اختبار

كاف مربع للاستقلالية، اختبار ستيودنت "T" و اختبار فيشر القائم على أسلوب تحليل التباين في اتجاه واحد، أين وجدنا أن:

✓ 61,29% من الأسر الجزائرية تقطن بالمنطقة السكنية الحضرية و 59,49% من سكان الجزائر يقطنون بالحضر.

✓ مثل العزاب 52,64% من مجموع الأفراد بينما المتزوجون مثلوا 46% من مجموع الأفراد، تباينت النسب حسب الحالة الزوجية بين الجنسين الذكور و الإناث ، بحيث كانت لدى العزاب 55,53%، 44,47% عند الذكور و الإناث على الترتيب، أما المتزوجين فمثلوا 49,65% و 50,35% عند الجنسين على الترتيب، و فيما يخص أرباب الأسر فقد مثل المتزوجون منهم الأغلبية ببلوغهم 86,68% من مجموع أرباب الأسر.

✓ تميز سكان الجزائر بشبابيتهم إذ بلغت نسبة الأفراد الواقعة أعمارهم اقل من العمر 25 سنة 51,98%، أما الأفراد البالغة أعمارهم أكثر من 65 سنة وجدنا أنها بلغت 5,61% من مجموع السكان و هذا يفيد بان المجتمع السكاني الجزائري يعد شيايبا.

✓ تميز الأسر الجزائرية بقلة حجمها مقارنة بما عرفته سابقا، بحيث وجدنا أن متوسط حجم الأسرة بلغ 5,9 فرد في الأسرة في حين كان 6,36 فرد في الأسرة حسب معطيات مسح 2002، و اكبر قيمه كانت 7,1 فرد في الأسرة التي سجلها حسب نتائج تعداد 1977. على هذا الأساس فان متوسط حجم الأسرة الجزائرية في انخفاض مستمر بدلالة الزمن.

✓ خلصنا إلى أن 49,3% من مجموع الأسر الجزائرية تقطن بمساكن فردية، و فيما يخص نوعية ملكية المساكن فقد وجدنا أن نسبة السكنات المملوكة مثلت 74,5% من مجموع السكنات توزعت بين المملوكة من طرف رب الأسرة بشكل فردي و المملوكة جماعيا من طرف أفراد الأسرة. بلغ معدل شغل الغرف في المساكن عموما مهما كان نوعها و مهما كانت نوعية ملكيتها 1,93 فرد في الغرفة، و على هذا الأساس فإنها تمتاز بكثافة مقبولة.

✓ انتشر التعليم بين أوساط الأفراد بشكل كبير بحيث بلغت نسبة الأفراد المتمدرسين حاليا أو سبق لهم التمدرس 77% من مجموع الأفراد المعنيين بالتمدرس، اختلفت هذه النسبة بين الجنسين إذ مثلت من مجموع الذكور 83,9% في المقابل بلغت 71,4% من مجموع الإناث، عند تركيزنا على أرباب الأسر و زوجاتهم و على أرباب العائلات و زوجاتهم وجدنا أن أرباب الأسر الذين سبق لهم أن تدرسوا بلغت نسبتهم 56,7% في المقابل بلغت نسبة اللواتي تدرسن من مجموع زوجاتهم 50,2%، بينما تساوت نسبة المتمدرسين عند

عند أرباب العائلات و زوجاتهم يبلغها 77.6% ، غير أن هذه النسب تميزت بانخفاضها كلما ارتفع المستوى الدراسي.

✓ تتبعنا خاصية المستوى الاقتصادي للأسر، الذي عبرنا عنه بالحالة الفردية للأفراد وجدنا أن المشتغلين مثلوا 31,9% من مجموع الأفراد في سن العمل، في حين مثلت الماكثات بالبيت نسبة 32,3% من مجموع الأفراد في سن العمل، كما مثل الأفراد الحاملين لصفة تلميذ أو طالب مثلوا نسبة معتبرة من مجموع الأفراد المعنيين يبلغها 13%، و اللافت للانتباه هو ارتفاع نسبة البطالين و التي بلغت 13,1% من مجموع الأفراد في سن العمل.

أشركنا متغيري البنية الأسرية و التركيبية العائلية لإبراز خصائص الأسر من أجل غايتين الأولى تكمن في المقارنة بين مختلف النماذج الأسرية من حيث الخصائص أي كشف خصائص كل بنية أسرية و كل تركيبة عائلية بمعزل عن البنى الأسرية و التراكيب العائلية للأسر الأخرى و الثانية تكمن في كشف تأثير (علاقة) النماذج الأسرية على الخصائص الأسرية أي كشف تأثير التوجه الأسر على تبلور هذه الخصائص بالشكل الذي وجدت عليه، أين وجدنا و صفيا و إحصائيا أن توجه الأسر الجزائرية نحو النموذج الأسري البسيط أي البنية الأسرية البسيطة و التركيبية العائلية البسيطة له علاقة دالة إحصائيا مع هذه الخصائص، بحيث وجدنا أن توجه الأسر الجزائرية نحو النموذج الأسري البسيط و انحرافها عن بقية النماذج أدى إلى:

- ✓ توجه الأسر الجزائرية إلى السكن بالمناطق الحضر على حساب المناطق الريفية
- ✓ تأخر سن الزواج الأول و رفع نسبة العزاب، بحيث بلغت نسبة العزاب في الأسر البسيطة 50,51% من مجموع أفرها بينما بلغت نسبتهم في الأسر المركبة 30,39%.
- ✓ التوجه إلى شبابية المجتمع السكاني أكثر، بحيث وجدنا نسبة الأفراد البالغة أعمارهم خمسة و عشرين سنة فما اقل 55,24% من مجموع أفراد الأسر البسيطة بينما بلغت نسبة نظرائهم من مجموع افراد الأسر المركبة 36,9%، في المقابل و جدنا أن نسبة الأفراد البالغة أعمارهم 65 سنة فما فوق بالأسر البسيطة 3,47% بينما بلغت 9,46% من مجموع الأفراد في الأسر المركبة.
- ✓ خفض متوسط حجم الأسر، إذ وجدنا متوسط حجم الأسر البسيطة بقيمة 5,63 فرد في الأسرة بينما بلغ نظيره في الأسر المركبة 10,27 فرد في الأسرة.
- ✓ التميز بالاستقرار بسكنات تشهد درجات اكتظاظ مقبول بحيث وجدنا معدل شغل الغرف بسكنات الأسر البسيطة 1,96 فرد في الغرفة بينما بلغ هذا المؤشر 2,12 فرد في الغرفة بمساكن الأسر المركبة و التي يمكن تصنيفها بأنها تتميز باكتظاظ حرج.

✓ تشجيع الأفراد على التعليم و على مواصلة التعليم إلى مستويات أعلى بالأخص الإناث منهم، حيث وجدنا أن نسبة أرباب الأسر ذوي المستوى التعليمي العالي في الأسر البسيطة 9,3% من مجموع المتعلمين في هذه الأسر أما زوجاتهم فقد مثلن 6% من مجموع المتعلمات في المقابل بلغت نسبة أرباب الأسر ذوي المستوى التعليمي العالي في الأسر المركبة 7,4% بينما زوجاتهم في هذا المستوى مثلن 4,2% من مجموع المتعلمات في هذا النموذج من الأسر.

✓ تحسين المستوى الاقتصادي للأسرة عموما، و ذلك برفع نسب المشتغلين و تشجيع المرأة على الخروج إلى العمل، إذ وجدنا أن نسبة النسوة الحاملات للصفة مأكثة بالبيت كتعبير عن الحالة الفردية من مجموع الأفراد في الأسر البسيطة 31,4% في حين سجلت نظيرتها من مجموع الأفراد في الأسر المركبة النسبة 37,8%، و عند تتبعنا للحالة الفردية لأرباب الأسر و زوجاتهم بين البنيتين وجدنا أن نسبيتي المشتغلات و الماكثات بالبيت من مجموع زوجات أرباب الأسر في الأسر البسيطة قدرهما على الترتيب 9,4% و 87,9% في المقابل سجلت نظيراتهم في الأسر المركبة على الترتيب النسبتين 2,8% و 91,2%.

بعد أن أثبتنا وصفا و إحصائيا وجود علاقة بين التوجه الأسري في الجزائر نحو النموذج الأسري البسيط مع مجموعة المتغيرات المذكورة، حاولنا إثبات التوجه الأسري بالخصوبة أين وجدنا أن توجه الأسر نحو النموذج البسيط اثر سلبا على مستوى الخصوبة في الجزائر أي أدى إلى خفض الخصوبة بحيث وجدنا عموما قيمة المؤشر التركيبي للخصوبة 2,4 طفل لكل امرأة أما معدل الخصوبة العام فقيمته 68,62 طفل لكل ألف امرأة، على مستوى الأسر البسيطة نتجت قيم المؤشرين اقل كميا من القيم العامة بحيث وجدنا قيمة المؤشرين على الترتيب 2,38 طفل لكل امرأة و 64,03 طفل لكل ألف امرأة و في نفس الوقت تعد اقل القيم الناتجة على مستوى النماذج الأسرية في المقابل نتجت قيم المؤشرين على مستوى الأسر المركبة بأعلى مستوياتها مقارنة بباقي النماذج الأسرية بحيث وجدنا قيمتيهما على الترتيب 2,91 طفل لكل امرأة و 118,53 طفل لكل ألف امرأة.

أكدنا أهمية إدراج متغير النماذج الأسرية في تفسير التغير في المستوى الخصوبي باعتباره متغيرا مستقلا يؤثر في الخصوبة بشكل مباشر، كما يؤثر في جميع الخصائص الديموغرافية للأسر الجزائرية التي بدورها تؤثر في الخصوبة، و على الأساس اعتبرناه كمتغير مستقل يؤثر في مجموعة المتغيرات التي تعد مستقلة بتأثيرها على الخصوبة أي توصلنا إلى إمكانية تسمية مجموعة المتغيرات التي تتأثر بالنموذج الأسري متغيرات وسيطية للتأثير في الخصوبة، بحيث أثبتنا إحصائيا أن التوجه الأسري في الجزائر نحو النموذج الأسري البسيط أدى إلى:

- ✓ خفض نسبة الأمهات المنجبات خلال السنة التي سبقت تاريخ إجراء المسح، بحيث وجدنا أن نسبة المنجبات من مجموع النسوة في البنية الأسرية البسيطة بلغت 14,48% في المقابل بلغت هذه النسبة 23,23% من مجموع النسوة المنتميات إلى الأسر المركبة.
- ✓ شجعت على خفض عدد الولادات خلال خمس سنوات السابقة لتاريخ المسح و بالتالي الخفض من مستوى الخصوبة في الجزائر على عكس الأسر المركبة، بحيث وجدنا أن نسبة النسوة اللواتي لهن ولادة خلال هذه المدة من مجموع الأسر البسيطة 50,4% بينما بلغت نظيرتها من مجموع النسوة في الأسر المركبة 70,9%.
- ✓ شجعت على تباعد الولادات للنسوة، بحيث بعد أن تتبعنا التاريخ الخصوبي للنسوة حسب انتماءاتهن الأسرية وجدنا أن معدل الفرق بين كل ولادتين لدى نسوة الأسر البسيطة 2,30 سنة في المقابل كان لدى نسوة الأسر المركبة 2,14 سنة
- ✓ خفض نسبة النسوة الحوامل، إذ وجدنا أن نسبة الحوامل أثناء المسح من بين مجموع النسوة في الأسر البسيطة قدرها 7,8% بينما وصلت إلى أعلى مستوى لها بين مجموع النسوة في الأسر المركبة بنسبة قدرها 17,2%.
- ✓ تشجيع النسوة على الإقبال في استعمال لوسائل منع الحمل، إذ نتجت نسبة النسوة المنتميات إلى الأسر ذات البنية البسيطة و المستعملات حالياً أو سابقاً لوسائل منع الحمل 88,2% من مجموع نسوة هذه البنية والتي تعتبر اكبر النسب مقارنة بنسب النسوة المستعملات المنتميات إلى باقي البنى الأسرية، أما اقل نسب للمستعملات فكانت على مستوى نسوة أسر البنية المركبة بقيمة 69,9%.
- ✓ الحد من الرغبة في الحمل، إذ وجدنا أن النسوة الراغبات في الحمل و المنتميات إلى الأسر البسيطة بلغت 72,5% التي تعد اقل من نسب نظيراتها في مختلف البنى الأسرية و بفرق هام خاصة نسبة المنتميات إلى الأسر المركبة التي سجلت تقريبا 91%.
- ✓ تشجيع النسوة على الاستمرار و المواصلة في استعمال وسائل منع الحمل مستقبلاً، بحيث وجدنا نسبة النسوة في الأسر البسيطة و الراغبات في مواصلة الاستعمال 59,5% من مجموع نساء هذه البنية بينما نسبة نظيراتها في الأسر المركبة 73,9% من مجموع النسوة.
- ✓ إضافة إلى ما ذكر فان الأسر البسيطة تميز أزواجها بنوع من الحرية أكثر من نساء البنى الأسرية الأخرى، و تمثل ذلك في اتخاذ القرار المشترك بين الزوجين في استعمال أو عدم استعمال وسائل منع الحمل و بالتالي برمجة و تحديد السلوك الخصوبي بشكل مستقل أي دون تدخل أي أفراد آخرين على عكس النسوة في الأسر الأخرى التي تحوي أكثر من عائلتين ثانويتين أين تقع المرأة (الزوجة) تحت تأثير المحيط الأسري سواء بتقليد النسوة

الأخريات المتميزات بالتنافس الخصوبي أو بتأثرها بأصول زوجها (رب العائلة) المنتمين إلى أجيال سابقة المتميزة بتحييد و تشجيع كثرة النسل.

أثبتنا تأثر مجموعة من المتغيرات الاجتماعية ذات الطابع الديموغرافي و التي يطلق عليها المختصون اسم المتغيرات السوسيوديموغرافية بالتوجه الأسري في الجزائر نحو النموذج البسيط و في نفس الوقت أثبتنا تأثير هذه المتغيرات على الخصوبة و على هذا الأساس و لتأكيد تأثير التوجه الأسري في الجزائر على الخصوبة ادرجناها تحت الملاحظة البيئية أي تأثير النماذج الأسرية على الخصوبة اعتمادا على المتغيرات السوسيوديموغرافية و على هذا الأساس قمنا بمقارنة المستوى الخصوبي كميا بين مختلف النماذج الأسرية عند كل متغير سوسيوديموغرافي، أين وجدنا أن:

✓ مستوى الخصوبة في الحضر اقل من نظيره في الريف مهما كان النموذج الأسري، كما سجلت الأسر البسيط اقل مستويات الخصوبة في كلى الوسطين مقارنة بباقي النماذج الأسرية إذ بلغ مستواها الخصوبي بالحضر اعتمادا على المؤشرين معدل الخصوبة العامة و المؤشر التركيبي للخصوبة 60,31 طفل لكل ألف امرأة و 2,23 طفل لكل امرأة فيما بلغ المؤشران في الريف 69,37 طفل لكل ألف امرأة و 2,59 طفل لكل امرأة، في حين بلغ المؤشران لدى الأسر المركبة على الترتيب 117,65 طفل لكل ألف امرأة و 2,92 طفل لكل امرأة في الحضر و 119,94 طفل لكل ألف امرأة و 2,89 طفل لكل امرأة في الريف .

✓ انخفضت الخصوبة كلما ارتفع المستوى التعليمي للنسوة عموما، كما انخفضت الخصوبة للنسوة في البنية الأسرية البسيطة كلما ارتفع المستوى التعليمي للنسوة و في نفس الوقت انخفضت لدى الأسر البسيطة مهما كان المستوى التعليمي مقارنة ببقية البنى الأسرية.

✓ انخفاض المستوى الخصوبي للمرأة العاملة بالمقارنة بخصوبة المرأة غير العاملة أي أن هناك علاقة عكسية بين توجه النساء إلى العمل و مستواه الخصوبي، كما خلصنا إلى أن كل البنى الأسرية تعمل على خفض المستوى الخصوبي للنسوة العاملات و بشكل ملحوظ مقارنة بالنسوة غير العاملات و أن الأسر البسيطة تعمل خفض المستوى الخصوبي لدى النسوة العاملات و النسوة غير العاملات بشكل اكبر من الأسر المركبة.

✓ نوع السكن القاطنة به الأسرة أثر على خصوبة النسوة و كلما اتجهت الأسر الجزائرية نحو السكن بالمساكن من نوع الشقق و ابتعدت عن باقي الأنواع السكنية أدى ذلك إلى خفض الخصوبة. كما وجدنا أن الأسر البسيطة أثرت سلبا على خصوبة النسوة مهما كان نوع السكن القاطنة به الأسرة بحيث وجدنا المستوى الخصوبي المعبر عنه بنسب المنجبات خلال السنة

السابقة للمسح، معدل الخصوبة العامة و المؤشر التركيبي للخصوبة لنسوة الأسر البسيطة اقل المستوى الخصوبي لنسوة بقية الأسر و بالأخص الأسر المركبة مهما كان نوع السكن.

عموما وجدنا أن الأسر الجزائرية توجهت نحو النموذج الأسري البسيط، و هذا التوجه أدى إلى توجه الأسر الجزائرية بالسكن بالمناطق الحضرية كما أدى إلى ارتفاع المستوى التعليمي لأفراد الأسر و خاصة الإناث منهم، كما شجع هذا النموذج خروج المرأة إلى العمل و تحسين المستوى الاقتصادي للأسر إضافة إلى ميول الأسر نحو السكن بالشقق و المنازل الفردية، و كل المتغيرات المذكورة التي اثر فيها توجه الأسر إلى النموذج البسيط إيجابا أي بالارتفاع أثرت بدورها سلبا على مستوى الخصوبة في الجزائر، و على هذا الأساس فان للنموذج الأسري في الجزائر دور جد هام في تفسير التغير في مستوى الخصوبة الذي عرفته الجزائر، و لا يمكن الإحاطة بكل المتغيرات التي تمس الخصوبة و مختلف السلوكات الديموغرافية دون الرجوع و دون إدراج متغير النموذج الأسري كمتغير مستقل يؤثر في جميع المتغيرات الديموغرافية كون الأسرة هي المنبت الأول لتكوين كل القناعات الديموغرافية و التشبع بالثقافة الديموغرافية.

قائمة المراجع

قائمة المراجع باللغة العربية:

- 1 دار العلوم، الزواج و الطلاق في الشريعة و القانون ، عنابة، 2011
- 2 احمد علي إسماعيل، أسس علم السكان و تطبيقاته الجغرافية، دار الثقافة للنشر و التوزيع، القاهرة، ط 8، 1997
- 3 أسامة ربيع أمين، التحليل الإحصائي للمتغيرات المتعددة
- 4 إسماعيل قبيرة، وآخرون، المستقبل الديموغرافي في الجزائر، مركز الدراسات الوحدة العربية، بيروت، لبنان، ط1، 2002
- 5 البنك الدولي لمؤشرات التنمية
- 6 السعيد مربي، التغيرات السكانية في الجزائر، المؤسسة الوطنية للكتاب، 1970
- 7 المجلس الاقتصادي و الاجتماعي، تقرير حول السكن الاجتماعي لسنة 1996
- 8 المؤسسة العمومية الاقتصادية، الدليل الاقتصادي والاجتماعي، الجزائر، 1989
- 9 بلمير بلحسن ، دراسة وقائع الخصوبة في الجزائر، مجلة علوم الاقتصاد و التسيير و التجارة. كلية العلوم الاقتصادية و علوم التسيير. العدد 08-2003
- 10 تومي صالح، مدخل لنظرية القياس الاقتصادي، الجزء الأول، ديوان المطبوعات الجامعية، ط 2
- 11 خالد بن ناصر آل حيان: بحوث العلوم الاجتماعية المبادئ و المناهج و الممارسات، بيروت، 2015
- 13 دليل العداد ، التعداد الخامس للسكان و السكن ، الديوان الوطني للإحصائيات ، فيفري 2008
- 14 ربحي مصطفى عليان، عثمان محمد غنيم، مناهج و اساليب البحث العلمي: النظرية و التطبيق، دار صفاء للنشر و التوزيع، الطبعة الاولى 2000، عمان
- 15 سناء حسنين الخولي، الأسرة و الحياة العائلية، دار المسيرة، عمان، ط 2015، 1
- 16 صالح بن حمد العساف، المدخل الى البحث في العلوم السكانية، ط 1، الرياض،
- 17 عبد الحميد دليمي: الواقع والظواهر الحضريّة، منشورات جامعة قسنطينة، 2004
- 18 عبد العلي الخفاف، واقع السكان في الوطن العربي ، طبعة 1، العراق،
- 19 عبد القادر القصير، الأسرة المتغيرة في مجتمع المدينة العربية، الطبعة الأولى، بيروت ، دار النهضة العربية، 1999

- 20 عبد الله حمادة، تقييم بيانات التعداد العام، 2006
- 21 علي معمر عبد المؤمن، البحث في العلوم الاجتماعية الأساسية و التقنيات و الأساليب، بنغازي، ط 1، 2008
- 22 عماد نشوان: الدليل العلمي لمقرر الإحصاء التطبيقي، جامعة القدس 2005
- 23 فتحي محمد ابو عيانة، مدخل إلى التحليل الإحصائي في الجغرافيا البشرية، دار المعرفة الجامعية، الاسكندرية، 1987
- 24 ماجدة محمد عبد الحميد، دليل السكان، عمان، ط 4، 2009،
- 25 محمد عاطف غيث، علم الاجتماع، دار المعارف
- 26 محمد الطيبي، الجزائر عشية احتلالها أو سوسولوجيا قابلية الاحتلال ، وهران وحدة البحث في الانثروبولوجيا الاجتماعية و الثقافية، 1992
- 27 محمد شفيق، البحث العلمي الخطوات المنهجية لإعداد البحوث الاجتماعية، المكتب الجامعي الحديث ، الاسكندرية، 1998،
- 28 محمد عبيدات, محمد ابو نصار، عقلة مبيضين، منهجية البحث العلمي القواعد المراحل التطبيقات، عمان دار وائل للنشر، 1999 ط2، ص28
- 29 محمود حسن، رعاية الأسرة، الإسكندرية، دار الكتب الجامعية 1977
- 30 مربيعي السعيد, التغيرات السكانية في الجزائر, المؤسسة الوطنية للكتاب, الجزائر, 1984
- 31 موسى سمحة: أساليب التحليل الديموغرافي، دائرة المكتبات و الوثائق الوطنية، طبعة 1، الأردن ، 1988
- 32 ناصر الدين سعيدوني، الأحوال الصحية و الوضع الديموغرافي بالجزائر أثناء العهد التركي، في الثقافة، عدد 92، مارس- افريل، 1986،
- 33 وزارة الصحة و السكان و إصلاح المستشفيات، تقرير اللجنة الوطنية للسكان، 2000

قائمة المراجع باللغة الفرنسية:

- 1 Ali Kouaouci, Familles, Femmes Contraception. (C.E.N.E.A.P) ENAG, réghaia 1992
- 2 Ali Kouaouci, gènes et évolution de la politique de population en Algérie (1962-1994)
- 3 Brahim Brahmia, Economie de la sante évolution et tendance des système de sante
,Bahaeddine édition, 2010
- 4 C.N.R.S (1972) ; Recensement Général de la Population et de l'Habitat 1966. Rapport
méthodologique, état et structures des ménages en Algérie, série C volume 1
- 5 C.N.R.S (1972) ; Recensement Général de la Population et de l'Habitat 1966. Rapport
méthodologique, état et structures des ménages en Algérie, série C volume 2
- 6 Christophe Lalanne, Sébastien Georges, Christophe Pallier: Statistique Appliqué à
l'Expérimentation en Sciences Humaines
- 7 Christophe Lefranc, La société algérienne entre population et développement, CEPED,
Paris 1998
- 8 Département des affaires économiques et sociales, division des statistiques, études
méthodologiques, Guide pratique pour la conception d'enquêtes sur les ménages, série
F N° 98,Nation Unie, New York, 2010
- 9 Direction des statistique, Ménages et famille en Algérie à travers les résultats du
RGPH de1977
- 10 Fabrice Mazerplle: démographie économique, France 2008
- 11 François bergerot ménage famille parentèles dans les population méditerranéennes ,
Séminaire internationale d'Aranjuez (27-30 septembre 1994) , N° 7 , AIDELF
- 12 G. Calot, J.P. Sardon, Méthodologie relative au calcule des indicateurs démographique
d'Eurostat, Thème 3, Population et condition sociale, commission européenne, 2004
- 13 G. Negadi, Les sources de la démographie en Algérie, La population de l' Algérie,
Imprimerie LOUIS-JEAN, Dépôt légale 411-1974, C.I.C.R.E.D Série
- 14 Gendreau F, La population d'Afrique, Kartala ed, CEPED, 1993
- 15 Guide pratique pour la conception enquête sur les ménage :Série F N° 98 ,département
des affaires économique et sociales, division des statistique, publication de nation
- 16 Guillaume Wunsch, techniques d'analyse des donnes démographiques déficients,
ORDINA édition, Belgique, 1984
- 17 INED, Sources et analyse des données démographiques, Ajustement des données
imparfaites, deuxième partie, 1973,
- 18 Joëlle Gaymu, Le vieillissement démographique et les personne âgées en France,
INED, Paris 1993
- 19 John stover:DemProj, Version 4, CEPDA, juin 2005
- 20 KATEB Kamel, La statistique coloniale en Algérie, (1832-1862),Courrier statistique
n° 112, Décembre 2004
- 21 Francis Gendreau: La population de l'Afrique ,Manuel de démographie, édition
Karthala CEPED, Paris France
- 22 LASLETT Peter. (1972) ; La famille et le ménage, approches historiques. In
household and family in past time...Cambridge university press 1972

- 23 Louis Henry, Démographie analyse et modèle , INED, Paris, 1984
- 24 M. Nukulin, C. Huber, V. Bagdonavicius , V. Nikoulina, cours de statistique
mathématique Modèles, Méthodes, Applications, université victor segalen bordeaux
- 25 Francis gendreau, François gubry, Louis lohle- tart , Etienne van de walle, Dominique
waltisperger, Manuel de yaounde ,Estimation indirects en démographie africaine,
Edition derouaux. ordina ,Belgique, 1985
- 26 Mark Pilon, Thérèse Locoh, Emilien Viginikin et Patrice Vimard, CEPED N°15 ,
Ménages et familles en Afrique : Approche et dynamique contemporaines, Paris,
1997
- 27 Moncer Rouissi, population et société au Maghreb, coll, Horizon Maghrébin, Alger
,OPU,1983
- 28 Mustafa Boutefnouchet, la famille Algérienne, évolution et caractéristique récentes,
Alger, SNED, 1982
- 29 Nacer-eddine Hammouda, Kahina CherfiFeroukhi, La nuptialité en Algérie, quelle
transition , CREAD division économie social, Alger
- 30 Office Nationale des Statistiques, Dépense de Consommation des Ménages Algériens
en 2011, Collection Statistique N° 183, Série S : Statistiques sociales, Mars 2014
- 31 ONS, Dépenses de consommation des ménages algériens en 2011, Mars 2014
- 32 Pierre Bourdieu, sociologie de l'Algerie , coll , que sais je ? N° 802 , Paris,
PUF,1974
- 33 Régis Bourbonnais, Econométrie, DUNOD, Paris 2006, 6 édition
- 34 RGPH 1987: Conditions d'habitat des ménages Algériens. Collection statistique n°24.
Série Analyses Vol.2 ONS, 1991
- 35 Ricco Rakotomalala, Comparaison de populations Tests non paramétriques,
Université Lumière Lyon 2 Version 1.0 2008
- 36 Robert Descloitres, Laid Debzi, Système de parenté et structure familiales en Algérie,
Annuaire de l'Afrique du nord, Paris, CNRS, 1963
- 37 ROGER G WALTISPERGER D. CORBILLE-GUITTON C. (1981) ; Les structures
par sexe et âge en Afrique. Groupe de Démographie Africaine IDP-INED-INSEE-
MINCOOP-ORSTOM, Paris 1981
- 38 Roland Pressat, Elément de la démographie mathématique, AIEDLF, imprimerie
Louis-jean, Paris
- 39 Sadi Noureddime, La femme et la loi en Algérie, édition le femec, Paris, 1991
- 40 Salhi M, évolution récente de la mortalité en Algérie (1965-1981) in statistiques
(séries) n° 15 O.N.S
- 41 Service Statistique général ; Familles, résultats statistiques du dénombrement de la
population effectué le 31 octobre 1948 ; Vol IV, Alger
- 42 Service Statistique général ; La situation démographique de l'Algérie en 1954, Série
sociale N° 46 – 25 MAI 1955, Démographie
- 43 Tabutin Dominique et Jacque Vallin, L état civile en Algérie, Colloque de
démographie Africaine, octobre 1972, INED, Paris, P 151

المخلص:

طرقت هذه الدراسة موضوع تطور و خصائص البنى الأسرية الجزائرية و تراكيبها العائلية من خلال معطيات مسح 2006 (MICS3) و علاقتها بالخصوبة، و هدفت أساسا إلى تكوين النماذج الأسرية باتخاذ معيار صلة القرابة بين رب الأسرة و أفراد أسرته، بحيث تم اعتماد نمذجة أسرية مزدوجة الأولى البنى الأسرية و الثانية التراكيب العائلية للأسر انطلاقا من قاعدة البيانات التي وفرها المسح العنقودي المتعدد المؤشرات مع كشف لأهم الخصائص التي ميزت الأسرة الجزائرية و مدى مساهمة هذه النماذج في كينونة الخصائص التي تميزت بها الأسر اعتمادا على التحليل الكمي للمعطيات المتمثل في استعمال الأساليب الإحصائية الكمية المناسبة، تمثلت هذه الخصائص أساسا في متوسط حجم الأسرة، المنطقة السكنية، المستوى التعليمي، المستوى الاقتصادي و السكن. خلصنا من هذه الدراسة إلى ان الأسر الجزائرية توجهت باستمرار نحو النموذج الأسري البسيط ابتداء من سنة 1966 (أول تعداد) إلى غاية سنة 2006 (تاريخ المسح) بحيث بلغت نسبة الأسر البسيطة 76.6% من مجموع الأسر الجزائرية، هذا التوجه أدى إلى رفع المستوى التعليمي لمجموع الأفراد و بالاخص الإناث منهم، تشجيع خروج المرأة إلى العمل مع رفع المستوى الاقتصادي للأسر، ميول سكن الأسر بالمساكن الفردية و الشقق، خفض متوسط حجم الأسرة الجزائرية، انتشار أوسع لوسائل منع الحمل، خفض نسب النسوة المنجبات خلال السنة السابقة للمسح، تباعد الولادات و ميول النسوة إلى مواصلة الاستعمال المستقبلي لوسائل منع الحمل مما أدى إلى خفض المستوى الخصوبي في الجزائر، و على هذا الأساس فإن متغير النموذج الأسري يعد من أبرز المتغيرات المستقلة التي تدخل تفسير التغير الحاصل في الخصوبة و كل المتغيرات الديموغرافية

الكلمات المفتاحية: البنية الأسرية، التركيبة العائلية، الخصوبة، مسح 2006، متوسط حجم الأسرة، الأسرة، العائلة.

«Typologie des ménages algériennes et les structure des familles selon les données d'enquête 2006 (MICS3), leur évolution, leurs caractéristiques et leur relation à la fécondité»

Résumé :

Cette étude a ciblé le sujet de typologie des ménages algériennes et les structure des familles selon les données d'enquête 2006 (MICS3) et leur relation à la fécondité, et vise principalement à la formation de typologie des ménages prennent le lien de la parenté entre le chef du ménage et les membres de son ménage comme un critère, de sorte que a été l'adoption double modélisation familiale, structures familiales et typologie des ménages a été composé a partir de la base de données fournies par les données de l'enquête de cluster avec la détection des caractéristiques les plus importantes qui ont caractérisé les ménages algériennes et la contribution de ces modèles dans les propriétés de l'entité qui caractérisent les familles en fonction de l'analyse quantitative des données de l'utilisation de méthodes statistiques quantitatives adéquate, ces propriétés consistaient principalement dans la taille moyenne des ménages, zone résidentielle, le niveau d'éducation, le niveau économique et l'habitat. Nous avons conclu de cette étude que les ménages algériennes dirigées vers le ménage simple à partir de l'année 1966 jusqu'à ce que l'année 2006, de sorte que le pourcentage 76,6% du total des ménages algériennes, cette tendance a conduit à relever le niveau d'éducation de l'ensemble individus, encourager les femmes à travailler avec la levée du niveau économique des ménages, des tendances vers les logement individuels, réduisant la taille moyenne du ménage algérienne. La typologie des ménages l'une des variables indépendantes les plus importantes qui vont dans l'interprétation de la variation de la fécondité et tous les variables démographiques.

Mots clés : Typologie des ménages, structure des familles, fécondité, l'enquête 2006, la taille moyenne des ménages, le ménage, la famille.

« Typology of Algerian households and family structure according to the 2006 survey data (MICS3), their evolution, their characteristics and their relation to fertility »

Abstract:

his study addressed the topic of typology of Algerian households and the structure of families according to the 2006 survey data (MICS3) and their relation to fertility, and mainly aimed at the formation of typology of households take the kinship between the head of The family and family members as a criterion, so that was the adoption of the first dual family modeling family structures and typology of households database compositions provided by the cluster survey data with the Detection of the most important characteristics that characterized the Algerian household and the contribution of these models in the properties of the entity that characterize families according to the quantitative analysis of the data of the use of adequate quantitative statistical methods, these properties Consisted mainly of average household size, residential area, education level, economic level and housing. We concluded from this study that Algerian households headed for the single household from the year 1966 until the year 2006, so that the percentage of Household Statistics 76.6% of the total Algerian households, This trend has led to raising the level of education of the whole individuals, encouraging women to work with the raising of the economic level of households, trends of housing of individuals, reducing the size of the average Algerian household, typology Of households one of the most important independent variables that go into the interpretation of fertility change and all demographic variables.

Keywords: Typology of households, family structure, fertility, the 2006 survey, average household size, households, families.