جامعة وهران
كلية العلوم الاقتصادية، والعلوم التجارية وعلوم التسيير

مذكرة لنيل شهادة الماجستير

في العلوم التجارية
تخصص: تقنيات كمية

دراسة إنتاج المؤسسة باستعمال طريقة التحليل بواسطة المركبات الأساسية
حالة : المجمع الصناعي لإنتاج الحليب بمعسكر

إعداد الطالب
بوشتة يحيى
BOUCHETA YAHIA

إشراف الأستاذ
الدكتور: بوكعبر بوجلال

لجنة المناقشة :

* رئيس اللجنة : بن باير حبيب	أستاذ محاضر جامعة وهران
* المقرر: بوكعبر بوجـلال	أستاذ محاضر جامعة وهران
* المناقش: طوبـاش عـلي	أستاذ محاضر جامعة وهران
* المناقش: قـنيـش محمـد	أستاذ محاضر جامعة وهران

السنة الجامعية : 2006/2005

السيد: بوشتة يحيى

الـفـــهـــــرس

المقدمة ---------- 1

I- شعبة الحليب---------- 6

1- إنتاج الحليب عالميا ---------- 7

2- شعب التغذية في دول المغرب العربي ---------- 12

3- شعب الفلاحة الغذائية في الجزائر ---------- 13

4- المتعاملين والتدفقات ---------- 15

5- صناعة الحليب ---------- 19

6- الواردات---------- 23

7- توزيع الحليب ومشتقاته ---------- 25

8- تكون وتطور الأسعار ---------- 28

II- المؤسسة والتنبؤ ---------- 34

1- وظيفة البيع في المؤسسة ---------- 34

1-1- تعريف المؤسسة ---------- 34

1-2- خصائص المؤسسة ---------- 34

1-3- تعريف وظيفة البيع ---------- 37

1-4- أهمية وظيفة البيع ---------- 37

2-التنبؤ بالمبيعات ---------- 38

2-1- أهمية التنبؤ بالمبيعات ---------- 38

2-2- العوامل المحددة للتنبؤ بالمبيعات---------- 39

2-3- متطلبات التنبؤ بالمبيعات---------- 40

3- طرق التنبؤ ومعايير اختيارها---------- 40

3-1- الطرق التنبؤية ---------- 40

3-2- معايير اختيار طرق التنبؤ---------- 41

II-4- دراسة حالة ملبنة الأمير ---------- 45

4-1- بطاقة فنية حول المؤسسة ---------- 45

4-2- الهيكل التنظيمي للمؤسسة ---------- 46

4-3- أهداف المؤسسة ---------- 47

4-4- تقييم نشاط المؤسسة ---------- 48

III- دراسة أولية للمعطيات---------- 53

1- جمع المعطيات ---------- 54

2- الكشف عن القيم الخاطئة وتعديلها----------55
2-1- طريقة مجال الثقة ----------56
2-2- طريقة غريبس ----------57
3- التوزيع الطبيعي واختبار المطابقة----------58
3-1- التوزيع الطبيعي----------58
3-2- اختبار حسن المطابقة----------59
4- مراقبة التجانس ----------61
4-1- طريقة تراكم البواقي ----------61
4-2- اختبار فيشر ----------60
5- تعديل المعطيات الخاطئة ----------64
5-1- التدخل الإنساني ----------64
5-2- مجال الثقة ----------64
5-3- قيمة تنبؤية----------64
5-4-طريقة الانحدار البسيط ----------64
5-5- طريقة الإنحدار المتعدد ----------65
6- تقدير المعطيات الناقصة----------66

IV تحليل المعطيات ---------- 74
1- مفهوم تحليل المعطيات----------76
2- طريقة التحليل بواسطة المركبات الأساسية----------79
3- نتائج المعالجة بواسطة التحليل بواسطة المركبات الأساسية ----------83
3-1- إحصائيات الوسط الحسابي والانحراف المعياري ----------83
3-2- مصفوفة الارتباط----------84
3-3- جدول القيم الذاتية ----------85
3-4- جدول الارتباط بين المتغيرات والمركبات الأساسية----------86
3-5- تفسير المحاور ----------87
3-6- التفسير الثنائي للمحاور ----------89
3-7- التمثيل البياني للمخطط العاملي----------91

V- دراسة قياسية للعوامل المؤثرة ---------- 93
1- مفهوم الانحدار الخطي المتعدد----------94
2- فرضيات النموذج----------95
3- تقدير المعاملات بطريقة المربعات الصغرى----------96
4- معاملات التحديد ----------97
5- اختبار النموذج الخطي المتعدد ----------99
6- المشاكل التي تعترض نموذج الانحدار الخطي المتعدد ----------100
7- تصحيح الفرضيات----------101

8- تقدير النموذج واختبار الفرضيات----------104

VI- دراسة أولية لمعطيات التنبؤ بواسطة السلاسل الزمنية ----------118
1- الكشف عن القيم الخاطئة وتعديله----------118
1-1 مجال الثقة المضاعف والقيم الخاطئة ----------118
2-1 تعديل القيم الخاطئة----------121

VII- تحليل السلسلة الزمنية ----------123
1- تعريف السلسلة الزمنية----------123
2- مركبات السلسلة الزمنية----------123
1-2 مركبة الاتجاه العام ----------123
2-2 المركبة الفصلية----------123
3-2 المركبة الدورية ----------124
4-2 المركبة العشوائية ----------124
3 أشكال السلسلة الزمنية----------124
1-3 الشكل التجميعي ----------124
2-3 الشكل الجدائي ----------124
3-3 الشكل المختلط ----------124
4- الكشف عن مركبات السلسلة الزمنية----------125
4-أ الطريقة البيانية----------125
4-ب طريقة الاختبارات الإحصائية----------125
2-4 شكل مركبة الاتجاه العام----------133
1-2-4 نموذج الاتجاه العام الخطي ----------133
2-2-4 مركبة الاتجاه العام من الدرجة الثانية ----------136
3-2-4 مركبة الاتجاه العام من الدرجة الثالثة----------136
4-2-4 اختيار شكل مركبة الاتجاه العام----------137
3-4 الكشف عن المركبة الفصلية----------138
1-3-4 الاختبار البياني ----------138
2-3-4 الاختبارات الإحصائية ----------138
5- طرق تحديد شكل السلسلة الزمنية ----------141
1-5 الأسلوب البياني ----------141
2-5 الأسلوب الانحداري ----------141

VIII-عرض طريقة بوكس جيكينز ----------145
1 دالة الارتباط الذاتي ----------145
2 دالة الارتباط الذاتي الجزئية ----------146
3- كثيرات الحدود الممكن استعمالها في تحليل بوكس جيكينز ----------147

السنة الثانية ماجستير في العلوم التجارية
تخصص : تقنيات كمية

الموضوع : تقرير حول ملخص البحث لتحضير شهادة الماجستير

كان عنوان موضوع دراستنا" دراسة إنتاج المؤسسة باستعمال طريقة التحليل بواسطة المركبات الأساسية؛ حالة:المجمع الصناعي لإنتاج الحليب بمعسكر".

تأتي هذه الدراسة كمحاولة لتطبيق طرق تحليل إحصائية وصفية (التحليل بواسطة المركبات الأساسية)، وشارحة (نماذج الانحدار).
اتخاذنا إنتاج الحليب كموضوع للدراسة كونه موضوعا اقتصاديا يكتسي أهمية كبيرة، نظرا لارتباطه بمسألة التغذية. نحن نهدف من خلال هذه الدراسة محاولة تحديد مختلف العوامل المؤثرة على الإنتاج، إذ يتمثل لب الموضوع في تشخيص وحصر العوامل المؤثرة في حجم الإنتاج وبلورتها بغرض التنبؤ والعمل على وضع سياسات مستقبلية للإنتاج والتسويق.

للوصول لذلك قمنا بالمراحل الآتية:
إن مراحل البحث التي مررنا بها كانت بداية بجمع المعطيات والقيام بدراسة أولية لها ، ومن خلال دلك وجدنا معطيات ناقصة لسلسلة زمنية قمنا بتقدير القيم الناقصة، ليتم لنا في الأخير تطبيق طريقة التحليل بواسطة المركبات الأساسية على جدول المعطيات المكون من أربع متغيرات(الإنتاج الكلي، كمية مسحوق الحليب، كمية الحليب الطبيعي، عدد العمال) و19 فرد الممثلة في السنوات(1986-2004) وهدا بغرض تحديد الارتباط بين المتغيرات وتطورها خلال سنوات الدراسة. وبعد هدا قمنا بدراسة الانحدار بين متغيرة الإنتاج الكلي والمتغيرات الأخرى واستعملنا طريقة الانحدار خطوة خطوة لإقصاء المتغيرات الأقل تأثيرا ووجدنا متغيرة كمية مسحوق الحليب فقط لها تأثير على الإنتاج الكلي حيث كان $R^2=0.98$، وبالتالي النموذج الخطي البسيط صالح للتنبؤ.يمكن للمؤسسة تخطيط سياسات مستقبلية للإنتاج.

1-3 كثير الحدود AR(P) ---------- 147
2-3 كثير الحدود MA(q) ---------- 149
3-3 كثير الحدود ARMA(p,q) ---------- 149
4- خطوات النمذجة ---------- 151
4-أ اختبار التشويش الأبيض ---------- 153
4-ب اختبار جودة المعالم ---------- 153
5 - عملية التنبؤ ---------- 155
6 - قياس جودة التنبؤ ---------- 156
7 - تطبيق طريقة بوكس جيكينز على سلسلة الإنتاج ---------- 158
1-7 مرحلة التعرف على النموذج ---------- 158
1-1-7 دراسة تطبيقية للسلسلة الزمنية ---------- 158
2-1-7 مرحلة تحديد معاملات النموذجp و q واختيار أحسن نموذج ---------- 169
2-7 مرحلة التنبؤ ---------- 172
الـخـاتـمـة ---------- 175

المقدمة

تعتبر الجزائر من بين الدول الأكثر غنى في إفريقيا ، بناتج داخلي خام قدره 55.91 مليار دولار سنة 2002، حيث بلغ مقابل كل ساكن ناتج داخلي خام حوالي 1790 دولار. وهي تحتل الرتبة 94 عالميا. كما تملك احتياطات هامة من الغاز الطبيعي. وتعتبر من بين المنتجين الأساسيين للبترول في العالم حيث ركزت تنميتها على استخراج، إنتاج وتصدير مواردها المنجمية. إلا أن إنتاج المحروقات يمثل تقريبا كل الصادرات حيث يمثل نسبة 30% من الناتج الداخلي الخام، و60% من إيرادات الدولة.

ان النمو الاقتصادي الجزائري خاضع بقوة لتغيرات أسعار النفط، حيث بلغ معدل قدره 1.87% من 1990-2000 وانتعش أساسا مع ارتفاع الأسعار من 1973 إلى 1980. ثم ما فتيء حتى انخفض سعر البترول حوالي 50%من سعر البرميل وهذا سنة1986. هذه الأزمة الاقتصادية الجزائرية التي كانت بسبب انخفاض سعر البترول كشفت خلل نظام التصنيع الموجه، المعتمد أساسا على الصناعات الثقيلة التي تشمل جل الاقتصاد. في 1989 قامت الحكومة بالإعلان عن نظام إصلاحات واسع، الغاية منه تعديل الاقتصاد، وفتح البلد على اقتصاد السوق.

عمدت الجزائر إلى حل مشكل المديونية الخارجية مع تحرر أسعار النفط من سنة 1994 إلى 1998، ومن ثم تطبيق سياسة إعادة الهيكلة في إطار اتفاقية مع صندوق النقد الدولي، وكذا برامج إعادة الجدولة للمديونية الخارجية مع دائنيها. هذه السياسة أي إعادة الهيكلة سمحت بتوجيه معظم المؤشرات الاقتصادية حيث تعود الدولة من جديد للنمو، وهذا على حساب ارتفاع أسعار النفط والغاز في نهاية التسعينات، وفي ديسمبر 2001 وجهت الجزائر اهتمامها نحو الاقتصاد العالمي والاتحاد الأوربي شريكها التجاري الأساسي، وإنشاء مناطق للتبادل الحر، تزامنا مع ذلك تواصل الجزائر إصلاحاتها في ميادين أخرى

كالبنوك والضرائب، كما وضعت برنامجا واسعا للخصخصة يعفي الدولة من تدعيم كل القطاعات، ومنه جلب الاستثمار الداخلي والخارجي في القطاع خارج المحروقات.

من القطاعات التي أثقلت كاهل الدولة قطاع الصناعات الغذائية، حيث عرفت السياسة الاقتصادية في الجزائر اهتماما واسعا بالصناعات الغذائية منذ الاستقلال سعيا منها لتحقيق الاكتفاء الذاتي، إنعاش الاقتصاد الوطني وللوصول إلى تنمية شاملة، كان من الضروري تحسين وتطوير عوامل الإنتاج مع استغلالها التام والعقلاني، إذ على كل مؤسسة إنتاجية تهدف إلى ضمان استمرارية نشاطها وفرض وجودها في المحيط الاقتصادي أن تحسن وتوسع من نطاق إنتاجها، وتسويقه[42]. وهذا باعتماد أساليب حديثة في التسيير.

إلا إن تطبيق الطرق والأساليب الإحصائية في المؤسسات الجزائرية يبقى محدودا جدا، نظرا لعدة عوامل ترتبط كلها بطبيعة ونشأة هذه المؤسسات .

إن غياب المنافسة والمحيط الجامد الذي كانت تنشط فيه المؤسسة أدى بها إلى عدم تطبيق أساليب وطرق التسيير الحديث سواءا في جانبها الكمي أو الكيفي. لكن مع تغير الوضع الاقتصادي على المؤسسات الجزائرية اعتماد الطرق والأساليب التسييرية الحديثة.

تأتي هذه الدراسة كمحاولة لتطبيق طرق تحليل إحصائية وصفية وشارحة.

اتخاذنا إنتاج الحليب وبيعه كموضوع للدراسة، كونه موضوعا اقتصاديا يكتسي أهمية كبيرة، نظرا لارتباطه بمسألة التغذية ونحن نهدف من خلال هذه الدراسة إلى محاولة تحديد مختلف العوامل المؤثرة على الإنتاج، إذ يتمثل لب الموضوع في تشخيص وحصر العوامل المؤثرة في حجم الإنتاج ، وبلورتها بغرض التنبؤ والعمل على وضع سياسات مستقبلية للإنتاج والتسويق. وهناك عدة طرق ممكن استعمالها للتنبؤ.

إن المعرفة المستقبلية موضوع بالغ الأهمية سواء كان على مستوى الدولة أو على مستوى المؤسسات، فالتوقعات الخاصة بالبطالة، معدلات التشغيل، الأرقام القياسية للسلع

الاستهلاكية وغيرها من المؤشرات، كلها عناصر تمكن الدولة من رسم وتوجيه السياسات لتحسين الأوضاع الاقتصادية والاجتماعية[17].
أما على مستوى المؤسسة فإن الدراسة المستقبلية للسوق وتغير المحيط والتعرف على قدرة المنافسين الموجودين والمحتملين كلها مسائل أساسية بالنسبة لها. لهذا أخذ موضوع التنبؤ قسطا وافرا من الدراسة والاهتمام في الميدان الاقتصادي وذلك نظرا لتعقد الحياة الاقتصادية وكذا صعوبة إدارة المؤسسات.

التنبؤ هو الحصول على القيم المستقبلية لبعض المتغيرات أو الظواهر الاقتصادية قبل تنفيذها ميدانيا من أجل ترشيد القرار الاقتصادي وتجنب الأضرار الغير متوقعة. كما أنه عملية تقدير القيم المستقبلية لمتغير اقتصادي ما بالاعتماد على المتغيرات الشارحة(النماذج الانحدارية)، أو على تحليل قيم المتغيرات المسجلة عبر الزمن(السلاسل الزمنية) وهي وسيلة من تلك الوسائل والطرق العلمية التي عرفت تطورا من خلال العدد الكبير من طرق التنبؤ المكتشفة واستعمالها خاصة في البلدان الصناعية والتي أثبتت جدارتها بفضل قيمة النتائج التي تعطيها والدور الهام في تسهيل اتخاذ القرار.

إن ضمان بقاء المؤسسة في السوق وضمانها لأعظم ربح ممكن يتأتى من عدة عوامل مساعدة على ذلك أهمها عملية التنبؤ التي تكون مبنية على أسس علمية صحيحة، فقوة التنبؤ بالأشياء قبل حدوثها هو جوهر المؤسسة. لهذا وجب علينا من خلال هذه الدراسة من إيجاد أفضل نموذج للتنبؤ يساعد المؤسسة في اتخاذ قراراتها المستقبلية.

أما اختيارنا لهذا الموضوع يرجع إلى مايلي :

- الأهمية البالغة التي يحضى بها التنبؤ والدور الفعال الذي يؤديه خاصة في مجال العلوم الاقتصادية والتسيير.
- كون التنبؤ يفيد في تحديد قيم بعض المتغيرات مستقبليا، كما يهدف إلى تحليل السياسة الاقتصادية واتخاذ القرار، ويتمثل هذا الدور في أن السلطة المعنية

الاقتصادية أو التجارية أو المالية أو غيرها، تقوم بتجريب سياستها هذه مخبريا عن طريق المتغيرات القرارية، قبل تنفيذها ميدانيا، وهذا لتجنب الأضرار الجانبية غير المتوقعة. وهذا القرار لا يترك مجالا للتردد في قرارات الدول الاقتصادية على المستوى الكلي أو الجزئي بالنسبة للمؤسسات، وهذا كله يهدف على ترشيد القرار الاقتصادي.

فعلى مستوى المؤسسة نهتم بالتنبؤ بالإنتاج المستقبلي ومن خلاله حجم المبيعات حيث ما ينتج يباع وهذا من أجل تلبية الطلبات، إدارة وتسيير الإنتاج والمخزونات، التحكم في التكاليف، توجيه السياسة الإدارية، معرفة المردودية المستقبلية للإستراتيجية المتبعة من طرف الإدارة، لأجل هذا ارتأينا أن نقوم بمحاولة التطرق إلى التنبؤ باستعمال نماذج الانحدار وذلك بالبحث عن متغيرات شارحة للظاهرة المدروسة باستعمال طريقة التحليل بواسطة المركبات الأساسية، ثم التنبؤ بهذه الظاهرة من جهة، ومن جهة أخرى ارتأينا استعمال طريقة أخرى تعتمد تحليل السلسلة الزمنية باستعمال متغير الزمن في حالة عدم توفر المعطيات بالنسبة لطريقة التنبؤ بواسطة الانحدار لنرى مدى فعالية هذه الطرق في التنبؤ.

إن السؤال الرئيسي الذي نحاول الإجابة عنه هو كالتالي:

ما هي المتغيرات الأكثر تأثيرا على الإنتاج وأيها تكوّن أفضل نموذج للتنبؤ؟

للتطرق لذلك نفرض ثبات هذه المتغيرات وتأثيرها على هذه الظاهرة المدروسة يعني المتغيرات التي تؤثر على هذه الظاهرة حاليا تبقى نفسها في المستقبل.

تتفرع عن الإشكالية السالفة الذكر مجموعة من الأسئلة هي كالتالي:

- ما مدى أثر التنبؤ في اتخاذ القرارات داخل المؤسسة؟
- كيف يمكن تقييم وتحليل حجم الإنتاج؟
- ما هي العوامل التي تحدد هذا الحجم؟
- ما هي الطرق الواجب إتباعها؟
- ما هي المعايير المستعملة لاختيار أحسن نموذج؟

اعتمدنا في بحثنا على المنهج الإحصائي من أجل تطبيق التحليل بواسطة المركبات الأساسية، والانحدار الخطي المتعدد.وتحليل السلسلة الزمنية.

ونشير إلى أن الإطار الجغرافي والزمني لهذه الدراسة كان وحدة الأمير للحليب ومشتقاته الواقعة ببلدية " تيزي " بولاية معسكر، في الفترة ما بين 1986-2004 .

أما مخطط العمل الذي اعتمدناه لإجراء هذه الدراسة كان كما يلي :

العنصر الأول : سنتطرق فيه إلى عرض المحيط والمتعاملين الذين يدخلون في عملية استيراد إنتاج وتسويق منتج المؤسسة تحت ضوء الدراسة.

العنصر الثاني: سنعرض فيه مفهوم المؤسسة وعملية التنبؤ .

العنصر الثالث: نتعرض فيه إلى الدراسة الأولية للمعطيات وهذا من أجل معرفة القيم الخاطئة وكيفية معالجتها.

العنصر الرابع: تحديد العوامل الأكثر تأثيرا في حجم الإنتاج، وهذا باستعمال طريقة التحليل بواسطة المركبات الأساسية المرجحة.

العنصر الخامس: سنتطرق فيه إلى نمذجة مختلف العوامل المؤثرة في الظاهرة المدروسة بإتباع طريقة الانحدار المتعدد.

العنصر الأخير: دراسة تحليلية للسلسلة الزمنية من أجل الكشف عن مركبة الاتجاه العام والمركبة الفصلية وتحديد شكل مركبة الاتجاه العام وكذلك شكل السلسلة هل هو تجميعي أم جدائي، ثم سنتطرق لتطبيق طريقة بوكس جيكينز للتنبؤ بالإنتاج.

شعبة الحليب

نحاول في هذا الفصل التطرق إلى المحيط الذي يتم فيه تداول منتج الحليب، وذلك من خلال الإحاطة بمدى إنتاج مادة الحليب وتسويقها على المستوى العالمي والمحلي.

لأن إنتاج وتسويق هذه المادة لا يمكن أن ينعزل عن العرض والطلب عليها عالميا حيث يؤثر ذلك على إنتاجها محليا من حيث توفر هذا المنتج أو عدمه، وذلك من خلال الاستيراد. كما سنتطرق أيضا على المتعاملين الذين يؤثرون في شعبة الحليب من المنبع إلى المصب.

I- شعبة الحليب

1-I إنتاج الحليب عالميا

عرف الإنتاج العالمي للحليب ارتفاعات محسوسة خلال سنوات 1997 و1998 خاصة بالنسبة لنيوزيلاندا وأستراليا المعروفتين بإنتاجهما لهذه المادة على الصعيد العالمي كما كانت بولونيا في أوربا الشرقية من المنتجين الأساسيين للحليب وهذا لأنها اهتمت كثيرا بتربية المواشي وفي زيادة مردودية كل ماشية المتمثلة في الأبقار والأغنام والماعز.
لم يرتفع إنتاج الحليب في الولايات المتحدة إلا هامشيا سنة 1998، حيث العلاقة بين تكلفة الإنتاج وسعر الحليب في هذا البلد لا تمثل عائقا أمام تطور الإنتاج.
خضع الإنتاج في عدة دول أخرى المجموعة الأوربية، كندا، اليابان، النرويج، سويسرا لسياسات تقشفية لهذا الغرض كان يتغير الإنتاج من سنة لأخرى.

واصل الإنتاج انخفاضه في أهم الدول المنتجة، فدرالية روسيا وأوكرانيا حيث في هاتين الدولتين عدة مزارع منتجة للحليب كانت تابعة للدولة والتي تمثل أغلبية ساحقة لم تكن ذات مردودية ،غير أن الإنتاج في دول أخرى عضوة في دول مجموعة CEI مثل بلروسيا وأوزباكستان ارتفع مما أعلن نهاية الانخفاض المتواصل للإنتاج الذي عرفته هذه المجموعة من الدول منذ بداية سنوات 1990.[43]

الجدول: (1) إنتاج الحليب في العالم

	1996	1997 مقدر	1998 متنبأ به

	مليـــــــون طـــن		
المجموع العالمي	539	547	555
المجموعة الأوربية	125	125	125
الولايات المتحدة	70	71	71
الهند	68	71	74
فدرالية روسيا	36	34	33
باكستان	20	21	22
برازيل	19	21	22
أوكرانيا	16	15	14
بولونيا	11	12	12
نيوزيلاندا	10	11	12
أستراليا	9	9	10

المصدر: FAO[43]

تواصلت زيادة إنتاج الحليب في الدول النامية، في آسيا وأمريكا اللاتينية، وهذا بسبب الشروط المناخية العادية وارتفاع طفيف لمعدل الإنتاج. أما إنتاج الحليب في الهند في الحملة التجارية (1999/1998)أفريل ومارس، وصل 74 مليون طن وهذا ما وضع الهند على رأس الدول المنتجة للحليب:ما يقارب 50% من الحليب الهندي ناجمة عن ماشية البقر، تطور إنتاج الحليب الهندي تم دعمه من طرف زيادة الطلب الداخلي كما أن معدل الاستهلاك لكل ساكن بقى متواضع نسبيا ب 65 كلغ من الحليب سنويا . وعدة دول أخرى كأمريكا اللاتينية عرفت توسعا في إنتاجها للحليب وهذا أساسا تحت تأثير ارتفاع الطلب في أسواقها الداخلية، غير أن منتجي الجنوب يتلقون أمطار قوية جدا تشارك في ظاهرة النينيو(Niño) التي تحد من ولوجهم للمزارع، مثلا في نهاية مارس بعض المناطق في الأرجنتين تلقت هي الأخرى تساقطات تعدت المتوسط السنوي للأمطار. بالنسبة لدول

أمريكا اللاتينية التي هي أيضا مصدرة لمنتجات الحليب وعلى رأسها الأرجنتين والأرغواي، انخفاض الأسعار الدولية ممكن مساهمته بتبطيء نمو انتاج الحليب. رغم الانطلاقة البطيئة، واردات البرازيل اتجاه Mercosur تبقى حسنة وكذا التوقعات إلى أن يتدفق حليب الربيع(شهر سبتمبر،أكتوبر)في البرازيل.

الطلب على الجبن في أهم الدول المستوردة بقى ثابتا سنة 1998، أما فيما يخص مشتريات فدرالية روسيا من الزبدة أهم مستورد كانت أقل من تلك المحققة سنة 1997. وكذا انخفاض مشتريات مسحوق الحليب في جنوب شرق آسيا نتيجة الأزمة الاقتصادية التي ضربت عدة دول من هذه المنطقة والتي انجر عنها استقرار بانخفاض الطلب العالمي على مسحوق الحليب سنة1998، فيما يخص أسعار التصدير لأغلب مشتقات الحليب عرفت انخفاضا منذ نهاية 1997 تحت تأثير تراجع الطلب على الاستيراد وموازاة مع ارتفاع الإنتاج في عدة دول مصدرة مثل استراليا ونيوزيلاندا والأرجنتين ، حيث شاركت هذه الدول في تقوية حضور المنتوج في السوق العالمي ، والمنتجات المعنية هي الزبدة، مسحوق الحليب منزوع الزبدة ، ومسحوق الحليب كامل الدسم، انخفضت أسعارها في السداسي الأول ل 1997 ماعدا الجبن الذي عرف استقرارا، حيث دعمت أسعار الجبن بأخذ بعين الاعتبار تعهدات تحد من الصادرات المدعمة في إطار اتفاقية دورة الأورغواي . أما بالنسبة لباقي 1998 تم خصم فقط الأسعار الدولية لمنتجات الحليب التي تبقى منخفضة لسبب اتساع كمية الصادرات وقليل من حركية الطلب على الاستيراد. انخفضت أسعار الزبدة ومسحوق الحليب في سنة 1998، أما فيما يخص الجبنة بقت تقريبا ثابتة.
وصلت المخازن العمومية للجبن للمجموعة الأوربية في أفريل 1998 إلى مستوى مشابه للعام السابق، ولكن تحت مستوى بداية سنوات التسعينات، وهذا تحت تأثير طلب قوي في السوق الداخلي وارتفاع عال للصادرات. نفس الشيء لم ترتفع المخازن العمومية للمجموعة الأوربية فيما يخص مسحوق الحليب منزوع الزبدة مقارنة بالسنة السابقة 1997.[43]

الجدول (2): مخزونات الزبدة ومسحوق الحليب منزوع الزبدة في المجموعة الأوربية والولايات المتحدة

	المجموعة الأوربية		الولايات المتحدة	
	الزبدة	مسحوق الحليب منزوع الزبدة	الزبدة	مسحوق الحليب منزوع الزبدة
	..ملايين الأطنـــــــــان..			
أفريل 1996	69	11	0	5
أفريل 1997	58	116	0	0
أفريل 1998	33	137	0	0

المصدر:FAO[43]

الأسعار المرتفعة لمنتجات الحليب في السوق الدولي سنة 1995 ساقت ناشطي هذا القطاع لخصم ارتفاع جديد، لقسم مرتبط بخفض إعانات التصدير وهذا راجع للتعهدات المأخوذة باسم الجانب الفلاحي من الاتفاق.

في بعض الدول ساق التفاؤل الفلاحين سنة 1995 إلى زيادة إنتاجهم مرات بشراء أراضي بأسعار تعتبر ضافية. في عدة دول أين الأسعار مرتبطة بأسعار السوق العالمي، انخفاض الأسعار العالمية لاحقا ادخل خسارة كبيرة في المردودية، وانخفاضها بداية من نهاية سنة 1997 في بعض الحالات دعمت بتخفيض العملة (مثل نيوزيلاندا، واستراليا) فيما يخص أماكن أخرى (في الأورغواي، الأرجنتين)ترجمت بانخفاض كبير للأسعار المدفوعة للمنتجين، فبقاء الأسعار على حالها سيؤدي الى محدودية الإنتاج في الدول المصدرة بدون الرجوع لإعانات الممكن تدعيمها جزئيا ببعض الارتفاع للاستعمال الداخلي في هذه الدول. من جهة أخرى المردودية الضعيفة للقطاع يمكن أن تسرع اتساع نشاط إنتاج الحليب من طرف المنتجين الغير فاعلين في هذه الدول.مع ارتفاع متوافق مع متوسط حجم الماشية.

الجدول(3): مؤشرات سعر التصدير لمنتجات الحليب

	1997	1998

	أفريل	فيفري	مارس	أفريل
	(..دولار-E U/طن.fob..)			
الزبدة	1425	1775	1675	1675
مسحوق الحليب منزوع الزبدة	1775	1575	1525	1525
مسحوق الحليب كامل الدسم	1775	1800	1725	1725
الجبنة(Cheddar)	2150	2163	2113	2100
حمض الكازيين	4125	4100	4100	4100

المصدر:(2000)FAO[43]

في الدول المستوردة لمنتجات الحليب والتي أغلبيتها نامية، انخفاض الأسعار العالمية سيؤدي الى إعاقة تطور الصناعة المحلية للحليب عن طريق منافسة الاستيراد. إلا أن هذه الظاهرة لا يمكن أن تعرف إلا اتساع طفيف في الدول النامية أين قسم كبير من الإنتاج والتوزيع للحليب يؤدى على هامش الإطار البنيوي للصناعات التحويلية(والتي تكون أساسا المستعملة الرئيسية للاستيراد). في حالة جنوب شرق آسيا انخفاض العملة القوي لعدة دول مقارنة بالدولار كان له أثر على الأسعار المحلية للحليب(المعبر عنه بالدولار)حيث تدنت تحت عتبة الأسعار الدولية ولهذا قطاعات الحليب لهذه الدول لا يجب أن تتأثر سلبا بالمنافسة الخارجية.[43]

سجل السوق العالمي لمنتجات الحليب في سنة 2004 تراجعا بالنسبة لسنة 2003 حيث كان الإنتاج العالمي للحليب أقل تطورا بالنسبة للطلب، أسعار الزبدة ومسحوق الحليب معبر عنها بالدولارعرفت 20% من الربح سنويا، وهذا أساسا في االسداسي الأول من 2004 وفي سنة 2003 تطورت أسعار الزبدة ومسحوق الحليب منزوع الزبدة ب 42% و33% على التوالي.

كان تطور إنتاج الحليب سنة 2004 المقدر ب612 مليون طن أقل من سنة 2003 برتم قدر ب 0.5% مقابل 1% سنة 2003، حسب الفدرالية الدولية للحليب(FIL) هذا

التراجع في التطور مس خاصة إنتاج حليب البقر وبالتالي المنتجات المتداولة في الأسواق العالمية.

تبقى قارة آسيا المنشط الأكثر لتنمية التبادلات. إنتاج الحليب المتزايد في الصين برتم 20% إلى 25% سنويا منذ سنة 2000 لا يتوافق مع تطور الطلب عند المستهلك.

التغير في أسعار البترول والغاز أنعش استهلاك واستيراد منتجات الحليب في الجزائر،مصر، ودول الشرق الأوسط.[43]

I-2-شعب التغذية في دول المغرب العربي

بصفة عامة، في دول المغرب التمدن والعمران السريع رافقه التقسيم المكاني للعمل حيث التجارة، التحويل والتبادل الخارجي للمنتجات الفلاحية تحتل مكانة أكثر أهمية مقابل الاستهلاك الذاتي. الآن بالنسبة لمعظم المنتجات، زيادة طول سلسلة الفلاحة الغذائية ترجمت ب "اللاهيكلة " فروقات وقيود متعددة التي تحد من نشاط الشعب والفروع.

الإنتاجية الفلاحية، رغم التطور الحاصل في بعض الدول ولبعض المنتجات لم تعرف تحسنات مفروضة من طرف قوة تنامي الطلب الغذائي ، الإنتاج الفلاحي والغذائي لم ينجح في مواكبة الاستهلاك الغذائي لكل ساكن وخاصة الرتم السريع للطلب المنجر عن المعدل الديمغرافي المرتفع.[47]

من إحدى نتائج هذا الخلل هي الناجمة عن نوعية نظام اقتصاد الفلاحة الغذائية. ومقابل ضعف الإنتاجية الفلاحية ومن أجل تامين تغطية الطلب المتزايد، قامت هذه الدول بتطوير الصناعة التحويلية واستيراد كميات كبيرة من منتجات فلاحية سواء خامة أو محولة.

عرفت صناعة الفلاحة الغذائية تحولات هامة، فالتطور السريع نسبيا لقطاع الفلاحة الغذائية ولد عددا من القيود بعض منها متشابه لمجموع الدول والبعض الآخر خاص بكل دولة على حدي.

قامت كل دولة برفع انتاجها من الفلاحة الغذائية بواسطة وسائلها الخاصة وهذا بتأمين واردات في إطار شبكتها للتبادل شمال جنوب.أحيانا تصدير منتجات ذات النوعية الرفيعة تأتي لتأهيل الواردات الأساسية من المنتجات ذات الاستهلاك الواسع.

بالإضافة لهذا دول المغرب الأوسط (الجزائر ،المغرب ،تونس)قامت بإصلاحات اقتصادية عميقة التي تخص مجموع القطاعات الاقتصادية وخاصة قطاع الفلاحة الغذائية الذي يشكل واحد من القطاعات الحساسة الذي تمسه مباشرة الإصلاحات.

في الواقع تدخلات الدولة كانت أكثر في ميدان الفلاحة الغذائية، ولهذا تحرير الاقتصاد وإدماجه في السوق العالمي يزرع الشك ويضع عدة تساؤلات خاصة بالنسبة للمنتجات القاعدية التي يخضع تنظيمها لحد الآن للدولة.

I-3- شعب الفلاحة الغذائية في الجزائر

هذا التشخيص العام مسجل بصفة كبيرة في الجزائر أين قطاع الصناعات الغذائية محتكر من طرف مؤسسات عمومية التي تؤمن أكثر من 75% من الإنتاج الخام خلال مرحلة الإصلاحات، بالإضافة لهذا تعتبر الجزائر البلد الذي كانت إصلاحات التحرير وعملية الدمج للأسواق العالمية أدى إلى بعض الفروقات بالنسبة للدول المجاورة.

عرفت الصناعة الغذائية في الجزائر تطورا ملحوظا خاصة خلال عشرية الثمانينات، تحتل مكانة أساسية في الاقتصاد الوطني، واستهلاك السكان مؤمن بصفة كبيرة بمنتجات محولة، هذا التوسع لم يكن مرفقا بتعدد وتنوع الوجبة الغذائية، وهذا ما يفسر بالتطور السريع لقدرات التحويل للمنتجات ذات الاستهلاك الواسع(الحبوب، الحليب، الزيت والسكر) هذه المنتجات الأساسية التي تمثل أقل من 25% من النفقات لميزانية العائلات وتمثل أكثر من 80% من الكم الطاقوي للوجبة ، على كل الأربع شعب للمنتجات القاعدية كانت حتى خلال سياسة التحرير مراقبة من طرف الدولة التي تمتلك احتكار الواردات وتعقد إعانات كبيرة. التحويل والتوزيع لهذه المنتجات مؤمنة كذلك من طرف مؤسسات عمومية.[47]

تطوير الصناعة الغذائية خضع للسياسة الغذائية المطبقة من طرف الدولة الموجهة لهدفين أساسيين :تلبية الحاجيات الغذائية لاسيما المراكز الحضرية، تخفيض الواردات من المنتجات المصنعة بتصنيع مواد مستوردة.

الاختلالات والقيود التي تميز حاليا نشاط شعب الفلاحة الغذائية تشرح وتفسر من خلال سياسات الاكتفاء الذاتي السابقة، وضع سياسات كهذه لم يكن ممكنا إلا بفضل عائدات البترول الذي سمح للدولة بتغطية النفقات المتزايدة لتأمين الواردات ، تدعيم الأسعار والحفاظ على سيرورة مؤسسات الفلاحة الغذائية المفلسة.

بداية من سنة 1986، نجمت اختلالات التوازنات على مستوى الاقتصاد الكلي خاصة من انخفاض عوائد الصادرات وثقل المديونية الخارجية، بينت مدى الحدود والآثار الناجمة عن السياسات الغذائية والصناعات الزراعية المتبناة آنذاك، الإصلاحات الاقتصادية المنتهجة بداية من نهاية الثمانينات لاسيما تحرير الإنتاج الزراعي، استقلالية المؤسسات، اصلاحات نظام الأسعار، مشاريع إعادة الهيكلة للشعب وكذا عمليات الخوصصة المعتمدة من طرف الشركات القابضة للفلاحة الغذائية ناشئة عن مسألة جديدة مرتبطة بالنمو بتسيير المؤسسات وبتنظيم شعب الفلاحة الغذائية.

I-4- المتعاملين والتدفقات

I-4-1- إنتاج وجمع الحليب الطازج

من منبع الشعبة، إنتاج الحليب مغطى بنسبة كبيرة (أكثر من 80%) بواسطة قطيع الأبقار أما الباقي مكون من حليب النعجة وحليب الماعز، انتاج حليب النوق يبقى هامشي ، إنتاج حليب الماعز يتم في إطار نظام تربية المواشي المتموقع خاصة في المناطق الجبلية والهضاب.

يمتلك مربو البقر الحلوب حوالي 1300000 رأس خلال سنة 1998 موزعة على ثلاث أصناف:

- **نظام الإنتاج المكثف** : "البقر الحلوب المتطور" يتمركز بالمناطق ذات الري الواسع حول المدن، انتاج الحليب المسمى"متطور"يتوضع على قطيع بقر من 130000- 120000 بقرة مستوردة ذات نوعية جينية رفيعة.حوالي 9%-10% من الحجم الوطني تغطي حوالي 40% من الإنتاج الكلي من حليب البقر.

- **نظام الإنتاج الواسع** : "البقر الحليب المحسن" يخص ورشات حجمها يتراوح (1-6 بقرات)المتموقعة في المناطق الجبلية والغابية، هذه الأبقار آتية من عدة تقاطعات بين الأصول المحلية والمستوردة.في سنة 1998 هذا القطيع قدر ب55000 رأس أي 42%-43% من مجموع القطيع وتغطي 40% من الإنتاج.
- **القطيع المحلي** : الذي يمثل 48% من الثروة الوطنية لاتغطي سوى 20% من الإنتاج .

- أكبر كمية من انتاج حليب البقر (80%) آتية من قطيع قدره 675000 بقرة تنتمي إلى نظامي الإنتاج المسيطرين.

في سنة 1994 ،قطيع البقر الحلوب وصل إلى أقصى 198000 رأس BLM و742000 رأس BLA أي مجموع 992000 بقرة.

الجدول(4) :تطور قطيع البقر الحلوب

	BLM	BLA	المجموع
1986	**122256**	**636034**	**758290**
1988	**158675**	**735771**	**894446**
1990	**206000**	**741000**	**950000**
1992	**175613**	**682616**	**858229**
1994	**198000**	**724000**	**922000**
1997	**133070**	**453682**	**566752**
1998	**120600**	**555130**	**650730**

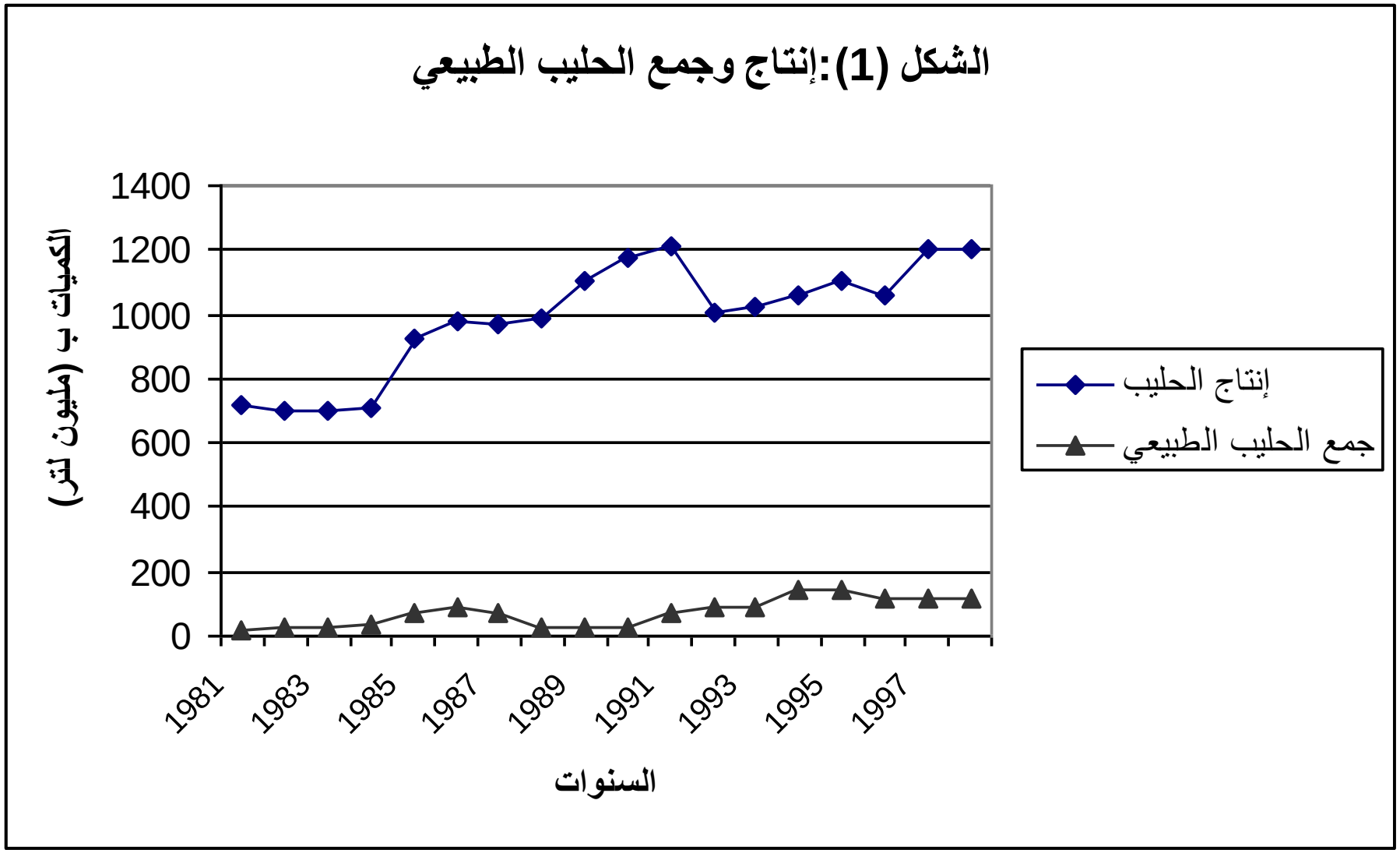
المصدر:[47]

BLM: البقر الحلوب المطور.

BLA: البقر الحلوب المحسن.

تعدى الإنتاج الوطني للحليب سنة1992 مستوى 1.2مليار لتر، قبل أن ينخفض ويستقر عند 1 مليار لتر إلى غاية سنة1997 ، خلال الفترة (85-92) سجلت قدرة استيراد كبيرة من البقر الحلوب (85000 رأس) حيث عرف تطور كبير للإنتاج المحلي.

الشكل (1):إنتاج وجمع الحليب الطبيعي



بقى جمع الحليب الطازج منخفض حيث الكميات المجمعة سنة 1999 كانت أقل من سنة 1993 مليون لتر أي بنسبة 7.7% من الإنتاج الوطني ، حيث عرفت تطورا خلال المنتصف الأول لعشرية التسعينات حيث تضاعفت ب3.7 بين 1990 و1996 مرورا من 37.1 مليون لتر إلى 137.6 لتر، وهذا راجع ربما للتحسن الذي عرفته أسعار الحليب الطازج الذي مر من 7 دج/ل إلى 22 دج/ل ، ثم بدأت تضعف إلى غاية سنة 1999 .لهذا نسبة الإنتاج الوطني المجمعة وصلت إلى أقصى 15.2% خلال سنة 1996 قبل أن تنخفض على 7.7% خلال الفترة 1999-2000 .

I-5- صناعة الحليب

ورث الديوان الوطني للحليب منذ نشأته ثلاث مصانع قدرتها 39682000 لتر خلال سنة 1982 ، هيكل إلى ثلاث دواوين جهوية :

- الجهة الغربية.
- الجهة الوسطى .
- الجهة الشرقية .

في سنة 1992 القدرات المجهزة لمجموع 17 وحدة قدرت ب1574 مليون لتر وتنتج مقدار 1179 مليون لتر . الإنتاج الصناعي تضاعف ب 30 .هذا التطور السريع ناجم عن سياسة متبناة للتصنيع ، مبلغ الاستثمارات المحقق خلال الفترة 70-92 يصل إلى 2.6 مليار دج . 17 وحدة إنتاج أنشأت خلال ثلاث عشريات الأخيرة : 1970(5 وحدات).

الجدول (5) : قدرات القطاع العمومي لصناعة الحليب(سنة 1995)

المنتوج	الوحدة	القدرات
الحليب المبستر	1000هل	11447
مشتقات أخرى	1000هل	589
الجبنة	طن	4196
الزبدة والسمن	طن	2777

المصدر:[47]

تمثلت إعادة هيكلة القطاع العمومي في تنظيم المؤسسات على شكل فروع وتجميعها في مجمع صناعي ، الثلاث مؤسسات الجهوية تم تشكيلها حسب التقسيم الجغرافي، ثم انصهرت واندمجت مشكلة ميلاد مجمع صناعي لإنتاج الحليب(**GIPLAIT**) مع اتخاذها شعبة الحليب ، 18 فرع إنتاج أنشأت ، أوكلت مهمة التموين بالمواد الأولية المستوردة إلى فرع متخصص "**Milktrade**".

كان مجمع (**GIPLAIT**) مشكل من 20 مصنع في طور الانجاز بطاقة قدرها 1.5 مليار لتر معادلة القدرات المجهزة على مستوى القطاع العمومي الذي يمثل قطب مهم والذي يبقى غير مستغل لكامل قدراته.

تتميز صناعة الحليب بقوة تمركزها ، تحتل المؤسسات العمومية المجمعة تحت اسم (**GIPLAIT**) مكانة مسيطرة وشبه احتكار على مستوى الحليب المبستر ، أما ما يخص سوق المنتجات ذات التحويل الثاني فانها تتجه إلى منافسة قوية.

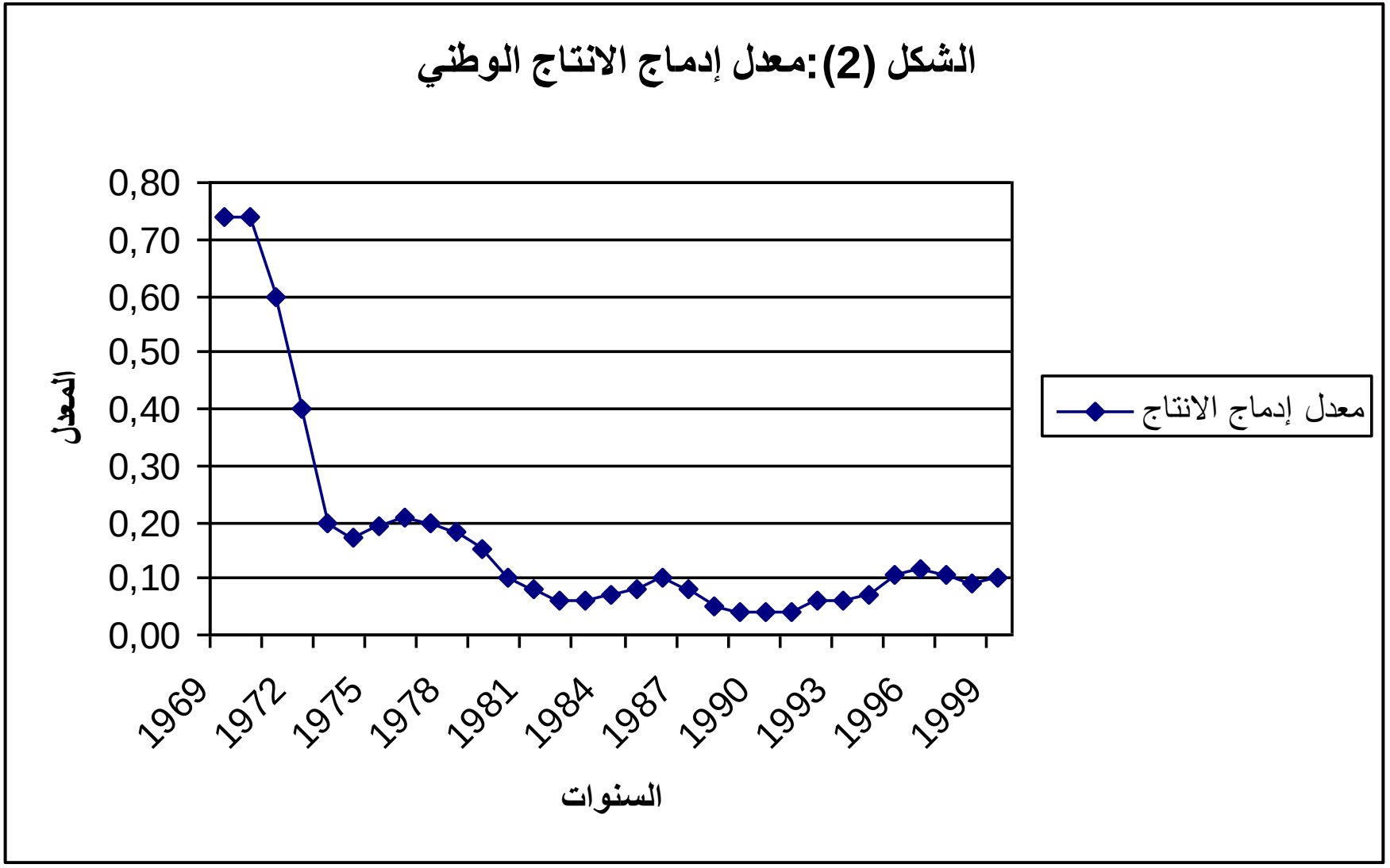
- وفقا لتطور القدرات والطاقات المجهزة، الإنتاج الصناعي للحليب ومشتقاته من طرف مجمع**GIPLAIT** عرف تطورا سريعا إلى غاية **1993** أين سجل 1.4 مليار لتر ثم انخفض ليصل 915 مليون لتر سنة 1999.

في حين معدل الادماج الموافق لحجم الحليب المجمع في الكميات الكلية المنتجة يبقى ضعيف، حيث بقى تحت 6% من 1988 إلى 1993 وأقل من 10% طيلة الفترة 1980-1994 .تطور بعد ذلك في الخمس سنوات الموالية كما هو مبين في الجدول و الشكل الموالي:

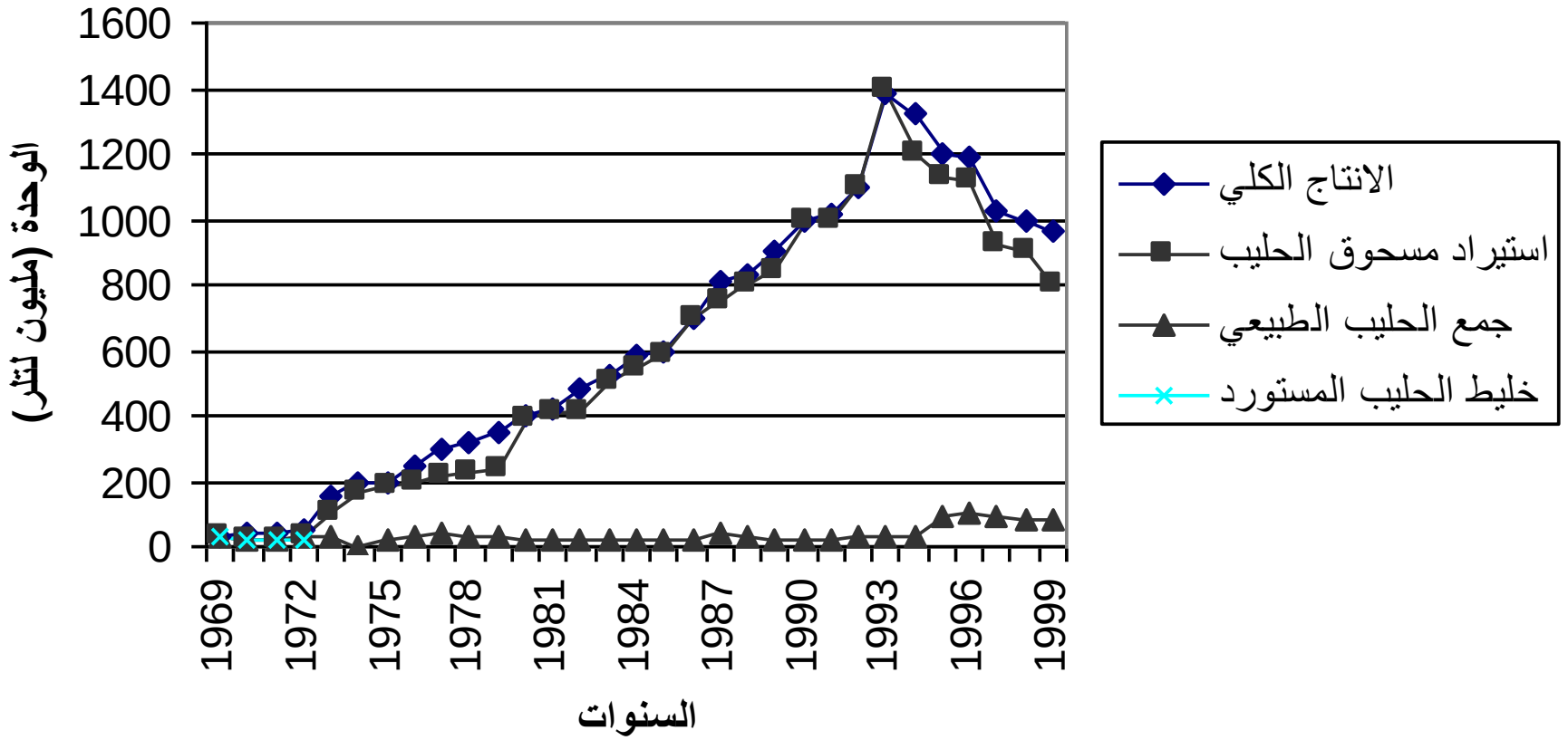
الجدول (6): تطور معدل الادماج

السنوات	الإنتاج الصناعي للحليب (10^5 لتر)	جمع الحليب الطازج (10^5 لتر)	معدل الادماج (%)
1995	1188	125.0	10.5
1996	1186	137.6	11.6
1997	1046	112.7	10.8
1998	1004	92.0	9.2
1999	915	92.9	10.1

المصدر:[47]


الشكل (2):معدل إدماج الانتاج الوطني
0,80
0,70
0,60
0,50
0,40
0,30
0,20
0,10
0,00
المعدل
1969
1972
1975
1978
1981
1984
1987
1990
1993
1996
1999
السنوات
معدل إدماج الانتاج

الشكل(3): جمع الحليب الطبيعي واستيراد وانتاج الحليب الصناعي



الجدول (7): بنية وتطور وفرة الحليب الاصطناعي(1994/1990إلى 1999/1995)

	1990/94	%	1995/99	%	معدل التطور ب%
التحصيل	59.8	5	112.0	10.3	+87.3
الواردات	1132.7	95	955.8	89.7	-15.6
الإنتاج	1192.5	100	1067.8	100	-10.5

المصدر:[47]

انخفاض الواردات ب 15.6% يفسر بقسم كبير (71%) بانخفاض الإنتاج الصناعي الذي انحدر ب 10.5% وبنسبة (29%) من تحسين جمع الحليب الذي تطور بأكثر من 87% ولكن لا يمثل سوى 5% من الوفرة خلال بداية الفترة.

الإنتاج الصناعي للحليب ومشتقاته مؤمن من طرف **GIPLAIT** بواسطة واردات مسحوق الحليب و**MGLA** .

I-6-الواردات

تستورد الجزائر 70% من الحليب ومشتقاته التي يمكن تقييمها حوالي 3400 مليون لتر خلال الفترة(99/96).إذن السوق العالمي للحليب له تأثير هام على نشاط شعبة الحليب في الجزائر.[47]

القيمة السنوية لواردات الحليب ومشتقاته تقدر ب600 مليون دولار، تعد الجزائر ثاني مستورد عالمي لهذه المنتجات بعد المكسيك وقبل مصر، هذا المبلغ تضاعف ب2.5 خلال 20 سنة الأخيرة حيث قيمة واردات الحليب قدرت ب 250 مليون $ في سنة 1980.

منتوجات الحليب تشمل حوالي 25% من قيمة الواردات الكلية للمنتجات الغذائية المقدرة ب2.5 مليار$ ، وتحتل الرتبة الثانية بعد الحبوب (1مليار$ أي 40%)قبل السكر(10%)والزيت والمواد الدسمة(10%).

نستطيع أن نميز ثلاث دوائر تموين أساسية للحليب ومنتجاته المستوردة :

* مسحوق الحليب المخصص لانتاج الحليب المختلط من طرف مؤسسات **GIPLAIT** (M1) ، بصفة عامة يوجد نوعين من المساحيق المستوردة :مسحوق ب 26% من المواد الدسمة والمسحوق المنزوع الزبدة كليا ب 5% من المواد الدسمة ، غياب الدقة الخاصة بهذين النوعين في معظم الوثائق الاحصائية ، يجعل حساب ميزانية الوفرة أكثر صعوبة،مما يؤدي إلى تفاسير مبهمة.

* الحليب على شكل مسحوق ودقيق ملبن مخصص مباشرة للاستهلاك البشري (M2) هذه الدائرة توافق شبكة المؤسسة الوطنية لتوزيع المنتجات الغذائية (ENAPAL) التي تتوفر على احتكار واردات هذه المنتجات.

في بداية سنوات 1990 ،حل هذه المؤسسة وتحرير الواردات ترجم بكثرة المؤسسات الخاصة، حاليا شبكة توزيع مسحوق الحليب معقدة وغير محددة بسبب العدد الهام للمتدخلين وكذا تعدد المنتجات المستوردة(تعدد درجات تركيز الحليب، الماركات).

* ثلاث أنواع من القنوات يخص واردات المنتجات المحولة (الجبن، الزبدة ، قشدة الحيلب ، ياوورت...). هذه القنوات الجديدة نسبيا ليست معروفة بعد(M3) .

إلى غاية سنة 1974 ،صناعة الحيلب في الجزائر تنشط اعتمادا على مسحوق الحليب المستورد الذي يخلط بالحليب المجمع محليا. التكلفة المرتفعة لنقل الحليب الطازج والأسعار الجذابة لمسحوق الحليب وجهت صناعة الحليب نحو إعادة تركيب مسحوق الحليب المستورد. حاليا مصانع الحليب تنشط بنسبة كبيرة بواسطة استيراد مسحوق الحليب والمواد الدسمة للحليب الغير مائي (MGLA)أين كانت الواردات كالتالي:

الجدول(8): واردات مسحوق الحليب والمواد الدسمة الناجمة عن الحليب

السنوات	مسحوق الحليب بالأطنان	(MGLA) بالأطنان	القيمة(10^3 دولار)

1990	113500	26196	234376
1991	91394	20250	183574
1992	119421	31172	273822
1993	60500	11830	136214
1994	36452	5500	71420
1995	54500	2500	129032
1996	101778	13224	252956
1997	76000	4500	154781
1998	100882	5500	187262
1999	77300	6500	128586

المصدر:[47]

نهائيا، الواردات المقامة من طرف الدائرة الصناعية ل"**GIPLAIT** **"** تمثل حوالي 40% من الكميات المستوردة و 30% من قيمتها.

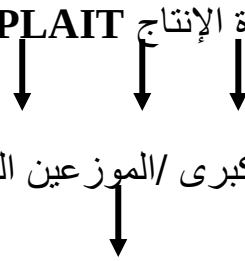
I-7- توزيع الحليب ومشتقاته

قنوات تسويق وتوزيع الحليب ومشتقاته أصبحت أكثر تعقيدا ، مع إعادة تمركز المؤسسات العمومية ووصول نشطاء جدد ، من أول وجهة عامة، من الممكن تمييز ثلاث أنواع من القنوات :

1. **القنوات الموازية c1:** تخص الاستهلاك الذاتي أو البيع الجواري للحليب المجمع العادي ومشتقاته المصنعة بطريقة تقليدية(لبن رايب، جبن ،زبدة الريف...).

من الصعب قياس وتقييم الكميات المجمعة من الحليب من طرف الملبنات الجديدة والمؤسسات الصغيرة والمتوسطة، حيث تعتبر أنها تنتمي للقنوات الموازية، حيث تحتل هذه الأخيرة مكانة كبيرة حيث تؤمن حوالي ثلثي الاستهلاك الكلي للحليب.

2. **القنوات الرسمية c2:** تخص القنوات الموروثة من مؤسسة عمومية سابقة لتجارة الحليب الصناعي ومشتقاته.فيما يخص القنوات الرسمية الطويلة ، يجب أن نميز بين المنتجات المحولة من طرف الصناعة المحلية ومن جهة أخرى مسحوق الحليب والدقيق الملبن المستورد لإعادة بيعه من طرف الدولة.

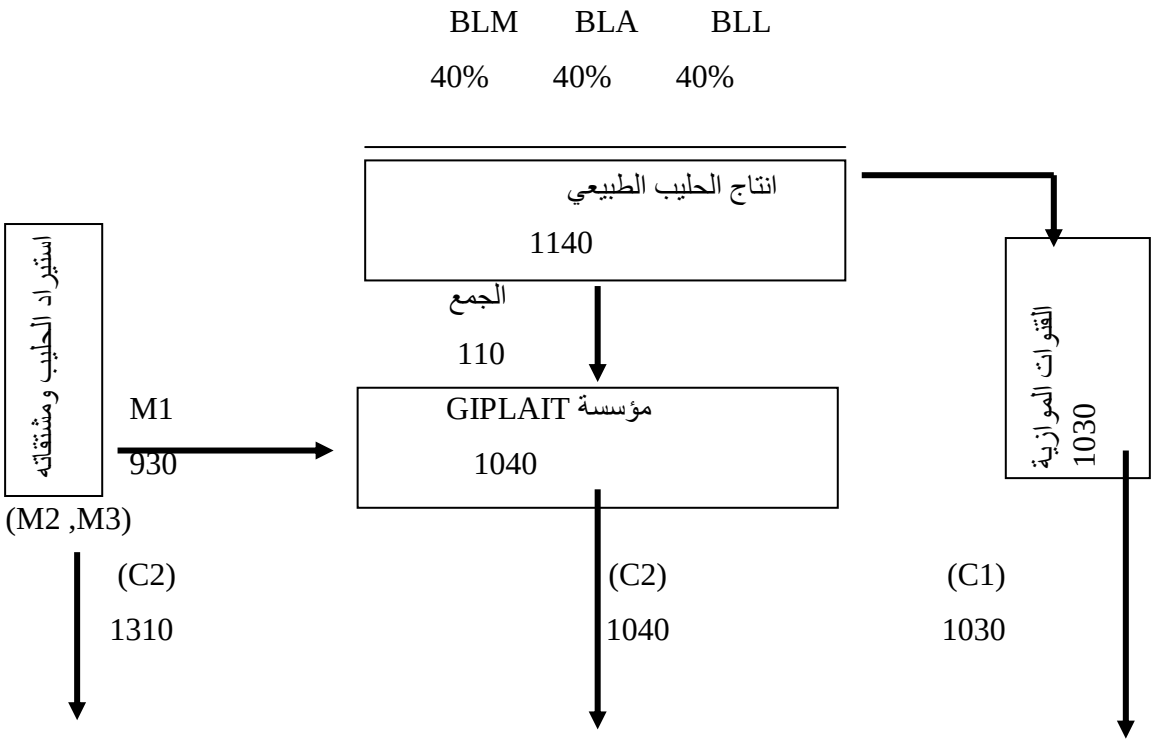


واردات مسحوق الحليب والدقيق الملبن كانت محتكرة من طرف المؤسسة العمومية ENAPAL التي تتوفر على شبكة توزيع خاصة بها و تمون بائعين خواص صغار.
القنوات الرسمية القصيرة تخص البيع المباشر لوحدات الإنتاج للمستهلكين.
3- القنوات الواسعةc3 :تطورت حاليا مع تحرير الاقتصاد وغياب احتكار المؤسسات العمومية ، كما يمكن أن نسجل التطور السريع لمؤسسات خاصة للاستيراد والتوزيع المتخصص في وظيفة البيع بالجملة .هذه المؤسسات استثمرت بصفة كبيرة في المواد ذات مدة حفظ طويلة (مسحوق الحليب وحليب الأطفال)ومرات في الطازج مثل (الجبن ، الزبدة).
بالإضافة لهذا عدة تجار زيادة على المؤسسات المتوسطة والصغيرة الغذائية دخلوا قطاع التوزيع بالتجزئة ونصف الجملة، مؤمنين بذلك شبكة التوزيع العمومية السابقة.

المخطط العام وميزانية تدفق الشعبة

البنية العامة لشعبة الحليب ممثلة بالمخطط رقم 1

المخطط رقم 1:المخطط المبسط لشعبة الحليب في الجزائر(متوسط 1996-1999)بملايين اللترات.



مسحوق الحليب والمنتجات المستوردة المحولة	منتجات مجمع GIPLAIT	القنوات الموازية الجديدة
39%	31%	30%
السيولة الوطنية الكلية3380		

M: قنوات تموين الحليب المستورد

C: قنوات تسويق وتوزيع الحليب ومشتقاته.

1- الاستهلاك الذاتي أو البيع الجواري للحليب ومشتقاته.

2- الدائرة الموروثة عن المنظمة السابقة لتسويق الحليب ومشتقاته.

3- الدائرة الواسعة مطورة مواكبة لتحرير الاقتصاد.

4- الدائرة الدولية للمنتجات المحولة.

بصفة عامة العرض الكلي لحليب الاستهلاك يصل إلى قرب 3.38 مليار لتر خلال الفترة (1996-1999) ومشكل على النحو التالي:

الجدول (9):بنية استهلاك الحليب لسنة 1992

الكميات (10^6 لتر)	%	لتر/ساكن
القنوات الموازية والمؤسسات الخاصة c1	1030	30.5	35.1
القنوات الصناعية GIPLAIT c2	1040	30.8	35.4
القنوات الواسعة c3			
مسحوق الحليب والمنتجات المحولة المستوردة	1310	38.7	44.6
المجموع	3380	100	115.1
- من الواردات	2240	66.3	76.3
- من الإنتاج الوطني	1140	33.7	38.8

المصدر:[47]

الواردات تؤمن 3/2 من الاستهلاك الكلي للحليب ومشتقاته حوالي 76 لتر /ساكن.

I-8- تكون وتطور الأسعار

يعتبر الحليب المعد للاستهلاك كمنتوج ذا أهمية وأولوية أين يجب أن تكون الأسعار منخفضة مقارنة مع القدرة الشرائية للسكان ، لهذا الغرض أسعار الاستهلاك المحددة من طرف الدولة تكون أقل من سعر الحليب الطازج ولا تغطي تكلفة الدخل لمنتجي الحليب ومحوليه.

هذه السياسة أرغمت الدولة لتدعيم أسعار هذه المنتجات بفضل " رسم معدل" الذي يمر عبر حساب الخزينة المسمى" صندوق تعديل الأسعار" ، هدف هذا الصندوق هو ضمان تدعيم الأسعار على مستويين:

- **تدعيم أسعار الإنتاج:** مؤسس على تحديد أقل سعر مضمون(PMG) بالنسبة لجمع الحليب الطازج المحلي .التدعيم الممنوح مخصص لتغطية الفرق بين PMG والسعر المرجعي المحدد بالرجوع إلى سعر الدخل المتوسط للاستيراد .والهدف المنشود هو تنحية الامتياز المقارن أو الموازي الموجود

بالنسبة لمسحوق الحليب، لحث مؤسسات التحويل لجمع الحليب الطازج المحلي.

- **تدعيم أسعار الاستهلاك:** يعدل الفرق بين تكلفة دخل الحليب المحول وسعر بيعه المحدد نظاميا . تدعيم الاستهلاك يخص الحليب المحلي أكثر من الحليب الممزوج انطلاقا من المسحوق المستورد ، ولكن يطبق فقط على الحليب الموجه للاستهلاك ، أما مشتقات الحليب لا تخضع لنظام أسعار محددة من طرف الادارة . في سنة 1994هامش التحويل كان ب 4 دج ، تكلفة الدخل للحليب المبستر قدرت ب10.1 دج /لتر، وتدعيم الاستهلاك حدد ب 10.1دج-8.5دج = 1.6دج ، سعر الاستهلاك هو 8.5دج.

بالمجموع الحليب الطازج المحلي استفاد من كلا التدعيمين أي :

11.9دج + 1.6دج = 13.5دج/لتر.

إلا أن الحليب المشكل من المسحوق المستورد لا يمسه التدعيم إلا للاستهلاك أي 1.6دج/لتر.

في سنة PMG,1995 تطور ليصل إلى 22دج/لتر، والتدعيم وصل إلى 11.3 دج/لتر على أساس مرجعي ب 10.7 دج/لترهذا التعويض يقسم بين المنتجين (علاوة الحث 4دج/لتر) والمحولين (7.3دج/لتر) ، تدعيم أسعار الاستهلاك تطور كثيرا من 1.6دج ليصل إلى 5.2دج خاصة بسبب الأسعار المرجعية المرتبطة بارتفاع أسعار الاستيراد .

الجدول (10) :تطور بنية أسعار الحليب (1986-1996) :

	1986	1989	1992	1993	1994	1995	1996	2000-1997

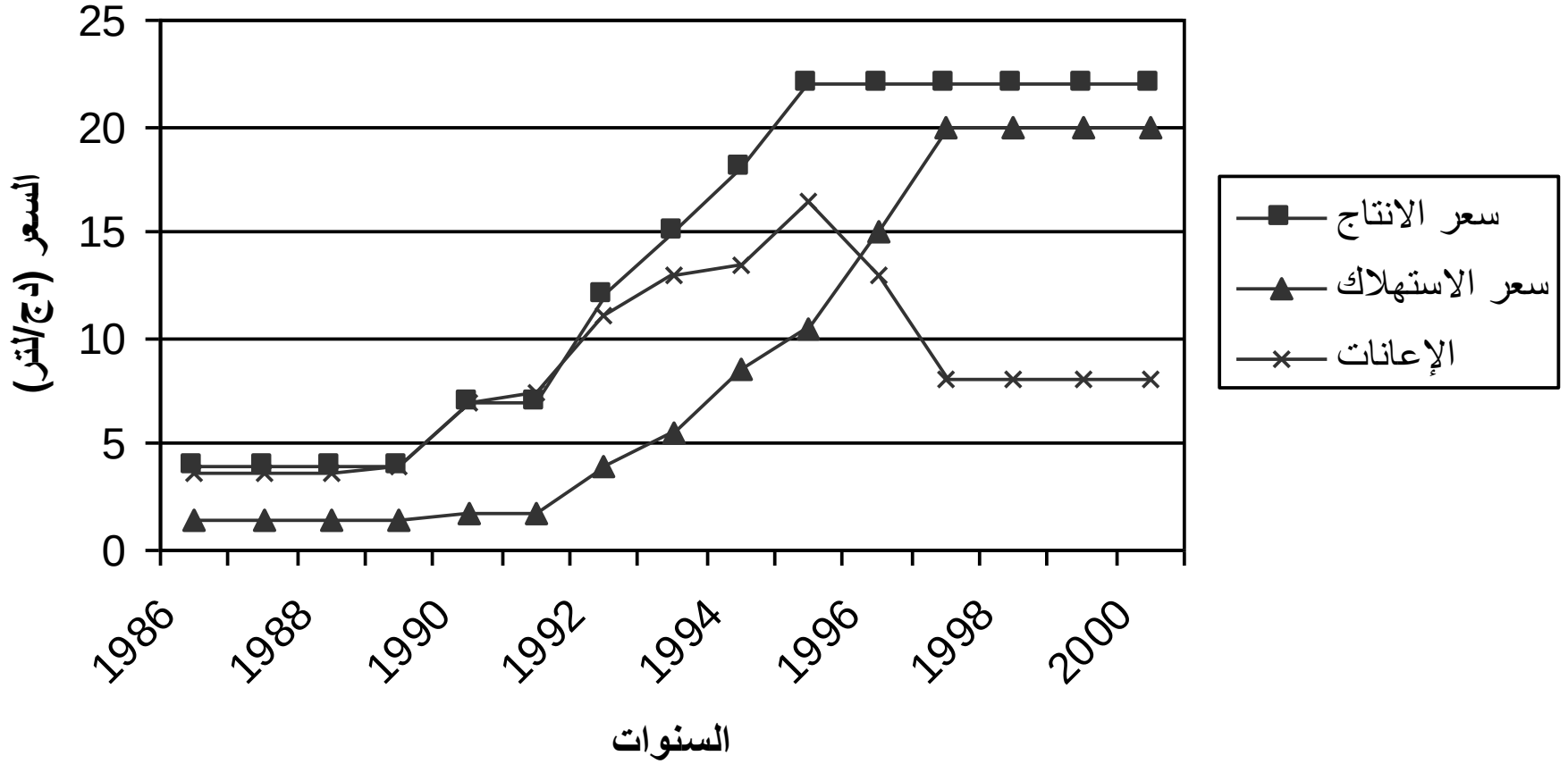
1- أقل سعر مضمون	4.00	4.00	12.00	15.00	18.00	22.00	22.00	22.00
2- السعر المرجعي	0.40	1.50	4.80	4.20	6.10	10.70	14.00	14.00
3- SPP=1-2	3.60	2.50	7.20	10.80	11.90	11.30	8.00	8.00
4- تكاليف التحويل	1.20	1.70	3.00	3.50	4.00	5.00	6.00	6.00
5- تكلفة الدخل	1.60	3.20	7.80	7.70	10.10	15.70	20.00	20.00
6- SPC =5-7	0.10	1.50	3.80	2.20	1.60	5.20	5.00	0.00
7- سعر الاستهلاك	1.50	1.70	4.00	5.50	8.50	10.50	15.00	20.00
8- STLC =3+6	3.70	4.00	11.00	13.00	13.50	16.50	13.00	8.00

SPP: إعانات أسعار الإنتاج.

SPC: إعانات أسعار الاستهلاك =الاعانات الكلية للحليب المشكل.

STLC: الاعانات الكلية للحليب الطبيعي وتحوي " 4 دج علاوة للمنتجين ".

الشكل(4):سعر الإنتاج والإستهلاك للحليب (1986-2000)



بداية من سنة 1995 ، النظام الجديد للأسعار يخص تدعيم عند الإنتاج، والتخلي المتواصل للتدعيم عند الاستهلاك، لكن انعدم هذا كليا في جانفي 1997 ، السعر عند الاستهلاك وصل لغاية 20 دج/لتر.

والآن الارادة بإلغاء الإعانات على الاستهلاك وتحديد الاعانات على الإنتاج بدون السماح بالارتفاع المتواصل لأسعار الاستهلاك عرقل منتجي الحليب الطازج وأيضا المحولين، بينت دراسات حالية أن أسعار إنتاج الحليب الطازج لا تؤيد هذا الإنتاج الذي يعتبر كمنتوج أولي، في الواقع يعتبر النشاط في ميدان الحليب ذات مردودية أقل بالنسبة للمنتجين حيث تمثل نشاط ثانوي بعد انتاج اللحوم .

الجدول (11): تكلفة الإنتاج في تعاونيات الشرق الجزائري

	المزارع النموذجية	**المزارع الخاصة**	**مجموع التعاونيات**
1988	**27.56**	**24.60**	**25.46**
1999	**27.49**	**24.66**	**25.17**

المصدر: ITEL-SYFEL

في سنة 1997 المجلس الوطني المهني للحليب CNIF وضع ملفات تقنية تقوم بحساب تكلفة الحليب الطازج من خلال تقدير التكاليف وبواسطة مردودية الحليب .

الجدول(12): تكلفة انتاج الحليب الطازج حسب المردودية:

المردودية لتر/سنة	**3000**	**3500**	**4000**	**4500**
تكلفة الدخل دج/لتر	**49.90**	**42.79**	**37.44**	**33.28**

المصدر: البطاقة التقنية ل CNIF LAIT

سعر الاستهلاك معد بتقدير تكاليف التحويل ب 8دج . الأسعار المحددة إداريا تقع تحت التكلفة الحقيقة وبالتالي ينجر عنها عجز هيكلي هام. مصالح GIPLAIT قدرت الخسائر ب 4 دج للحليب محفوظ في زجاجات بلاستيكية، و بـ 6 دج/لتر للحليب المحفوظ في العلب.

تزايد المديونية للمجمع الصناعي عرقلت سياسة التطهير وتوجيه المؤسسات تغطية هذه المديونية والمصاريف المالية تأتي عن طريق تغطية بنكية وتحويل متدرج للمديونية على المدى المتوسط إلى ديون حتمية .

المبلغ السنوي للتكاليف المالية وصلت 3 مليار دينار مساويا للقيمة المضافة للسنتين الأخيرتين 1999-1998.

تعرضنا في هذا الفصل كيفية تطور إنتاج الحليب على المستوى العالمي أين رأينا أن هناك اهتمام كبير لبعض الدول المنتجة للحليب بتربية المواشي من بقر وغيره لرفع من مردودية هذه الأخيرة، كما رأينا أيضا تطور الإنتاج في الجزائر من خلال عملية استيراد كميات من الخارج لإعادة التحويل إلى حليب الاستهلاك، وأيضا رأينا تطور جمع الحليب الذي كان قليل جد ا مقارنة مع المستورد وهذا على المستوى الوطني. كما سجلنا غياب بعض المتعاملين في توزيع الحليب مع دخول الجزائر اقتصاد السوق، وهذا ما سيدفع بالمؤسسات إلى إيجاد آليات تسيير جديدة من أجل اكتساح السوق بعد أن تشبع زبائنها الحاليين، لذلك سنتطرق في الفصل القادم بتعريف المؤسسة ومدى فعالية التنبؤ بالنسبة لعملية البيع وبالتالي تسويق منتجها لضمان بقائها.

المؤسسة و التنبؤ

II-المؤسسة والتنبؤ

سنحاول في هذا الفصل التطرق إلى تعريف مختلف أنواع المؤسسات الممكن تواجدها في المحيط الاقتصادي، كما سنتعرض للوظائف التي تقوم بها هذه المؤسسات من إنتاج للسلع وبيعها، كما نتطرق إلى أهمية استخدام التقنيات الإحصائية في التسيير داخل المؤسسة، وبالأخص عملية التنبؤ التي تساعد في تخطيط السياسات المستقبلية من خلال التعرف على احتياجات المستهلكين وحجمهم، ومن ثم التخطيط للإنتاج الواجب لسد هذه الحاجيات من ناحية الكم والجودة. كما سنتطرق لعرض مختلف طرق التنبؤ ومعايير اختيارها.

II-1- وظيفة البيع في المؤسسة

II-1-1 تعريف المؤسسة

للمؤسسة تعاريف متعددة ومختلفة نذكر منها ما يلي:

- المؤسسة هي الوحدة الاقتصادية التي تمارس النشاط الإنتاجي والنشاطات المتعلقة به من تخزين وشراء وبيع من أجل تحقيق الأهداف التي وجدت المؤسسة من أجلها [16] .
- المؤسسة عبارة عن مجموعة من الوسائل وضعت لتحقيق مهام معينة وللوسائل هذه أنواع : الوسائل البشرية، المادية، ووسائل التمويل[15].
- المؤسسة هي كل تنظيم اقتصادي مستقل ماليا في إطار قانوني واجتماعي معين هدفه دمج عوامل الإنتاج من أجل الإنتاج أو تبادل سلع أو خدمات مع أعوان اقتصاديين آخرين بغرض تحقيق نتيجة ملائمة وهذا ضمن شروط اقتصادية تختلف باختلاف الحيز المكاني والزماني الذي توجد فيه وتبعا لحجم ونوع نشاطها[15].

II-1-2 خصائص المؤسسة

من التعاريف السابقة للمؤسسة يمكن استخلاص الخصائص التالية :

- للمؤسسة شخصية قانونية مستقلة من حيث امتلاكها لحقوق وصلاحيات أمن حيث واجباتها و مسؤولياتها.
- القدرة على الإنتاج أو أداء الوظيفة التي وجدت من أجلها.

- المؤسسة وحدة اقتصادية أساسية في المجتمع الاقتصادي فبالإضافة إلى مساهمتها في الإنتاج ونمو الدخل الوطني فهي مصدر رزق الكثير من الأفراد.
- تصنف المؤسسة حسب نوعين :

أ- التصنيف حسب القطاعات الاقتصادية

هذا التصنيف سهل وبسيط فمن خلاله نميز المؤسسات الصناعية و التجارية والفلاحية ومؤسسات الخدمات.

ب- التصنيف حسب الشكل القانوني

من ناحية ملكية المؤسسة نميز نوعين:

*** المؤسسات العامة**

المؤسسات العامة هي التي تعود ملكيتها للدولة وتهدف هذه المؤسسات من خلال نشاطها الاقتصادي إلى:

- تحقيق مصلحة المجتمع.
- تلبية حاجيات المستهلكين.
- رفع مستوى معيشة الأفراد.
- تحقيق عائد مناسب على رأس المال المستثمر.
- التكامل الاقتصادي على المستوى الوطني.
- تقليل الصادرات من المواد الأولية و تشجيع الصادرات من الفائض في المنتجات.
- الحد من الواردات.

*** المؤسسات الخاصة**

المؤسسات الخاصة هي التي تعود ملكيتها إلى الأفراد أي المقاولين والمساهمين الذين يملكون رؤوس الأموال ولهم السلطة التامة في التسيير.

II-1-3 تعريف وظيفة البيع

تتمثل وظيفة البيع في خلق الطلب على سلعة ما.ثم ايجاد مشتري لهذه السلعة وبعد ذلك تفاوض البائع مع المشتري على السعر وشروط البيع، و أخيرا نقل ملكية السلعة وهناك عدة تعاريف لهذه الوظيفة:

وظيفة البيع هي العملية الخاصة بإيجاد الطلب على المواد التي تقوم بتوزيعها المؤسسة والمحافظة على هذا الطلب وتطويره والقيام بكل ما تحتاجه هذه العملية من مهام ومسؤوليات[19].

هي ذلك النشاط المتعلق بالتعريف على تحديد احتياجات المستهلكين ورغباتهم في تقديم السلعة بطريقة تؤدي بالمستهلك المرتقب إما اتخاذ قرار بالشراء وإما زيادة درجة اقتناعه بالسلعة.

II-1-4 أهمية وظيفة البيع

تتجلى أهمية البيع في عدة أوجه يمكن إبرازها فيما يلي[19]:

- تحقيق أهداف المشروع البيعية والتسويقية وذلك من خلال مسؤولياتها عند زيادة مبيعات المشروع وأرباحه وبالتالي المساهمة في تحقيق استقراره ونموه.
- ارتفاع تكاليف أداء وظيفة البيع: تتميز تكلفة أداء وظيفة البيع بالارتفاع واحتلالها نسبة كبيرة من ميزانية التسويق في معظم الشركات.
- تحقيق أهداف المسؤولية الاجتماعية للمشروع: تبدو أهمية تحقيق مثل هذه الأهداف الاجتماعية في تحقيق أهداف المشروع من حيث الاستقرار والنمو.
- توفير فرص عمل لأفراد المجتمع: إن وظيفة البيع من الوظائف الأساسية للمشروع وجميع المشروعات تحتاج إلى كفاءات بشرية للعمل في مجال وظيفة البيع، الشيء الذي أدى إلى إيجاد فرص عمل.

II-2 التنبؤ بالمبيعات

يعتبر التنبؤ من التقنيات الحديثة في مجال التسيير الفعال لما له من أهمية بالغة في المجال الاقتصادي، وباعتباره طريقة جيدة في عملية اتخاذ القرارات، فالقيام بعملية التنبؤ

بشكل صحيح يوصلنا إلى الهدف المطلوب وذلك من خلال الاعتماد على الأسس العلمية والطرق الإحصائية لعملية التنبؤ على ضوء الإمكانات المتاحة وذلك باتباع الشروط التالية:

- توافر المعلومات اللازمة والكافية بعملية التنبؤ.
- الدقة في استخدام الوسائل الإحصائية.
- المعرفة التامة لرجال الإدارة للوسيلة المستخدمة للتنبؤ بالمبيعات(لكي يتمكنوا من تطبيق نتائجها).

II-2-1 أهمية التنبؤ بالمبيعات

إن الغرض الأساسي من إجراء عملية التنبؤ بالمبيعات هو الوصول إلى رقم المبيعات التقديرية، سواء كان هذا الرقم يعبر عن كمية أو قيمة لفترة زمنية قادمة. كما يعطي التنبؤ بالمبيعات مؤشرا عن حجم المبيعات المتوقعة الذي يمكن تحقيقه من سلعة أو مجموعة سلع في فترة زمنية.[9]

تهدف عملية التنبؤ بالمبيعات إلى :

- الكشف عن ميول المستهلكين المحتملين عند شراء سلعة ما والتعرف على القوى الشرائية لديهم من أجل تحديد احتياجات الأسواق خلال فترات معينة .
- تحديد الطلب المحتمل على السلع الجديدة للتأكد من الأرباح المراد تحقيقها.
- تحديد مراكز البيع.
- تحديد مناطق التوزيع الفعالة.
- كما تكمن أهمية التنبؤ أيضا في جداول الإنتاج، المخزون، الشراء، تقدير احتياجات المؤسسة من الأيدي العاملة والاحتياجات المالية من اجل تحديد الأرباح.

II-2-2 العوامل المحددة للتنبؤ بالمبيعات

هناك عوامل عدة تؤثر في حجم المبيعات المتوقع، منها عوامل داخلية ومنها ما هي خارجية**[19]** :

العوامل الداخلية

العوامل الداخلية هي التي يمكن أن تتحكم فيها المؤسسة :

- طرح سلع جديدة وتطوير القديمة.
- استخدام أساليب توزيع جديدة.
- التسعير .
- الإعلان .
- الموارد المالية .

العوامل الخارجية : تتمثل في :

1- عوامل البيئة التجارية: تتركب من

1-1 العوامل السياسية

تعتبر الحروب والخلافات الدولية وتقلبات الأوضاع السياسية الناتجة عن خلافات الكتل السياسية، ذات أثر كبير على عملية التخطيط والتنبؤ بالمبيعات.

2-1 العوامل الاقتصادية

تتأثر المشاريع بالتقلبات الاقتصادية العامة من حيث مردودها في فترات رواج أو كساد والتي تتأثر إيجابا أو سلبا على عملية التنبؤ بالمبيعات.

3-1 الرقابة الحكومية على النشاط البيعي

تفرض الحكومة أحيانا إجراءات وأنظمة على نوعية السلعة المنتجة ومواصفاتها وأسعارها مما يؤثر على عملية التنبؤ بالمبيعات.

4-1 السكان

تتأثر عملية التنبؤ بالمبيعات بعدد السكان وتوزيعهم حسب فئات الأعمار، الجنس ونسبة النمو السكاني والعادات الاستهلاكية.

5-1 العوامل الاجتماعية

تؤثر القيم والعادات الاجتماعية السائدة على عملية التنبؤ بالمبيعات.

6-1 العوامل التقنية

تؤثر هذه العوامل على التنبؤ بالمبيعات نتيجة التطور التكنولوجي المستمر والذي يؤدي إلى خفض الأسعار نتيجة انخفاض التكاليف.

- القدرة الشرائية.
- الدخل الوطني.
- مستوى المنافسة في السوق.
- نسبة الضرائب.
- تقلبات الأسعار.

II-2-3 متطلبات التنبؤ بالمبيعات

تتمثل متطلبات التنبؤ بالمبيعات في العناصر التالية[19]:

- الاهتمام والإلمام بمختلف السجلات الماضية المتعلقة بعملية التنبؤ.
- حصر العوامل المؤثرة على حجم المبيعات.
- مراجعة وتصحيح التنبؤات والتقييم في المستقبل.
- المعرفة التامة للسلع المنافسة والبديلة.
- معرفة مرونة الطلب التي يعبر عنها بأنها نسبة التغير في المبيعات الناتجة عن تغير أحد العوامل التي تؤثر على الطلب (السعر، الدخل، الإشهار).

II-3 طرق التنبؤ ومعايير اختيارها

II-3-1 الطرق التنبئية

تميزت فترة الستينات بالتطور المعتبر في مجال التنبؤ بالنسبة للمؤسسات الاقتصادية وتولدت القناعة التامة بضرورة تطبيق واستعمال طرق التنبؤ كوسيلة لتجنب الخسائر والتخفيض من درجة الضرر المستقبلي غير المتوقع، والمساهمة في اتخاذ أفضل القرارات وأحسنها، ويمكن عموما أن نميز نوعين لطرق التنبؤ وهي :

* طرق التنبؤ الكمية.
* طرق التنبؤ الكيفية.

أ.طرق التنبؤ الكمية

هذا النوع من الطرق يعتمد أساسا على سلسلة المشاهدات المسجلة في الماضي بدلالة الزمن بهدف التنبؤ بالتطورات التي ستحدث في المستقبل وهو الأكثر تطور أو بالنسبة لطرق التنبؤ الأخرى حيث أنه يحمل في رصيده عددا كبيرا من طرق التنبؤ التي تتجاوب مع مختلف الحالات، ويعود سبب استعمال الطرق المختلفة لهذا النوع إلى سببين رئيسيين هما:[18]

- مكانتها وسهولة المناهج التي تتبعها بالإضافة إلى دقة النتائج المتحصل عليها .
- التطور السريع للإعلام الآلي واستعماله الواسع في المؤسسات حيث أن الحاسوب يسمح بتخزين وجمع المعطيات مهما كان حجمها كما أنه يتميز بسرعة وفعالية تنفيذ العمليات المختلفة.

ومن الطرق التي تنتمي إلى هذا النوع، نذكر بعض الطرق التي تعتمد على السلاسل الزمنية مثل : طرق التمهيد بالمتوسطات المتحركة، طرق التمهيد الأسي، وطريقة بوكس جيكنز، بالاضافة إلى بعض الطرق الأخرى التي تعتمد على النماذج الانحدارية مثل : طرق الانحدار والارتباط البسيط أو المتعدد وتستعمل طرق التنبؤ الكمية عموما وغالبا في حالات التنبؤ على المدى القصير والمتوسط.

ب.طرق التنبؤ الكيفية

تسمى أيضا بالطرق التكنولوجية التي بدأت الدراسات الأولى حولها في الخمسينات حيث كانت تطبق إلا على المستويات الحكومية أو على مستوى المجمعات نظرا لتكاليفها الباهضة ولكن في السنوات الأخيرة بدأت بعض المؤسسات الكبرى في استعمال طرق هذا النوع، والذي توصلت بموجبها إلى نتائج إيجابية وملموسة وهذا النوع يستعمل على الخصوص في الحالات التي نقدم فيها المعطيات الزمنية (أي سلسلة المشاهدات المسجلة عبر الزمن)، كما يستعمل في حالات التنبؤ على المدى الطويل، كما أنه يعتمد عموما إما بالمدة الزمنية القصوى لاعتماد منتوج جديد أو منهج جديد من خلال عدد من الاكتشافات العلمية التي لم تطبق بعد، وإما بالتنبؤ بالاختراعات والاكتشافات التي من الممكن أن تكتشف في ميادين معينة حيث أن الكثير من المؤسسات الكبرى تجري دراسات وتنبؤات حول التكنولوجيا الجديدة والمناهج التي يمكن أن تكتشف في ميدان نشاطها حتى تتمكن من

مواكبة التطور وتسهل عملية البرمجة والتخطيط والمساهمة في اتخاذ القرارات وأحسنها.[25]

II -2-3 معايير اختيار طرق التنبؤ

يعتقد الكثير أن اختيار طريقة معينة بهدف التنبؤ تعتمد على معيار واحد يتمثل في دقة النتائج التي تعطيها كل طريقة، بينما الكثير من المؤسسات لا تستطيع استعمال الطرق الأكثر دقة بسبب تكاليفها الكبيرة أو لعدم توافقها مع طبيعة المعطيات، حيث أنه لا توجد طريقة يمكن استعمالها لدراسة كل الحالات ومن أجل ذلك سنحاول تقديم أهم المعايير التي تساعد كثيرا في عملية الاختيار[19].

أ.مدى التنبؤ

يعتبر هذا المعيار ذو أهمية كبيرة في عملية اختيار طريقة من طرق التنبؤ حيث نجد اختلافات كبيرة بين المؤسسات فيما يخص مدى التنبؤ فمنها التي تعتمد على المدى القصير جدا ومنها التي تعتمد على المدى القصير، كما نجد التي تعتمد على المدى المتوسط أو المدى الطويل، بالإضافة إلى اختلاف مفهوم نفس المدى من مؤسسة إلى أخرى ولمعرفة الطرق التي تتناسب مع كل مدى نعرض بعض المفاهيم التوضيحية للمدى.

1) المدى الجد قصير

يهتم هذا المدى بمختلف النشاطات الضرورية لسير مؤسسة ما بهدف تحسين أدائها عن طريق إدخال تغييرات وتعديلات طفيفة، ويعتبر التنبؤ على المدى الجد قصير سهل وبسيط نظرا لتوفر المعطيات اللازمة فمثلا : يمكن التنبؤ بمبيعات سلعة معينة للأسبوع القادم من خلال معرفة الطلبيات المتوفرة.

2) المدى القصير

يهتم فيه المختص بوضع برنامج انطلاقا من معطيات شهرية أو ثلاثية للتنبؤ بالطلب ، ويعتبر التنبؤ على المدى القصير الأكثر تلاؤما في حالة توفر المعطيات على شكل سلسلة زمنية، كما يفترض وجود نوع من الاستقرار في الميدان الاقتصادي حيث يكون تأثير العوامل الخارجية ضعيف جدا، ومن بين الطرق استعمالا على المدى القصير نذكر، طرق التمهيد، وطرق الانحدار البسيط والمتعدد، وكذلك طريقة بوكس جيكنز.

3) المدى المتوسط

يهتم فيه المتخصصون بالتنبؤ بقيم الموارد المخصصة لمختلف النشاطات الاقتصادية بالتعاون مع مصلحة تحضير الميزانيات على أساس معطيات سنوية مثل : المبيعات والتكاليف، كما أنه يعطي أهمية كبيرة لكل من المركبة الدورية ومركبة الاتجاه العام من خلال الكشف عن نقاط الانعطاف وبالمقابل يهمل تماما المركبة الفصلية، ومن بين الطرق الأكثر تلاؤما واستعمالا على المدى المتوسط نذكر (طرق السلاسل الزمنية، وطرق الانحدار).

4)المدى الطويل

يستعمل التنبؤ على المدى الطويل في الميادين الإستراتيجية لأجل تحديد مستوى تحويل واستعمالات رؤوس الأموال وكذلك لأجل معرفة الطريقة المثلى التي تسمح بتحديد الأهداف الموجودة بالاعتماد على العوامل والمتغيرات التي يمكن التحكم فيها، والتي تلعب دورا فعال ومؤثرا فيما يخص اتخاذ القرارات، ويتميز التنبؤ على المدى الطويل بنسبة خطر كبيرة، وأضرار غير متوقعة بسبب الفاصل الزمني الكبير بين لحظة إجراء عملية التنبؤ ولحظة المتنبأ بها في المستقبل وبالمقابل يمكن التدخل في أي لحظة تتوفر فيها معطيات جديدة لها تأثيرات معتبرة بهدف إدخال تعديلات على التنبؤ.

ب. المركبات الأساسية التي تتميز بها المعطيات

تحتوي أي سلسلة معطيات على مركبات تحكم سيرها وتلعب دورا أساسيا في عملية التنبؤ، وعادة ما نجد المركبات التالية:

- مركبة الاتجاه العام، المركبة الفصلية، المركبة العشوائية، المركبة الدورية. وتعتبر عملية الكشف عن هذه المركبات في سلسلة المعطيات مرحلة أولية ذات أهمية كبيرة فيما يخص طريقة التنبؤ الملائمة حيث أننا نجد طرق تتميز بمرونة أكثر من طرق أخرى وقادرة على معالجة المعطيات حسب طبيعة المركبة التي تحتويها وإعطاء أفضل النتائج.

ج.دقة الطريقة وسهولة استعمالها

يعتبر معيار دقة الطرق من أهم المعايير السالفة الذكر للمختصين في مجال التنبؤ ويمكن أن نعرف دقة طريقة ما باستعمال كل المعطيات المسجلة لقياس نسبة الخطأ بين القيم الحقيقية والقيم المتنبأ بها عن طريق حساب مربع الخطأ المتوسط أو عن طريق حساب الانحراف المطلق المتوسط، كما يمكن تقسيم سلسلة المشاهدات إلى قسمين وتطبيق إحدى الطرق التنبئية على القسم الأول من أجل التنبؤ بقيم القسم الثاني وبالتالي نقارن النتائج المتنبأ بها مع قيم القسم الثاني الذي يمثل القيم الحقيقية لسلسلة المشاهدات ، وتعتبر طريقة الحساب الثانية الأكثر استعمالا من أجل معرفة دقة النتائج، أما فيما يخص سهولة استعمال طريقة ما من طرق التنبؤ يمكننا الاعتماد على:

- المدة الزمنية التي يجب أن تجري فيها عملية التنبؤ كذلك عدد المواد أو المتغيرات التي نريد أن نتنبأ بقيمتها مستقبلا.
- درجة التعقيد التي تتميز بها الطريقة وسهولة فهمها بسرعة من طرف المستعمل دون اللجوء إلى إجراء تربص أو تكوين في الميدان.

بعد تعرضنا للتنبؤ ودوره في المؤسسة، سنتطرق إلى تعرف المؤسسة قيد الدراسة ونشاطها.

II-4-دراسة حالة ملبنة الأمير

II-4-1- بطاقة فنية حول المؤسسة

- التعريف بالمؤسسة: وحدة تيزي(معسكر) لإنتاج الحليب ومشتقاته أو كما تسمى اليوم- ملبنة الأمير عبد القادر- كانت إحدى وحدات الديوان الجهوي للغرب لإنتاج الحليب والذي كان يضم تسعة وحدات هي كاتالي: وحدة تلمسان ن وحدة وهران ، وحدة مستغانم ، وحدة سيدي بلعباس ، وحدة تيارت ، وحدة سعيدة ، وحدة ايقلي (بشار) ، وحدة غليزان، وحدة معسكر.

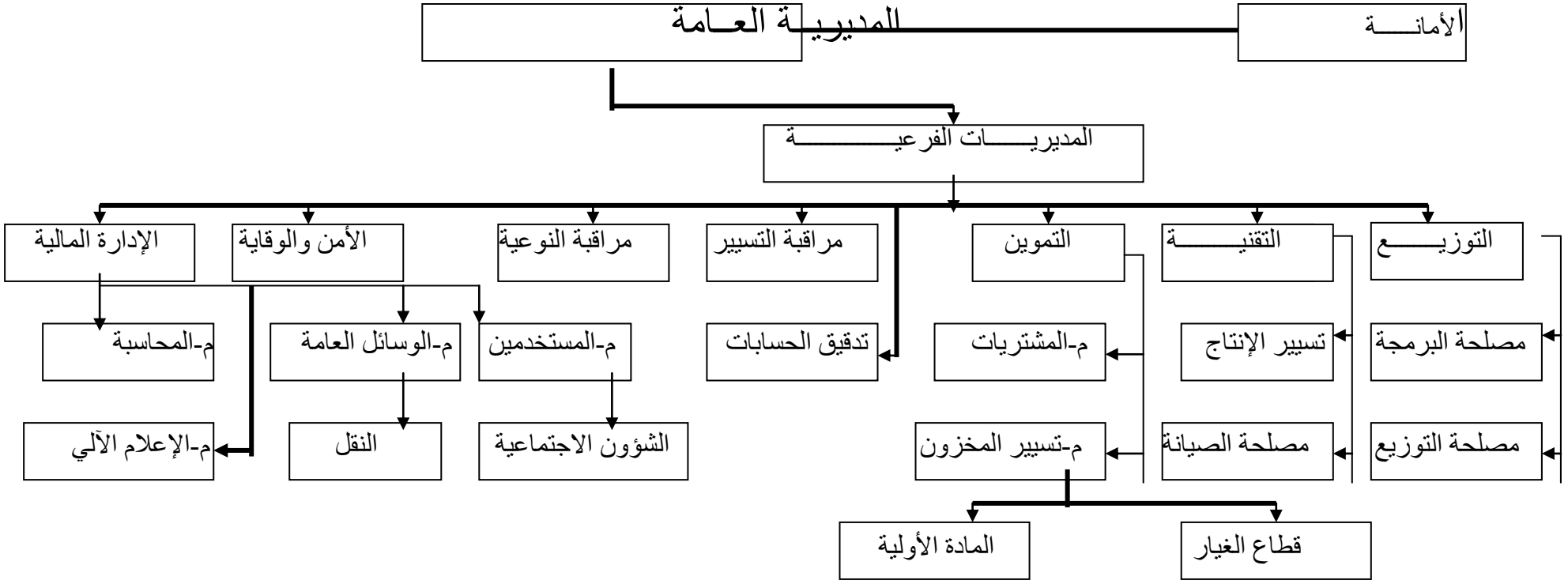
بدأت وحدة الإنتاج في 13-05-1985 وهي تتربع على مساحة تقدر ب 20400 م^2 بدأت الوحدة إنتاجها بالحليب فقط، أما المشتقات فكانت تحصل عليها من الوحدات

الأخرى لتقوم ببيعها في منطقة توزيعها والتي كانت منحصرة في الولاية وضواحيها المتمثلة في الدوائر التالية (تيغنيف، سيق، غريس، محمدية ، بوحنيفية)، كانت الوحدة تتحمل تكاليف نقل المنتوج إلى منطقتي سيق والمحمدية نظرا لبعد المسافة نوعا ما.

وفي عام 1992 بدأت الوحدة في انتاج نوع من مشتقات الحليب وهو منتوج الراشيدية –crème dessert- وبدأ التبادل بين الوحدة والوحدات الأخرى بمعنى أصبحت تمول جميع الوحدات بهذا المنتوج وتحصل مقابله على منتوجات الوحدات الأخرى.

وفي سنة 1997 تمت إعادة هيكلة المؤسسة الأم لإنتاج الحليب ومشتقاته وتم خلق مجمع وطني يضم كل الوحدات على مستوى الوطن وأصبحت كل الدواوين للحليب

الهيكل التنظيمي داخل ملبنة الأمير



شرق وغرب ووسط ، تابعة لهذا المجمع وأطلق عليه اسم GIPLAIT : Groupe Industriel de Production du Laitالمجمع الصناعي لإنتاج الحليب وهذا المجمع هو عبارة عن مؤسسة ذات أسهم (SPA) تساهم كل وحدة برأسمال معين فمثلا وحدة تيزي رأسمالها ب 120000000 دج وانطلاقها كان برأس مال قدره 1000000دج .
والمجمع التنظيمي تابع ل HOLDING AGRO-ALIMENTAIRE.

II-4-2- الهيكل التنظمي للمؤسسة

من خلال الهيكل التنظيمي يظهر لنا التدرج في المناصب ، فالمؤسسة لها مدير عام ويليه المدير المساعد ثم مدراء المصالح والأقسام ، وهذا التدرج في المناصب برفقه تدرج في السلطة لكن هذا لا يمنع وجود بعض المرونة في اتخاذ القرارات حيث يستطيع كل مدير مصلحة اتخاذ القرار المناسب في حدود مسؤولياته واختصاصه في حين أن بعض القرارات الأخرى يتم اتخاذها بالرجوع إلى المدير العام ومناقشتها معه.

المصالح التي تتكون منها الوحدة هي كالتالي :
مصلحة الادارة العامة والمالية ، مصلحة مراقبة التسيير، مصلحة التسويق، القسم التقني، مراقبة النوعية ، مصلحة النظافة والأمن.
-المصلحة التجارية (التسويق) : تتفرع الى ثلاث وظائف التموين ، التوزيع ،النقل.
1- وظيفة التموين : تختص هذه الوظيفة بشراء أو توفير كل ما تحتاجه الأقسام الأخرى (من مواد اولية وقطع غيار وغيرها ، وهذه المواد يتم الحصول عليها إما من السوق مثل المواد المتوفرة محليا (السكر، بعض قطع الغيار) وإما تستورد من الخارج كغبرة الحليب والمواد الدسمة.
2-وظيفة التوزيع: تقوم المؤسسة بتوزيع ما ينتج على مستوى الوحدة ما تجلبه الوحدة من وحدات أخرى ن وتقوم هذه المصلحة بإعداد برامج للإنتاج حسب الطلب للزبائن بمعنى أنها تتحكم في الإنتاج حسب الطلب.
3- النقل : تختص هذه الوظيفة بإعداد برنامج لنقل المواد الأولية والمواد المصنعة من والى الوحدة .

II-4-3-أهداف المؤسسة

تتمثل أهداف المؤسسة فيما يلي:

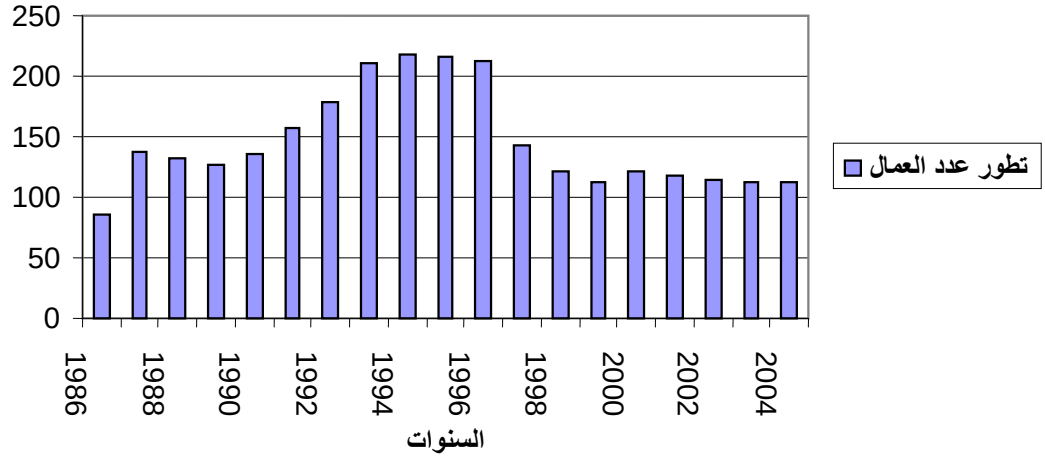
- مواصلة سيطرتها على السوق الوطنية فيما يخص انتاج الحليب.
- البحث عن المردودية.
- رفع رقم الأعمال.
- المحافظة على الحصة السوقية .
- البحث المستمر من أجل التجديد في إنتاجها وقدرته على المنافسة في الأسواق الداخلية .
- القضاء على كل النفقات الزائدة ومحاربة كل أنواع تبذير موارد المؤسسة.

سنتطرق الآن إلى بعض الأرقام من خلال جداول وبيانات نبين من خلالها نشاط المؤسسة .

II-5- تقييم نشاط المؤسسة

II-5-1- تقييم عدد العمال

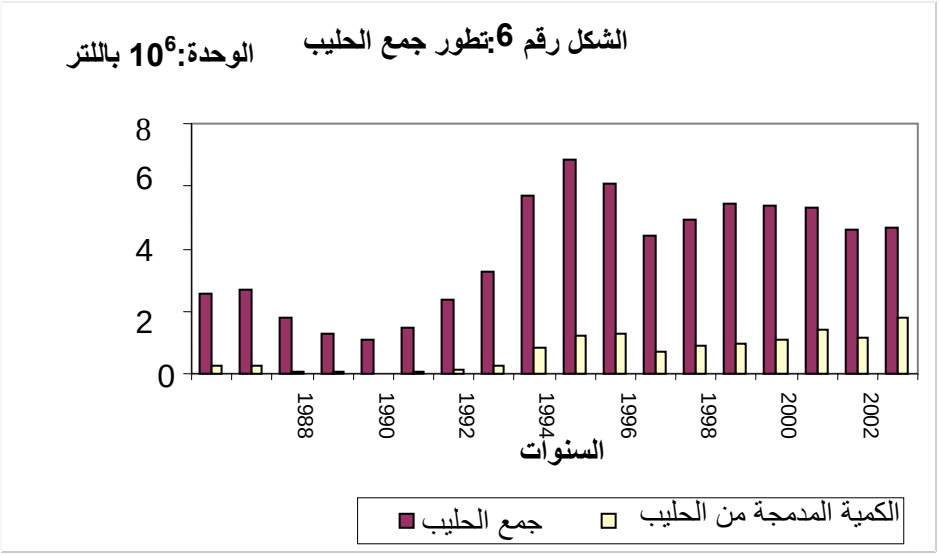
الشكل رقم 5 :تطور عدد العمال



نلاحظ من خلال البيان أن السنوات التي عرفت أكبر تطور لعدد العمال هي سنوات 1995-1996-1993-1994 وبعد سنة 1996 بدأ تناقص عدد العمال وهذا بعد الخضوع لشروط المنظمة الدولية (صندوق النقد الدولي). نشير إلى أن مصدر المعطيات التي بحوزتنا من مصلحة مراقبة التسيير.

II-5-2- تقييم جمع الحليب

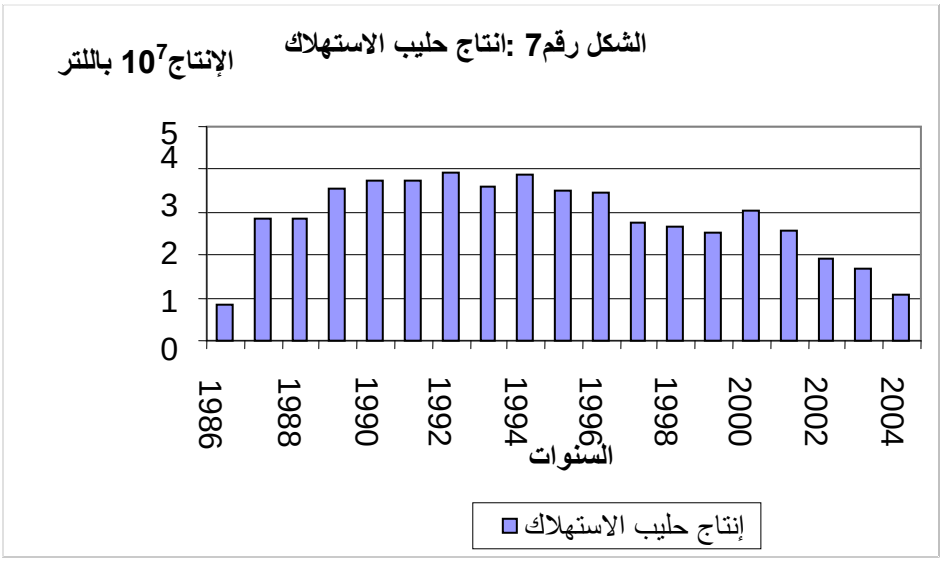
الشكل رقم 6:تطور جمع الحليب الوحدة: 10^6 باللتر



عرف جمع الحليب انخفاضا بداية من سنة 1989 الى 1991 ثم بدأ بعد ذلك في الارتفاع للوصول الى ما يقارب 7 ملايين لتر ثم انخفض بمليونين لتر واستقر عندها إلى غاية 2004 ، في حين أن نسبة الحليب المدمجة في الإنتاج عرفت تطور متواصل بداية من سنة 1992 الى غاية 2004 ماعدا سنة 1998 .

II-3-5- تقييم إنتاج حليب الاستهلاك :

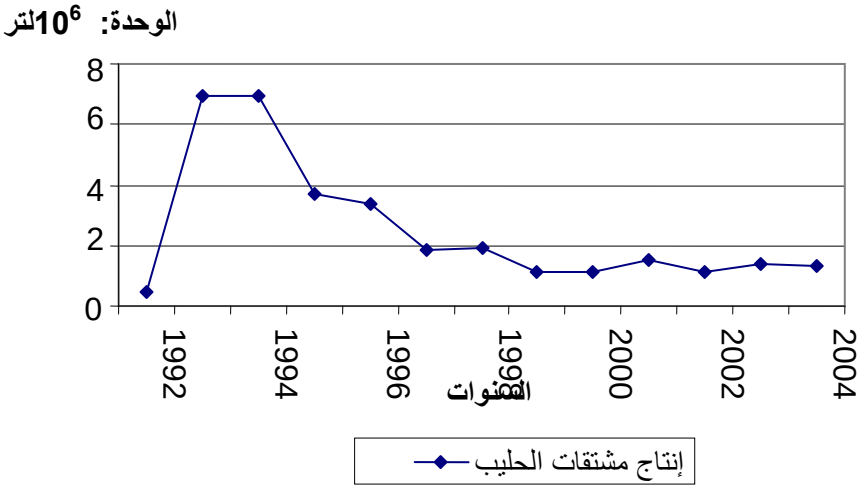
الشكل رقم7 :انتاج حليب الاستهلاك



عرف إنتاج حليب الاستهلاك تطورا ملحوظا بداية من سنة 1986 إلى غاية سنة 1997 أين بدأ في الانخفاض وهذه الفترة كانت مرحلة إصلاحات والدخول في هيكل جديد .

II-4-5- إنتاج مشتقات الحليب:

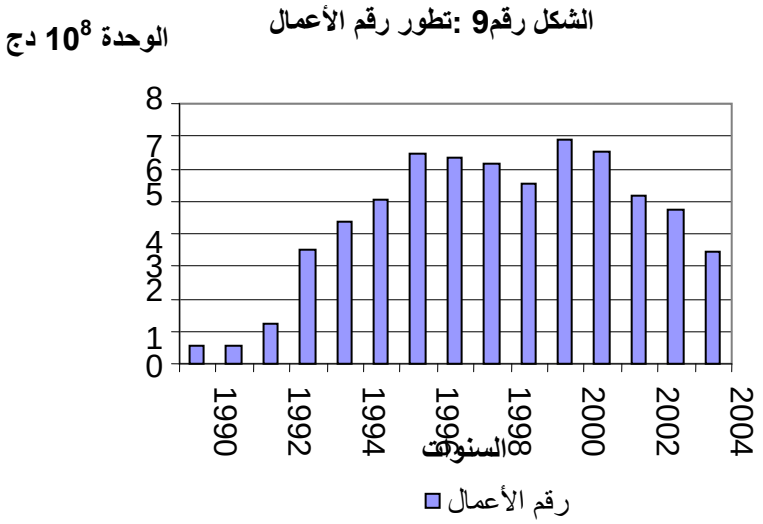
الشكل رقم8 :إنتاج مشتقات الحليب



فيما يخص إنتاج مشتقات الحليب عرفت تطورا في بداية إنتاجها إلا أنه بعد سنة 1995 بدأت في الانخفاض و هذا للمنافسة الشديدة بالنسبة لهذا النوع من المنتجات.

II-5-5-تطور رقم الأعمال:

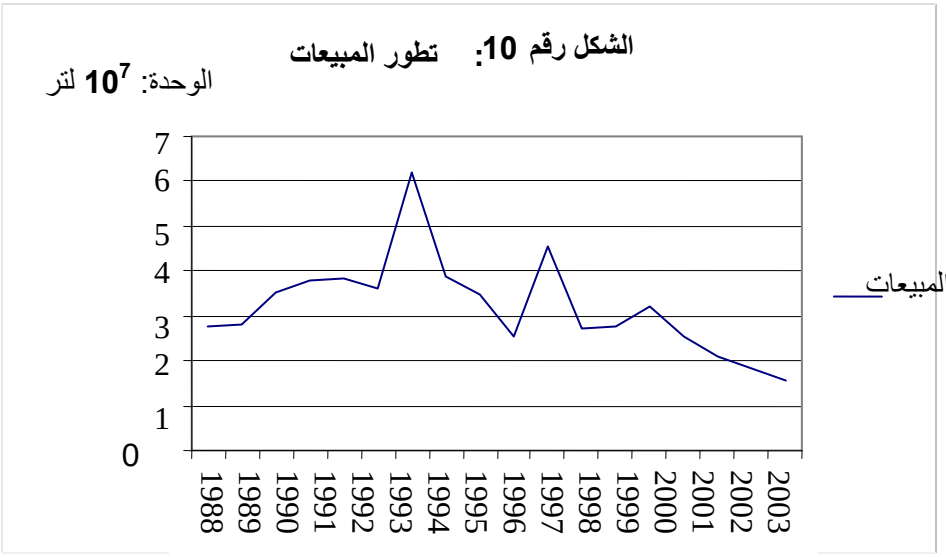
الشكل رقم9 :تطور رقم الأعمال



من خلال البيان يتبين لنا أن رقم الأعمال كان في تطور متواصل إلى غاية سنة 2000 أين بدأ في الانخفاض وهذا راجع لنقص انتاج حليب الاستهلاك وكذا مشتقاته.

II-5-6- تطور المبيعات:

الشكل رقم 10: تطور المبيعات



ما يمكن استنتاجه هو تسجيل أكبر كمية للمبيعات سنة 1994 ثم بداية الانخفاض وهذا يمكن إرجاعه إلى تغير سعر الحليب من خمسة دنانير إلى عشرين دينار جزائري .

من خلال ما تطرقنا إليه في تحليلنا لنشاط المؤسسة يتبين أن المؤسسة لم تواكب الإصلاحات وإيجاد سياسة جديدة للإنتاج كما لسياسة التسويق لأن انفتاح الاقتصاد

ودخول مؤسسات خاصة في هذا الميدان سوف يزيد من المنافسة وبالتالي الغير قادر على المنافسة سيندثر. سنتطرق بعد هذا إلى الدراسة الأولية للمعطيات في الفصل القادم.

دراسة أولية للمعطيات

سنقوم في هذا الفصل بدراسة أولية للمعطيات التي تخص جدول المعطيات الذي سنقوم بتحليله في الفصل القادم، حيث سنتطرق إلى ما يلي :

- جمع المعطيات.
- اختيار فترة الدراسة.
- الكشف عن القيم الخاطئة وتعديلها .
- التوزيع الطبيعي واختبار المطابقة
- اختبار التجانس.
- تقدير المعطيات الناقصة.

لتقدير هذه المعطيات استعملنا نموذج الانحدار الخطي البسيط،والذي من خلاله نسعى إلى اختيار أحسن نموذج والقيام بالتنبؤ بقيم المعطيات الناقصة.

III- دراسة أولية للمعطيات

تتعلق معطياتنا بإنتاج المؤسسة من الحليب والعوامل الممكن ان تدخل في عملية الإنتاج،كانت المتغيرات التي تحصلنا على معطياتها ممثلة في الإنتاج الكلي للحليب، مسحوق الحليب المستعمل في الإنتاج، الحليب الطبيعي، عدد العمال.

أول عمل نقوم به في أي بحث إحصائي هو جمع المعطيات حول ظاهرة ما في فترة زمنية محددة ، ومكان محدد ثم القيام بمعالجتها والخروج بخلا صات واستنتاجات .

III-1- جمع المعطيات

قمنا بالحصول على المعطيات المذكورة في الفقرة السابقة المراد دراستها من الوثائق التي منحت لنا من طرف مديرية المراقبة والتسيير بوحدة GIPLAIT لإنتاج الحليب بتيزي ولاية معسكر، وتتمثل المعطيات في الإنتاج الكلي للحليب، كميات الحليب الطبيعي المستعملة في الإنتاج، وكذا كميات مسحوق الحليب التي كانت معطياتها ناقصة بالنسبة لسنوات الدراسة. ما يمكن الإشارة إليه هو الغياب الكبير للمعطيات بالنسبة لهذه المؤسسة.وبالتالي أي تحليل خال من مؤشرات إحصائية من خلال معطيات متوفرة يؤدي إلى اتخاذ قرارات غير مبنية على أسس علمية صحيحة وبناءة، وبالتالي تكون هذه

القرارات غير فعالة، لذا فدراسة أولية للمعطيات يمكن من خلالها تفادي عدم فعالية القرارات من حيث توفير الأسس العلمية الصحيحة، أو بصفة أخرى أحسن من الغياب الكلي للمعطيات.

عدد العمال	الحليب الطبيعي	مسحوق الحليب	الإنتاج الكلي للحليب	السنوات

اختيار فترة الدراسة

الاختيار كان سببه واضحا جدا وهو بداية عمل هذه الوحدة الذي كان سنة 1986 إلى غاية سنة2004. قمنا بدراسة أولية للمعطيات التي تظهر في الجدول التالي في الصفحة الموالية وهذا لمحاولة سد ثغرات المعطيات الناقصة أو الخاطئة.

III-2- الكشف عن القيم الخاطئة وتعديلها

إن التحليل الإحصائي لا يمكن أن يكون إلا في حالة كثافة المعطيات، فالإحصائيات المستعملة السلاسل الزمنية، تكون ذات عدد كبير من المشاهدات للوصول إلى مستوى ثقة مرتفع، وواحد من أهداف الدراسة الأولية للمعطيات هو غلق الفجوات للحصول على سلسلة كاملة قابلة للدراسة وموثوق بعناصرها إذ لا ينبغي استعمال قيم خاطئة، حيث من الممكن أن تؤثر سلبا على الدراسة. قبل القيام بالدراسة الإحصائية يجب التحقق مسبقا من أن المعطيات المتحصل عليها غير خاطئة. يمكن الكشف عن القيم الخاطئة بواسطة عدة طرق.

III-2-1- القيم الخاطئة

تظهر خلال معالجة المعطيات بعض القيم كقيم غير عادية بالنسبة لبقية عناصر السلسلة الزمنية، يمكن أن يرجع ذلك إلى خطا في التسجيل، أو خطأ في التصفيف عند إدخال المعطيات أو لظاهرة نادرة.

جدول المعطيات رقم(13):

1986	8552807		3889331.778	85
1987	28464914		2548773	137
1988	28331446		2698714	132
1989	35326509		1760014	127
1990	37462312		1289512	135
1991	37290268		1070258	157
1992	39574727		1465720	179
1993	42844780		2369955	210
1994	45634687		3294051	218
1995	38619220		5693926	216
1996	37914021		6875440	212
1997	29516102		6111131	142
1998	28773355		4425726	122
1999	26255310		4930617	113
2000	31682848	2016525	5433917	121
2001	27188336	1443900	5371045	118
2002	20408033	1516275	5339184	114
2003	18367568	1138825	4633532	112
2004	12205728	557500	4696457	112

III-3-طرق معالجة القيم الخاطئة

III-3-1- طريقة مجال الثقة

للكشف عن القيم الخاطئة اقترح ديكورت[25] مجال ثقة I حيث:

$$I = \left[\bar{x} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} S_x , \bar{x} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} S_x \right]$$

$$\bar{x} = \frac{\sum x_i}{n} ; S_x = \sqrt{\sum \left(x_i - \bar{x} \right)^2 / n - 1}$$

$z_{1-\frac{\alpha}{2}}$:هي القيمة المقروءة من جدول التوزيع الطبيعي المعياري عند مستوى معنوية $\alpha\%$.

تعتمد هذه الطريقة على حساب الانحراف المعياري والمتوسط الحسابي للسلسلة الإحصائية، حيث: $\bar{x}$ و S يمثلان المتوسط الحسابي والانحراف المعياري للمشاهدات. كل قيمة خارجة عن هذا المجال تقارن بقيم مشاهدة في مراكز مجاورة، فإذا ظهرت هذه القيمة غير عادية بالنسبة لباقي السلسلة، تعتبر قيمة خاطئة.

III-3-2- طريقة غروبس Grubbs

تفترض طريقة غروبس**[27]** أن المشاهدات تتبع التوزيع العادي ومن أجل اختبار تطابق للمشاهدة x_t نستعمل اختبار المتوسط الذي يعتمد على شكل عينتين :

- العينة الأولى متكونة من المشاهدة التي نريد اختبارها. ولتكن x_t هذه المشاهدة حيث $t=1,2,\ldots,n$ و n يمثل عدد المشاهدات .
- العينة الثانية متكونة من n-1 مشاهدة متبقية . ثم نقوم بحساب إحصائية ستودنت التجريبية لكل مشاهدة x_t بالعلاقة التالية :

$$t_{cal} = \frac{\left| x_t - \bar{x} \right|}{\sqrt{\frac{\sum_{j \neq t}^{n} \left(x_j - \bar{x} \right)}{(n-1)(n-2)}}}$$

حيث :

$\bar{x}$: يمثل المتوسط الحسابي للعينة الثانية والمتكونة من n-1 مشاهدة .

يعتمد هذا الاختبار على إحصائية ستودنت بدرجة حرية n-2 عند مستوى معنوية α % . يكون القرار على النحو التالي :

إذا كانت : $t_{cal} > t_{tab}$

نعتبر المشاهدة x_t مشاهدة خاطئة.

بينما في الحالة : $t_{cal} \leq t_{tab}$

نعتبر المشاهدة في هذه الحالة مشاهدة صحيحة.

t_{tab}:هي قيمة t التي يؤتى بها من جدول ستودنت.

III-4- التوزيع الطبيعي واختبار المطابقة

كل طرق الكشف عن القيم الخاطئة تعتمد على افتراض أن المعطيات تتبع التوزيع الطبيعي فما هو هذا التوزيع ؟

III-4-1 التوزيع الطبيعي

إذا كان x متغير عشوائي يتبع القانون العادي دالة كثافته تساوي

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$$

إن معالم التوزيع الطبيعي تتمثل في التوقع الرياضي μ والانحراف المعياري σ .

إن القيم المحتملة لهاتين المعلمتين تختلف من حالة لأخرى وأن حالات الاختلاف هذه متعددة وغير محددة، لذلك فإن الأمر يؤدي إلى حصول توزيعات طبيعية غير محددة الأشكال وبناء على ذلك يتم تحويل قيم التوزيع الطبيعي إلى ما يدعى بالتوزيع الطبيعي المعياري ويصبح متوسطه الحسابي μ مساويا للصفر و الانحراف المعياري σ مساويا ل 1.

يتم احتساب القيم المعيارية للمتغير العشوائي X باستخدام الصيغ التالية :

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$$

حيث :

X: متغير عشوائي يتبع القانون العادي.

z: هي القيمة لمتغير عشوائي يتبع القانون العادي المعياري .

μ: التوقع الرياضي ل X.

σ: الانحراف المعياري للمتغير العشوائي X.

بعد إعطاء لمحة خاطفة عن التوزيع الطبيعي ، سنتعرض إلى كيفية اختبار المعطيات إن كانت تتبع هذا التوزيع وذلك باستعمال اختبار حسن المطابقة الذي يعتمد على اختبار كاي تربيع[12].

III-2-4- اختبار حسن المطابقة

يقوم هذا الاختبار على حساب مقياس يعبر عن مدى الفرق بين أعداد المشاهدات والأعداد المتوقع مشاهدتها فيما إذا كان هذا النموذج الإحصائي أي التوزيع العادي صحيحا،

فإذا كان هذا المقياس صغيرا كان النموذج مقبولا أما إذا كان هذا المقياس كبيرا فإنه لا يمكن قبول هذا النموذج.

يعتمد هذا الاختبار على اتباع الخطوات التالية :

- تبويب البيانات وتفريغها في جدول توزيع تكراري ذي فئات متساوية ويستحسن أن يكون عددها من 8 إلى20 فئة إلا أنه يمكن إيجاد عدد الفئات عن طريق الصيغة التالية:

عدد الفئات = 1+3.3 لغn

بحيث n تمثل عدد المشاهدات ولغ يمثل اللوغاريتم العشري.

- التحقق من أن التكرار المتوقع لكل فئة أكبر أو يساوي خمسة فإذا كان هذا التكرار لبعض القيم أقل من خمسة فإننا ندمج الفئة التي تكرارها أقل من خمسة مع الفئة السابقة لها أو الفئة اللاحقة لها.
- تقدير كل من المتوسط الحسابي والتباين بالصيغ التالية:

$$\hat{\mu} = \bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{l} o_i c_i}{\sum_{i=1}^{l} o_i}$$

$$\hat{\sigma} = S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{l} o_i \left(c_i - \bar{x}\right)^2}{n-1}}$$

حيث :

o_i: تمثل التكرارات المطلقة .

c_i: تمثل مراكز الفئات .

l : تمثل عدد الأسطر(عدد الفئات).

- نحسب الاحتمالات P_i (احتمال أن يكون X أصغر أو مساويا للحد الأعلى للمجال I_i) وذلك باستعمال العلامات المعيارية التالية :

$$Z = \frac{(X - \mu)}{\sigma}$$

بما أن μ و σ غير معروفتين نستعمل أحسن تقدير لهما عند النقطة وهما $\bar{x}$ و S

$$Z = \frac{(X - \bar{x})}{S}$$

- نحسب احتمال أن يكون X ينتمي إلى المجال I_i

$$p(X \in I_i) = p_i - p_{i-1}$$

- نحسب القيم المتوقعة E_i بالصيغة التالية :

$$E_i = nP(X \in I_i)$$

حيث :

n : تمثل حجم العينة (عدد المشاهدات).

-أخيرا نحسب قيمة الإحصاء لكاي مربع المحسوبة χ^2_{cal} بالصيغة التالية :

$$\chi^2_{cal} = \sum (o_i - E_i)^2 / E_i$$

ثم نقارنها بكاي مربع المجدولة χ^2_{tab}

$$\chi^2_{tab}[1 - \alpha, l - m - 1]$$

حيث :

α : تمثل مستوى المعنوية وفي اغلب الحالات نأخذها 5 % .

m : تمثل عدد المعالم المقدرة، وفي هذه الحالة قدرنا μ و σ

l : تمثل عدد الأسطر.

$\chi^2_{cal} \succ \chi^2_{tab}$ نرفض فرضية اتباع المشاهدات للتوزيع الطبيعي والعكس صحيح.

بعد معرفة توزيع المعطيات يمكن استعمال مجال الثقة ومن ثم معرفة القيم الخاطئة خارج مجال الثقة، فإذا كانت أقل من 5 %، فيمكن اعتبار هذه الملاحظات عادية ، ويمكن استعمالها.

III-5- مراقبة التجانس

دراسة السلسلة الزمنية تظهر أحيانا تغيرا مفاجئا في القيم ويتحكم فيه لاحقا بواسطة تغيير تتابعي منظم لهذه القيم.

التحليل الإحصائي للسلاسل المشاهدة يلزم تجانس مركبات هذه السلاسل.

طرق المراقبة

توجد عدة طرق لاختبار التجانس نذكر منها:

- طريقة التراكم المضاعف.
- طريقة تراكم البواقي.
- اختبار فيشر

سنتعرض لشرح طريقتي تراكم البواقي واختبار فيشر لأن طريقة التراكم المضاعف تستعمل عامة لقياس الحرارة. [44]

III-5-1- طريقة تراكم البواقي

هدف طريقة تراكم البواقي هو التحقق والتأكد من صلاحية السلسلة التي لدينا بمقارنتها بسلسلة أخرى متجانسة.

لتكن لدينا معادلة الانحدار التالية:

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \zeta_i \quad ; \; i = 1,2 \ldots n$$

ليكن :

n: عدد المشاهدات.

y_i : السلسلة المراد اختبار تجانسها.

x_i : السلسلة المرجعية المتجانسة.

β : معامل الانحدار يمثل ميل مستقيم الانحدار.

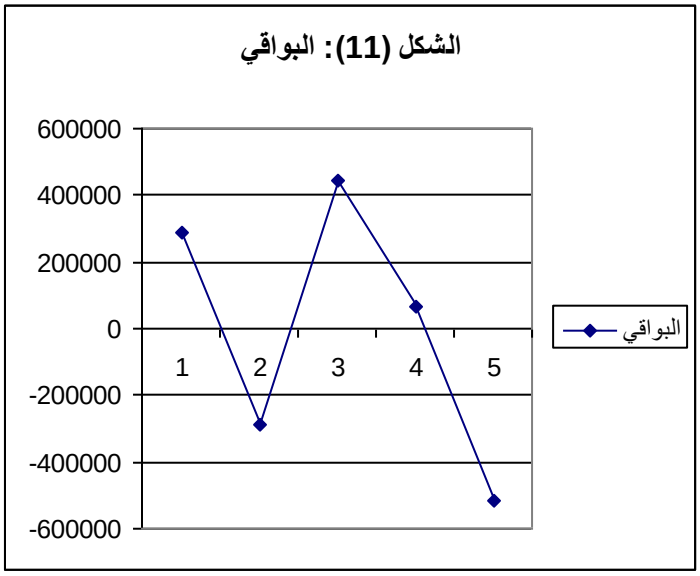
α:ثابت.

ζ_i: الباقي يمثل الفرق بين القيمة المقاسة y_i والقيمة المقدرة $\hat{y}$

$$\zeta_i = y_i - \hat{y}$$

$$\hat{y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta} x_i$$

يعتمد مبدأ هذه الطريقة عل إنشاء بيان تكون فيه البواقي ζ_i من 1 إلى n متراكمة بدلالة الزمن.



إذن يمكن الاستنتاج أن البواقي تتوزع حول محور الفواصل. يبدو أن الوحدتين متجانستين تقريبا حسب الشكل (11).

III-5-2-اختبار فيشر

المبدأ الأساسي هو إذا كانت المعطيات الناقصة لمتغيرة ما لوحدة إنتاجية خلال فترة زمنية ، يجب إذن تقدير القيم الناقصة لهذه الفترة، والطريقة البسيطة لفعل ذلك هي استعمال قيم متغيرة أخرى لوحدة إنتاجية ما المتوفرة لدينا، وهذا لا يمكننا القيام به إلا إذا كانت الوحدتين متجانستين، من وجهة نظر القطاع الاقتصادي والوصاية والحجم، بما أن الوحدتين يبدو لهما نفس الخصائص، سنقوم باختبار التجانس[3] .

نعتمد أغذ عينتين من مجتمعين موزعين طبيعيا ولهما نفس التباين.يمكن أن نثبت إذا كان S_1^2 و S_2^2 متغيرين مستقلين عشوائيا لهما درجات حرية k_1 و k_2 معرفين كما يلي :

$$S_1^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n1} \left(x_i - \overline{x_1}\right)^2}{k_1}$$

حيث :

x_i : مشاهدات العينة(كمية مسحوق الحليب وحدة معسكر).

$\overline{x_1}$: متوسط العينة.

n_1: عدد المشاهدات.

$k_1=n_1-1$: درجة الحرية.

$$S_2^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n2} \left(x_i - \overline{x_2}\right)^2}{k_2}$$

x_i: مشاهدات العينة (كمية مسحوق الحليب وحدة سيدي بلعباس).

$\overline{x_2}$: متوسط العينة.

n_2: عدد المشاهدات.

$k_2=n_2-1$: درجة الحرية.

النسبة $F_c = \frac{S_1^2}{S_2^2}$ متغير لفيشر ب k_1 وk_2 درجات حرية، تحت فرضية التجانس H_0 بأن المشاهدات لمختلف الوحدات مستقاة من نفس المجتمع. S_1^2 و S_2^2 أحسن مقدرات ل σ^2، إذن نسبتهما تؤول للواحد.تقارن قيمة F المحسوبة من المشاهدات مع قيم F النظرية المعطاة من جدول فيشر سنيديكور لقيم α (مستوى المعنوية).

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$$
$$H_1 : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

القرار:

إذا كانت قيمة F_c المحسوبة المشاهدات أقل من قيمة F النظرية نقول أن وحدتي معسكر وسيدي بلعباس متجانستين فيما يخص كميات مسحوق الحليب المستعملة.وتكون غير متجانستين إذا حدث العكس.

III-6- تعديل المعطيات الخاطئة

بعد الكشف عن القيم الخاطئة يجب التطرق إلى تعديلها وذلك بواسطة عدة طرق [20]، نذكر منها التدخل الإنساني، مجال الثقة،طريقة الانحدار البسيط، الانحدار المتعدد، قيمة تنبئية.

III-6-1- التدخل الإنساني

هي الطريقة الأبسط والأكثر منطقية بحيث تسمح للمستعمل فقط مسؤولية التغيير وهذا لموقعه الجيد ومعرفته بوزن الخطأ الذي تحتويه المشاهدة.

III-6-2 مجال الثقة

يتكون هذا المجال من حدين أعلى وأدنى، كل حد مكون من المشاهدة إضافة إلى عدد الانحرافات عن المتوسط الحسابي لسلسلة المشاهدات بمستوى معنوية α، تعوض المشاهدة الخاطئة بمركز مجال الثقة.

III-6-3 قيمة تنبئية

تعوض المشاهدة الخاطئة بقيمة تنبئية بواسطة نموذج تنبئي أو عن طريق المحاكاة وهذا نجده في استعمال سلاسل ماركوف.

III-6-4- طريقة الانحدار البسيط

تعتمد هذه الطريقة على نعامل الارتباط الذي يوضح العلاقة التي تربط ما بين متغيرين (ظاهرتين) وتقدير المعطيات المفقودة عن طريق معطيات وحدة مجاورة باستعمال الانحدار الخطي البسيط ، وهذا ما سنتطرق إليه في دراستنا هذه ويرجع هذا إلى شح المعطيات المحصل عليها.كما لدينا معطيات وحدة واحدة يمكن إدراج معطياتها لتفسير معطياتنا.

III-6-5- طريقة الانحدار المتعدد

تعتمد هذه الطريقة نفس مبدأ الطريقة السابقة بحيث تكتب المتغيرة المدروسة بدلالة معطيات الوحدات المجاورة أي بدلالة مجموعة من المتغيرات وباستعمال الانحدار الخطي المتعدد[33].

III-7- تقدير المعطيات الناقصة

منذ فترة طويلة تحليل المشاهدات كان محدود بالاستعمال الرياضي البسيط : حساب المتوسط ، حساب التكرارات ، لكن حاليا مع توفر الحواسيب فهي تسمح لنا بحساب الارتباط بين عدة متغيرات في عدة أزمنة أو الانحدار بين هذه السلاسل.

III-7-1-غلق الفجوات أو الثغرات بالنسبة للمعطيات الناقصة :

بالنسبة لنا لدينا السلسلة القصيرة لمنتج مسحوق الحليب، تبدأ فقط من سنة 2000 ولكن فترة الدراسة تبدأ من سنة 1986 ، إذن يوجد عدد كبير من المشاهدات الغائبة ، لذا عمدنا للاستعانة بمعطيات من وحدة سيدي بلعباس وهذا باستعمال الانحدار على السنوات حيث كل المشاهدات متوفرة لدينا من كلا الوحدتين ، وبعدها استعمال انحدار قيم مشاهدات وحدة GIPLAIT لإنتاج الحليب بسيدي بلعباس لتقدير الجهة المقابلة لها من المشاهدات لوحدة تيزي بمعسكر.

نستعمل طريقة الانحدار الخطي البسيط لإتمام هذا النقص في المعطيات ، واستعملنا هذه الطريقة لعدم استطاعتنا الحصول على معطيات من وحدات أخرى ، حيث كلما كان عدد كبير من الوحدات -انحدار خطي متعدد-كان النموذج جيد لتقدير المعطيات الناقصة، لذا سنقوم بالتطرق لهذه الطريقة بالعرض الدقيق.

III-5-1-1- طريقة الانحدار الخطي البسيط:

يستخدم النموذج الخطي ذي المتغيرين ، أو تحليل الانحدار البسيط[3] لاختيار الفروض حول العلاقة بين متغير تابع y ومتغير مستقل أو مفسرx، وللتنبؤ.

ويبدأ الانحدار الخطي البسيط عادة برسم مجموعة قيم (x, y) في شكل انتشار، ثم التحديد بالنظر ما إذا كانت هناك علاقة خطية تقريبية .

$$Yi = b_0 + b_1Xi \quad (1)$$

ومن حيث أنه من غير المتوقع أن تقع النقاط تماما على الخط ، فإن العلاقة الخطية التامة في المعادلة (1) تعدل لكي تضم عنصر عشوائي :

$$Yi = b_0 + b_1 Xi + u_i \quad (2)$$

ويفترض في حد الخطأ أنه :

1- موزع طبيعيا

2- قيمته المتوقعة أي وسطه صفر.

3- تباينه ثابت.

4- حدود الخطأ غير مترابطة بعضها ببعض.

5- أن المتغير المفسر يأخذ قيما ثابتة في المعاينات المتكررة(حتى تكون x_i , u_i غير مترابطة).

نستعمل طريقة المربعات الصغرى العادية وهي أسلوب لتوفيق أفضل خط مستقيم لعينة مشاهدات(x,y)، وهو يتضمن تصغير مجموع المربعات لانحرافات النقاط (الرأسية) عن الخط إلى أدنى حد ممكن :

$$Min \sum (y_i - \hat{y}_i)^2$$

حيث تشير y_i إلى المشاهدات الفعلية ، وتشير $\hat{y}_i$ إلى القيم (الموافقة) المناظرة ، حيث تكون $e_i = y_i - \hat{y}_i$ هي البواقي ، ويعطينا هذا الأسلوب ما يلي :

$$\hat{b}_0 = \bar{y} - \hat{b}_1 \bar{x}$$

$$\hat{b}_1 = \frac{n\sum x_i y_i - \sum x_i \sum y_i}{n\sum x_i^2 - n\left(\sum x_i\right)^2}$$

حيث n عدد المشاهدات و $\hat{b}_0 \hat{b}_1$ مقدرات المعلمتين b_0 b_1 وبالتالي تكون معادلة الانحدار المقدرة :

$$\hat{y}_i = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 x_i$$

أ- اختبارات معنوية تقديرات المعالم :

لاختبار المعنوية الإحصائية لتقديرات معاملات الانحدار،يلزمنا معرفة تباين $\hat{b}_0 \hat{b}_1$

$$\text{var}\left(\hat{b}_0\right) = \sigma_u^2 \frac{\sum x_i^2}{n\sum\left(x_i - \bar{x}\right)^2}$$

$$\text{var}\left(\hat{b}_1\right) = \sigma_u^2 \frac{1}{\sum\left(x_i - \bar{x}\right)^2}$$

وحيث أن σ^2_u غير معلومة ، فإن تباين البواقي s^2 يستخدم كتقدير غير متحيز للتباين

$s^2 = \hat{\sigma}_u^2 = (\sum e_i^2/n\text{-}k)$

k : عدد المعالم المقدرة

والمعادلات التالية تعطي تقديرات غير متحيزة لتباين $\hat{b}_1$ و $\hat{b}_0$

$$s_{\hat{b}_0}^2 = (\sum e_i^2/n\text{-}k)\ \frac{\sum x_i^2}{n\sum\left(x_i - \bar{x}\right)^2}$$

$$s_{\hat{b}_1}^2 = (\sum e_i^2/n\text{-}k) \Big/ \sum\left(x_i - \bar{x}\right)^2$$

فتكون $s_{\hat{b}_0}$ و $s_{\hat{b}_1}$ وهي الأخطاء المعيارية للتقدير وكانت u موزعة طبيعيا فإن y_i

وبالتالي $\hat{b}_0 \hat{b}_1$ هي الأخرى موزعة طبيعيا ، ومن ثم يمكننا استخدام توزيع ستودنت بدرجات حرية n-k لاختبار الفروض عن كل من مقدري b_1 وb_0 وعمل فترات ثقة لها.

ب- اختبار جودة التوفيق والارتباط :

كلما كانت المشاهدات أقرب إلى خط الانحدار (أي كلما صغرت البواقي) كلما زاد التغير في y الذي تفسره معادلة الانحدار المقدرة ، والتغير الإجمالي يساوي التغير المفسر زائد تغير البواقي:

$$\sum\left(y_i - \bar{y}\right)^2 = \sum\left(\hat{y}_i - \bar{y}\right)^2 + \sum\left(y_i - \hat{y}_i\right)^2$$

$$\text{TSS= ESS + RSS}$$

وبقسمة الطرفين على TSS نحصل على

$$1 = (\text{ESS/TSS} + \text{RSS/TSS})$$

ومن هنا يمكن تعريف معامل التحديد R^2 بأنه النسبة من التغير الإجمالي (الذي يفسره) انحدار y على x.

$$R^2 = ESS/TSS = 1-(RSS/TSS)$$

إذن :

$$R^2 = \sum \left(\hat{y}_i - \overline{y}\right)^2 / \sum \left(y_i - \overline{y}\right)^2$$

وتتراوح قيمته بين 0 عندما لا تفسر معادلة الانحدار أي من التغير في Y و 1 عندما تقع كل النقاط على خط الانحدار ونشير إلى أن قيمة R^2 تساهم في المفاضلة بين نماذج الانحدار وعلى أساسها يمكن اختيار النموذج الأصلح والجيد للتنبؤ ، وكلما اقتربت قيمته من الواحد كان أفضل .

معامل الارتباط r هو الجذر التربيعي ل R^2

$$r = \frac{\left(\sum \left(x_i - \overline{x}\right)\left(y_i - \overline{y}\right)\right)}{\sqrt{\left(x_i - \overline{x}\right)^2}\sqrt{\left(y_i - \overline{y}\right)^2}}$$

تتراوح قيمة r من 1-إلى +1 ، في غالب الأحيان لا تكون العلاقة بين متغيرين أو أكثر خطية ، كثيرا ما توحي النظرية أو شكل الانتشار بوجود علاقة غير خطية ، ومن الممكن تحويل بعض الدوال الغير خطية إلى دوال خطية حتى يمكن تطبيق طريقة المربعات الصغرى ويوضح الجدول التالي بعض من أكثر هذه الدوال شيوعا وتحويلاتها ، وتطبيق طريقة المربعات الصغرى على العلاقات الخطية المحولة يعطي تقديرات غير متحيزة للميل في المعادلة الأولى .في الجدول b1 هي مرونة Y بالنسبة إلى X .

الجدول رقم (14):

المعادلة	الشكل	التحويلية	الدالة
1	لوغاريتمي مزدوج	$Y^*=b^*_0+b_1x^*+u$	$Y=b_0x^{b1}e^u$
2	نصف لوغاريتمي	$Y^*=b_0+b_1x+u$	$Ln\ Y= b_0+ b_1x+u$

3	مقلوب	$Y= b_0+ b_1z+u$	$Y= b_0+ b_1/x+u$
4	تربيعي	$Y= b_0+ b_1x+b_2w+u$	$Y= b_0+ b_1x+b_2x^2+u$

- $Y^*=\ln Y$.

- $b^*_0=\ln b_0$.

- $x^*=\ln x$.

- $u = \ln e^u$.

- $z =1/x$.

- $w =x^2$.

- Ln: اللوغاريتم الطبيعي الأساس ، e = 2.718

معادلة الانحدار التي لدينا متغيراتها هي كالتالي :

Yi: كمية مسحوق الحليب (كغ)لوحدة تيزي بمعسكر في الفترة (2000-2004)

Xi: كمية مسحوق الحليب (كغ)لوحدة سيدي بلعباس في الفترة (2000-2004)

- بعد استعمال برنامج SPSS تحصلنا على النتائج التالية :

هذه النتائج تخص استعمال نموذج الانحدار البسيط بين متغيرة كميات مسحوق الحليب لوحدة معسكر(LPODMAS) ومتغيرة كميات مسحوق الحليب بوحدة سيدي بلعباس(LPODSBA) كانت النتائج كالتالي :

1- النموذج الخطي

النموذج	R	R^2	R^2 المقدر	الخطأ المعياري
1	0.673	0.453	0.270	458440.090

بما أن $R^2 = 0.45$ هذا يعني نسبة شرح قليلة وبالتالي ارتأينا إلى تقدير منحنيات أخرى.

2- النموذج الأسي

الخطأ المعياري	R^2 المقدر	R^2	R	النموذج
0.44229	0.17282	0.37961	0.61613	2

حصلنا على $R^2 = 0.37$ وبالتالي غير كافي.

3- النموذج العكسي (inverse)

الخطأ المعياري	R^2 المقدر	R^2	R	النموذج
458440.08	0.27037	0.45278	0.67289	3

حصلنا على $R^2 = 0.45$ وبالتالي غير كافي أيضا.

4- النموذج التربيعي

الخطأ المعياري	R^2 المقدر	R^2	R	النموذج
458440.08	0.27037	0.45278	0.67289	4

حصلنا على $R^2 = 0.45$ وبالتالي غير كافي أيضا.

5- النموذج أللوغاريتمي

الخطأ المعياري	R^2 المقدر	R^2	R	النموذج
458440.08	0.27037	0.45278	0.67289	2

حصلنا على $R^2 = 0.45$ وبالتالي غير كافي أيضا.

الجدول 15: معامل التحديد لكل نموذج

الدالة	الشكل	R^2
$Yi= b_0+b_1Xi+u_i$	خطي	0.45
$Yi= b_0+ b_1 Ln\ x_i+u$	لوغاريثمي	0.45
$Yi= b_0+ b_1/x_i+u$	مقلوب	0.45

$Yi= b_0+ b_1x_i+b_2x_i^2+u$	تربيعي	0.45
$Y=b_0x^{b1}e^u$	لوغاريثمي مزدوج	0.37

من الجدول يتبين لنا أن قيمة R^2 لا تتجاوز 45% وبالتالي لا تبدو العلاقة جيدة بما فيه الكفاية لأخذ نموذج من هذه النماذج والتنبؤ بالمعطيات الناقصة فيما يخص كمية مسحوق الحليب بوحدة تيزي بمعسكر. لذا سنلجأ إلى طريقة أخرى، حيث سنعمد إلى قسمة كمية مسحوق الحليب لخمس سنوات التي لدينا على كمية الإنتاج الكلي المقابلة لها ، لنجد نسب وسنقوم بتطبيق طريقة إحصائية والتي نريد من خلالها تقدير متوسط هذه النسب أي إيجاد قيمة واحدة فقط ، وعلى أساسها نكمل المعطيات الناقصة بالنسبة للسنوات المتبقية.

الجدول رقم (16): حساب نسبة مسحوق الحليب للانتاج الكلي

السنوات	الإنتاج الكلي	مسحوق الحليب	النسبة
2000	31682848	2016525	0,06365
2001	27188336	1443900	0,05311
2002	20408033	1516275	0,0743
2003	18367568	1138825	0,062
2004	12205728	557500	0,04568

لتكن لدينا القيم التالية : 0.0636-0.0531-0.0742-0.0620-0.0456 متوسطها كالتالي هو 0.0597 ، لنقوم الآن باختبار قيمة متوسط قيم جميع السنوات من سنة 1986 إلى 2004 وهي 0.06

$$H_0 : \mu = 0.06$$

$$H_1 : \mu \neq 0.06$$

بما أن $n< 30$ فإن الإحصائية :

$$t_c = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma_{\bar{x}}} \rightarrow t_{(n-1,\alpha/2)}$$

$$t_c = \frac{0.0597 - 0.06}{0.01087 / \sqrt{5}} = -0.0617 \rightarrow t_{(n-1,\alpha/2)} = 2.77$$

اتخاذ القرار:

بما أن $t_c > t_{(n-1,\alpha/2)}$ نقبل H_0

إذن من خلال النتيجة المتحصل عليها يمكننا إتمام معطيات كمية مسحوق الحليب وهذا بضرب قيم مشاهدات الإنتاج الكلي لسنوات 1986-1999 في نسبة 6%.وبالتالي نحصل على خانة الجدول كما يلي :

الجدول 17: إتمام المعطيات فيما يخص مسحوق الحليب

السنوات	الإنتاج الكلي	الحليب مسحوق
1986	8552807	513168,42
1987	28464914	1707894,84
1988	28331446	1699886,76
1989	35326509	2119590,54
1990	37462312	2247738,72
1991	37290268	2237416,08
1992	39574727	2374483,62
1993	42844780	2570686,8
1994	45634687	2738081,22
1995	38619220	2317153,2
1996	37914021	2274841,26
1997	29516102	1770966,12
1998	28773355	1726401,3
1999	26255310	1575318,6
2000	31682848	2016525
2001	27188336	1443900
2002	20408033	1516275
2003	18367568	1138825
2004	12205728	557500

تطرقنا في هذا الفصل إلى دراسة أولية للمعطيات وذلك بإتمام المعطيات الناقصة، فاستعملنا الطريق العلمية والمتمثلة في اختيار أحسن نموذج انحدار، لكن في الأخير وبعد تطبيق التقنيات اللازمة لم توصلنا هذه الطريقة إلى المرغوب فيه من دراستنا الأولية، فلجأنا إلى استعمال طريقة عملية، ثم قمنا بعدها بإتمام معطياتنا الناقصة، بعد هذا كله سنضيف إلى جدولنا الأخير متغيرتين آخرتين لنقم بتحليل جدول المعطيات هذا والخروج بنتائج حول تطور الإنتاج والمتغيرات المؤثرة فيه، ومن ثم المبيعات. حيث أنه استعلمنا من المؤسسة أن كلما ينتج يباع وبالتالي في تحليلنا للإنتاج نفسه للمبيعات. وكل هذا سنتطرق إليه في الفصل القادم .

تحليل المعطيات

في هذا الفصل سنتعرض لاستكمال تحليلنا لنشاط المؤسسة وذلك باستعمال " تحليل المعطيات " اللغة المهنية للإحصائي ، ونقوم بعرض مفاهيم تحليل المعطيات الضرورية في دراستنا خاصة طريقة التحليل بواسطة المركبات الأساسية ، وسنعطي شرح لهذه التقنية لتبيان مفهومها وإطار تطبيقها ، ثم نقوم بتطبيقها على معطياتنا ، فنستخلص في الأخير نتائج يتم بعد ذلك تفسيرها لتكون دراستنا واضحة.

سنقوم بدراســة حول تطور الإنتاج للفترة الممتدة بين 1986-2004، فالمتغيرات التي نريد دراستها كانت كالتالي :

LPOT: الإنتاج الكلي للحليب

LPOD: مسحوق الحليب.

LCRU: الحليب الطبيعي.

EFFC: عدد العمال.

مفهوم تحليل المعطيات

للقيام بعملية التحليل استعملنا أداة إحصائية ألا وهي تحليل المعطيات والتي هي عبارة عن أداة وصف معمق لعدة مشاهدات عندما تكون أو تدخل عدة متغيرات في هذه المشاهدات وذلك في أن واحد ، وهذه الأداة هي مجموعة من التقنيات التي تسمح بالكشف عن مميزات أساسية لظاهرة مستمرة تحت غطاء المعطيات .

المـعطيـــــات

هي نتائج المشاهدات لعدة متغيرات أو ميزات على عناصر مجتمع والتي نسميها أفرادا.

الصفة أو المتغيرة : هو مصطلح يستعمل لوصف مجتمع وتكون :

* كمية : وزن ــ طول ـــ عمر .

* كيفية : المستوى العلمي ـ الجنس ـ لون الشعر ـ الجنسية .

جـــــــدول المعطيات :

نسمي جدول المعطيات المصفوفة $X_{n.p}$.

n : عدد الأسطر = عدد الأفراد المكونين لمجتمع أو عينة مدروسة .

p : عدد الأعمدة = عدد المتغيرات المعتبرة

1.....j.....p

$$\begin{bmatrix} x_1^1 \ldots\ldots x_1^j \ldots\ldots x_1^p \\ \downarrow \\ x_i^1 \ldots\ldots x_i^j \ldots\ldots x_i^p \\ \downarrow \\ x_n^1 \ldots\ldots x_n^j \ldots\ldots x_n^p \end{bmatrix} \quad i \quad = X_{n.p} \quad .$$

أين يكون x_{ij} = نتائج أو نتيجة المشاهدة للمتغيرة x_j للفرد i .

i: هو مجوعة الأفراد المرقمة من 1 إلى n ={ i،i =1.....n }

j :هو مجموعة المتغيرات ={ x_1^1 ..... x_1^p }={ x^j ،j=1.....p }

$$X_{(n.p)} = [\, x_i^j \,]_{i=1.....n}^{\,j=1.....p}$$

مختلف أنواع جداول المعطيات المستعملة في تحليل المعطيات .

إذا كانت المتغيرات x^1 ..... x^p كمية إذن $X_{n.p}$ يسمى جدول كمي .

إذا كانت المتغيرات x^1 ..... x^p نوعية إذن $X_{n.p}$ يسمى جدول كيفي أو نوعي .

x_i^j : كمية ——— جدول كمي $\quad X_{(n.p)} = [\, x_i^j \,]_{i=1.....n}^{\,j=1.....p}$

x_i^j :رمز ——— جدول كيفي

مختلف طرق تحليل المعطيات[37] :

طرق عاملية methode factorielles

يوجد نوعان من الطرق

تصنيف آلي classification automatiques

طرق عاملية ـــــــ التحليل بالمركبات الاساسية (ACP) :يستعمل لتحليل جداول كمية .

ـــــــ التحليل العملي التطابقي(AFC) تستعمل لتحليل جداول كيفية.

ـــــــ التحليل العملي التطابقي المتعدد (AFCM)

وكل واحدة من هذه الطرق توافق جدول المعطيات الخاص بها ،وتكون عادة هذه الجداول من مجموع مشاهدات لعدة متغيرات حول مجموعة من الأفراد .

طريقة التحليل بواسطة المركبات الأساسية :

التحليل بهذه الطريقة يسمح بالحصول على نظرة شاملة على المعطيات التي يمكن ان تكون غير متجانسة.

هدف هذه الطريقة :هو وصف مجتمع مكون من n فرد ،بواسطة P صفة كمية $X^1.....X^p$ مأخوذة في آن واحد .

تسمح هذه الطريقة بإيضاح الأفراد الذين يتشابهون والذين يختلفون .

ـ الصفات المسؤولة عن التشابه أو الاختلاف بين الأفراد .

ـ الارتباطات الخطية بين الصفات :

ـ صفات مرتبطة بينها بالموجب (ارتباط قوي>0، ψ ← 1)

ـ صفات فيما بينها بالسلب (ارتباط قوي<0 ، ψ ← -1)

ـ الصفات المستقلة فيما بينها (لا يوجد ارتباط ψ =0)

إطار ACP يطبق على جدول كمي

الجدول يحتوي على مجموع ملاحظات لـ P صفة كمية $X^1.....X^P$ لمجتمع مكون من n فرد .

$$X_{np} = \begin{bmatrix} x_1^1 \dots x_1^j \dots x_1^p \\ \vdots \\ x_i^1 \dots x_i^j \dots x_i^p \\ \vdots \\ x_n^1 \dots x_n^j \dots x_n^p \end{bmatrix} \begin{matrix} i = 1..n \\ j = 1 \dots p \end{matrix}$$

شروط التطبيق:

ـ مجموعة الأفراد يجب أن تكون متجانسة ومن نفس الطبيعة

ـ يمكن أن يكون للصفات أو المتغيرات وحدات قياس مختلفة $x_n^1.....x_n^j.....x_n^p$

أنـــواع الـ A C P :

ـ إذا كانت وحدات القياس لمختلف المتغيرات غير متجانسة نستعمل الـACP المرجح .

ـ إذا كانت المتغيرات لها نفس وحدات القياس نستعمل الـACP الكلاسيكي و(المرجح) .

إذا : الـACP الكلاسيكي إذا كانت لدينا نفس وحدة القياس .

الـACP المرجح ⟵ إذا كانت وحدة القياس نفسها .

إذا كانت لدينا وحدات مختلفة لقياس المتغيرات .

أ)الطريقة المنتهجة في التحليل بالمركبات الأساسية

1 - حساب مركز ثقل جدول المعطيات :

ليكن لدينا $N(I) \subset R^p$ ، $P_i = (1/n)$ $\forall$ i = 1.....n

$N(I)$: سحابة الأفراد ، R^p : فضاء ببعد P ، P_i : وزن الفرد ، i : وتمثل أهميته في المجتمع

كل القيم الملاحظة لها نفس الأهمية ، G : مركز الثقل centre de gravité .

لدينا $Xi = (x^1_i,.....,x^j_i,.....x^p_i)^t$ إذا :

$$G = p_1x_1 + \cdots + p_n = (1/n) \sum^n_{i=1} x_i = (1/n) \begin{bmatrix} x^1_1 \\ x^j_1 \\ x^p_1 \end{bmatrix} + \cdots + \begin{bmatrix} x \\ x^j_i \\ x^p_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (1/n) \sum x^1_i \\ (1/n) \sum x^1_i \\ (1/n) \sum x^1_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{x}^1 \\ x^j \\ \bar{x}^p \end{bmatrix} \in R^p$$

2-ترجيح المتغيرات :

نفرض أن المتغيرات في الأصل غير متجانسة ، إذ يجب وضع كل متغير x_J في إطار مقارنة مماثل ، أي يجب أن تكون المتغيرات ذات تباين أحادي ومتوسط ، جعل الجدول متجانس بمركزة وتبسيط المعطيات كما يلي:

$$X=\{\ x_{ij}=(\ x_{ij}-\ \bar{x}_j)/\sigma_i\sqrt{n}\ ;\ i\in i\ ;j\in j\ \}$$

مع : σ_i تمثل الإنحراف المعياري للمتغير x_i

$\bar{x}_j$ تمثل متوسط المتغير x_j

3 - في هذه المرحلة نقوم بحساب المصفوفة V ذات P سطر و P عمود .

V symétrique semi defini positive ، $V=(1/n)^t xx$ حيث

x : جدول ممركز ومبسط .

$^t x$: مقلوب x .

V : مصفوفة التباين والتباين المشترك (matrice variance – co variance) .

4- المصفوفة V تقبل قيم ذاتية $\lambda_1 ... \lambda_p$ ، حقيقية موجبة أو معدومة مرفقة بأشعة ذاتية $u_1 ..... u_p$. (هذه القيم الذاتية ليست مختلفة بالضرورة)أكبر قيمة ذاتية نرمز لها بـ λ_1 للمصفوفة V ، تعطينا

الشعاع الذاتي u_1 الذي يحدد المحور العاملي Du_1 يعني المركبة الأساسية الأولى ، هذا المحور يمكن أن نحدده أيضا بواسطة حل مشكل تعظيم تشتت N(I):

$$\begin{cases} \max\ uDpV\ Dpu & \text{نأخذ } D_p = I \\ \|\ \|\quad u^{\,2}{}_{Dp} = 1 & \text{مع} \end{cases}$$

يكفي إختيار u_1 كشعاع ذاتي الذي يرفق بأكبر قيمة ذاتية λ_1 للمصفوفة V أيضا القيمة الذاتية λ_2 التي تكون صغيرة على λ_1 للمصفوفة V وكبيرة على القيم الذاتية الأخرى ، تحدد المركبة الأساسية الثانية

(المحور العملي الثاني Du_2) ، ونفس الكيفية للمحاور الأخرى .

5- في هذه المرحلة النهائية نقوم بتحديد إحداثيات الأفراد والمتغيرات على المحاور العملية المحددة مسبقا ، والصيغة التي تعطينا الإحداثيات هي $F_\alpha(I) = xu_\alpha$ ،مع :

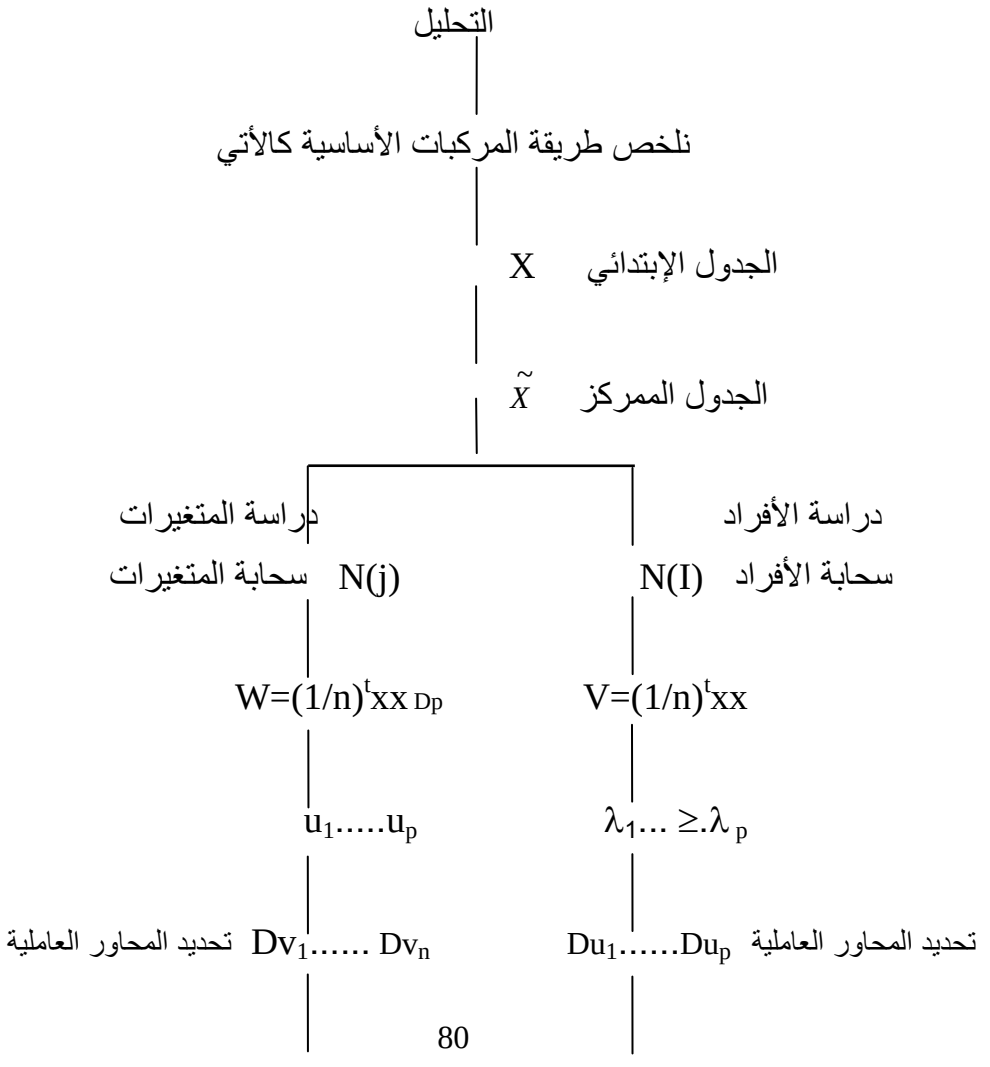
F_α : شعاع إحداثيات الأفراد على المحور α

x : الجدول الممركز والمبسط (matrice centreé réduite) .

u_α : شعاع ذاتي للمركبة من الرتبة α

وبصفة مماثلة تحليل N(I) ، إحداثيات المتغيرة على نفس المحاور وبالصيغة

$$G_\alpha(j) = (1/\sqrt{\lambda_\alpha}) \sum^{n}_{i=1}(1/n)(x_{ij} - \bar{x}_j) F_\alpha(i)$$



(حساب إحداثيات الأفراد) $F_\alpha(I) = xu_\alpha$ (تحديد إحداثيات المتغيرات) $G_\alpha(J) = xD_p v_\alpha$

ب) تحليل النقاط لـ i في R^p لــ N(I) وتحليل j في R^n لـ N(I)

تحليل النقاط i في R^p لــ N(I) :

المسافة بين الأفراد i ، i' لــ N(I) : $d^2(i,i') = \sum^p_{d\in I} (x_{ij} - \bar{x}_{ji})^2$

أيضا كل متغير يكون له مساهمة في التشتت الكلي للسحابة N(I) :

مركبات النقاط " i " لــ N(I) على المحور من الرتبة α

$F_\alpha(i)$ ، تمثل مركبة النقاط i على محور التراتيب .

مركبات النقاط i على محور الرتبة α هي مكونات الشعاع xu_α

$$\begin{bmatrix} \\ F_\alpha(i) \\ \\ \end{bmatrix} = x_{(p.n)}u_{\alpha(n-1)}$$

مع x :جدول معطيات ممركز ومبسطة .

و u_α شعاع ذاتي ذو الرتبة α في المصفوفة $x' x$

المساهمة المطلقة للعناصر

$$CTr_\alpha (i) = (1/n F^2_\alpha(i)) / \lambda_\alpha$$

هذه المساهمة تسمح بتحديد العناصر الذين شاركوا في تكوين المحور العاملي ، إذا ارتفع$CTr_\alpha (i)$،ارتفع العنصر بعيد عن مركز الخط ، هذا يعني أن الفرد " i " يساهم كثيرا في تكوين المحور.

هذه المساهمات تظهر على مخططات بيانية تسمى بيانات الأفراد أين نجد أن المحاور هي محاور عاملية نتحفظ بها للشرح .

المساهمة النسبية للعناصر : $CR_\alpha (i)$

la contribution relative des individus $CR_\alpha (i)$

$$\cos(\theta) =(F_\alpha(i) / \| x\|) \text{ et } CR_\alpha (i) = \cos^2(\theta)$$

- إذا $CR_\alpha (i)$ ينتهي إلى الصفر ، إذن الفرد ضعيف التمثيل على المحور ذو الرتبة α
- إذا $CR_\alpha (i)$ ينتهي إلى الواحد ، إذن الفرد قريب من المحور يعني أنه ممثل بطرقة جيدة .
- مقياس نوعية تمثيل الفرد " i " على المحور(Du_α , Du_B)

$$CR_\alpha (i) + CR_B (i) = Qlt_{\alpha, B} (i)$$

- إذا كان $Qlt_{\alpha, B} (i)$ تنتهي إلى الواحد ، الفرد " i " ممثل جيدا على المستوى (Du_α , Du_B)
- إذا كان $Qlt_{\alpha, B} (i)$ تنتهي إلى الصفر ، الفرد " i " التمثيل التمثيل على المستوى (Du_α , Du_B)

تحليل النقاط« j » لـ N(j) في R^n :

السنوات	الإنتاج الكلي للحليب	مسحوق الحليب	الحليب الطبيعي	عدد العمال
1986	8552807	513168.42	3889331.778	85
1987	28464914	1707894.84	2548773	137
1988	28331446	1699886.76	2698714	132
1989	35326509	2119590.54	1760014	127
1990	37462312	2247738.72	1289512	135
1991	37290268	2237416.08	1070258	157
1992	39574727	2374483.62	1465720	179
1993	42844780	2570686.8	2369955	210
1994	45634687	2738081.22	3294051	218
1995	38619220	2317153.2	5693926	216
1996	37914021	2274841.26	6875440	212
1997	29516102	1770966.12	6111131	142

(1- $d^2(j,k) = 2\ r_{jk}$) مع r_{jk} هو معامل الارتباط الخطي بين المتغيرات « j » و « k »

$\Rightarrow$ $r_{jk}=1$ النقطتين j و k متقاربتين .

$\Rightarrow$ $r_{jk}= -1$ النقطتين j و k في وضع متقابل ومتضاد .

مركبات النقاط « j » لـ N(j) على المحور ذو الرتبة α

$C_\alpha(i)$= $i^{éme}$ coordonnées du point « j » sur l'axe de rang α

مركبات النقاط « j » على المحور ذو الرتبة α هي مركبات الشعاع $x'v_\alpha$

$$\left| C_\alpha(i) \right| = x_{(p.n)} v_{\alpha(n-1)}$$

مع x' جدول مقلوب متغيرات عناصر (متوسطة ومبسطة)

v_α شعاع ذاتي ذو رتبة α من المصفوفة x' x

تحليل نتائج المعالجة : جدول المعطيات رقم 18

1998	28773355	1726401.3	4425726	122
1999	26255310	1575318.6	4930617	113
2000	31682848	2016525	5433917	121
2001	27188336	1443900	5371045	118
2002	20408033	1516275	5339184	114
2003	18367568	1138825	4633532	112
2004	12205728	557500	4696457	112

معالجة المعطيات أظهرت لنا مجموعة من الجداول والبيانات ، نحاول تحليلها الواحد تلوى الأخر .

جدول رقم (19):_الوسط الحسابي والانحراف المعياري للمتغيرات

المتغيرات	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	معامل التغير
PTOT	28900000	11521000	0.398650519
LPOD	1820000	596077.34	0.327515022
LCRU	3680000	1942499.38	0.527853092
EFFC	145.37	40.16	0.276260576

من خلال الجدول الممثل هنا نجد أن أكبر معدل سجله المتغيرPTOT ولهذا لكبر قيم السلسلة، ونسجل أن أكبر انحراف معياري سجلته نفس المتغيرة وهذا ما يدل على تشتت قيم السلسلة أي اختلاف تطور الإنتاج من سنة لأخرى ، ثم يليه متغيرة الحليب الطبيعي LCRU التي عرفت أيضا انحراف كبير مايدل كذلك على تشتت قيم هذه السلسلة .

ولمعرفة المتغير المؤثر على تشتت العناصر (Individus) نقوم بحساب معامل التغير :

$$\text{معامل التغير} = \frac{\text{الانحراف المعياري}}{\text{المتوسط}}$$

فنجد أن المتغيرة (LCRU) تتميز بأكبر معامل للتغير وهو ما يفسر مسؤولية هذه المتغيرة عن تشتت الميزات بصفة كبيرة، بينما نجد المتغيرة (EFFC) بمعامل أقل بالنسب للمتغيرات الأخرى .

الجدول رقم (20): **مصفوفة الارتباط**

	PTOT	LPOD	LCRU	EFFC
PTOT	1.00	0.86	0.02	0.72
LPOD	0.86	1.00	-0.04	0.80
LCRU	0.02	-0.04	1.00	0.11
EFFC	0.72	0.80	0.11	1.00

هذه المصفوفة تعطينا صورة عن درجة الارتباط بين المتغيرات .

* في العمود الأول تظهر لنا مختلف الارتباطات للمتغير (PTOT)

أي الإنتاج الكلي مع بقية المتغيرات، حيث سجل هذا المتغير ارتباط قوي موجب مقداره 86 % مع المتغير (LPOD) مسحوق الحليب وهو ما يفسر بطبعة الحال وجود علاقة كبيرة بين هذين المتغيرين . كما نلاحظ وجود ارتباط نوعا ما قوي مع المتغير (EFFC) عدد العمال مقداره 72% هو ما يفسر وجود علاقة بين الإنتاج الكلي وعدد العمال . كما نلاحظ ارتباط ضعيف موجب مع المتغير (LCRU) الحليب الطبيعي بـ 2% وهذا يفسر بعدم وجود استعمال كبير لكمية الحليب الطبيعي المجمع في عملية إنتاج الحليب .

* العمود الثاني يبين حالة المتغير(LPOD)، فنجد أن له علاقة بعدد العمال ومقدار الارتباط هو80% .أما فيما يخص ارتباطه بمتغير (LCRU) يبقى ضعيف جدا وسالب يقدر ب 4%.

* أما فيما يخص العمود الثالث فيظهر لنا عدم وجود ارتباط قوي بين (LCRU) و (EFFC) حيث قدر ب 11% .

جدول رقم (21): جدول القيم الذاتية

الرقم	القيم الذاتية	نسبة التشتت	نسبة التراكم %
1	2.59	64.82	64.82
2	1.01	25.36	90.18
3	0.27	6.87	97.05
4	0.12	2.95	100.00

لدينا مصفوفة الارتباط R حيث $R = (1/n)X^tX$ و $TR(R) = p$

و P يمثل عدد المتغيرات ويساوي مجموع القيم الذاتية $\sum^{p}_{i=1} \lambda_i$ و أن :

$$TR(R) = I_0(N(J)) = I(N(I))$$

فنجد أن نسبة تمثيل سحابة المتغيرات :

$$I_0(N(J)) = I_{DU1} + I_{DU2} + I_{DU3} + I_{DU4}$$

$$100\% = 64.82\% + 25.36\% + 6.87\% + 2.95\%$$

فالنسبة $64.82\% = (\lambda_1 / \sum \lambda)$ تعطي مقياس نوعية تمثيل المتغيرات على المحور الأول (AXE(1)) كما تشرح النسبة 25.36% مقياس نوعية التمثيل على المحور الثاني (AXE(2)) في حين تمثل $90.18\% = (\lambda_1 + \lambda_2) / \sum \lambda)$ نسبة التمثيل على المخطط العاملي الأول

في الفضاء R^2 ذو المحورين (AXE(1) و AXE(2)) كما تعطي نسبة 100% في الفضاء R ذو البعد 4 .

ومنه يمكن القول أن النسبة 90.18 % جيدة وتسمح بإعطاء صورة عن سحابة النقاط في المخطط العاملي الأول في الفضاء الأول .

جدول رقم(22): جدول الارتباط بين المتغيرات والمركبات الأساسية

	AXE(1)	AXE(2)	AXE(3)	AXE(4)
PTOT	-0.93	0.04	0.33	0.18
LPOD	-0.96	0.11	0.06	-0.27
LCRU	-0.05	-1.00	0.06	-0.03
EFFC	-0.91	-0.09	-0.40	0.11

تفسير المحاور :

سنقوم بتفسير المحورين الأول والثاني ونتجاهل المحور الثالث والرابع لضعف قيمة تمثيلهما 9.82 %.

جدول رقم(23): تفسير المحور الأول

النقاط J بإحداثيات موجبة من السحابة N(J)	النقاط J من السحابة N(J) بإحداثيات سالبة
	PTOT LPOD EFFC

بالنسبة للمحور الأول AXE(1) نجد ثلاث متغيرات(PTOT)، (LPOD) و (EFFC) كلها تساهم في تشكيله، وتعطينا صورة شاملة وعامة، وتتواجد على الجانب السلبي منه.

جدول رقم (24):تفسير المحور الثاني

النقاط J من السحابة N(J) بإحداثيات موجبة	النقاط J من السحابة N(J) بإحداثيات سالبة
	LCRU

بالنسبة للمحور الثاني AXE(2) نجد أن المتغيرة (LCRU) هي الوحيدة التي تساهم في تشكيله ، وتتوضع على الجانب السالب منه.

جدول رقم (25):جدول المركبات الأساسية

المحور الأول AXE(1)

النقاط I من السحابة N(I) بإحداثيات موجبة	النقاط I من السحابة N(I) بإحداثيات سالبة
1986	1989
1987	1990
1988	1991
1997	1992
1998	1993
1999	1994
2001	1995
2002	1996
2003	2000
2004	

يشرح المحور الأول64.82% من التمثيل العام ، ونجد أنه من خلال الجدول أن المحور الأول AXE(1) يعطينا نظرة عامة بحيث أنه يتشكل من جميع المتغيرات ، ونجد أن مجموعة العناصر (-1990-1991-1992-1993-1994-1995-1996-2000 1989) تتميز بارتباط قوي مع جميع المتغيرات ، وتتضح في الجانب السالب من المحور الأول ، وتتميز العناصر (-1998-1999-2000-2001-2002-2003-2004 1986-1987-1988-1997) بارتباط أقل قوة ومقاومة مع العناصر التي تتوضع في الجانب الموجب من المحور الأول .

جدول رقم (26):المحور الثاني

النقاط I من السحابة N(I) بإحداثيات موجبة	النقاط I من السحابة N(I) بإحداثيات سالبة
1986	1995

1987	1996
1988	1997
1989	1998
1990	1999
1991	2000
1992	2001
1993	2002
1994	2003
	2004

يشرح المحور الثاني 25.36% من التمثيل العام ، ويساهم في تشكيله المغير (LCRU)، الحليب الطبيعي حيث نجد من خلال الجدول أن مجموعة العناصر (-1998 -1999-2000-2001-2002-2003-2004-1995-1996-1997) تساهم أكثر في تشكيل المحور من الجانب السالب، في حين كذلك تساهم العناصر (-1991-1992-1993-1994 1986-1987-1988-1989-1990)في تشكيل المحور من الجانب الموجب، ويعتبر هذا المحور محور تقابل ما بين العناصر المتمثلة في ما قبل 1995 وما بعدها.

جدول رقم (27):التفسير الثنائي للمحاور بواسطة نقاط العناصر i لـ N(i) وj N(j)

النقاط J من السحابة N(J) بإحداثيات موجبة	النقاط J من السحابة N(J) بإحداثيات سالبة
	PTOT LPOD EFFC
1986	1989
1987	1990
1988	1991
1997	1992

1998	1993
1999	1994
2001	1995
2002	1996
2003	2000
2004	

من الجدول نسجل أن مجموعة العناصر(السنوات) المتوضعة في الجهة السالبة مع المتغيرات تتميز بتطور في الإنتاج الكلي ومسحوق الحليب المستعمل وكذا تطور في عدد العمال أكثر من تلك المتوضعة في الجانب الموجب للمتغيرات ، بحيث العناصر (السنوات)من سنة 1986 إلى غاية 2004 ماعدا سنة 2000 كان فيها تطور للانتاج وما عدا ذاك من السنوات كان عكس ذلك.

جدول رقم(28)

إحداثيات موجبة	إحداثيات سالبة
النقاط J من السحابة N(J)	النقاط J من السحابة N(J)
	LCRU
1986	1995
1987	1996
1988	1997
1989	1998
1990	1999
1991	2000
1992	2001

1993 1994	2002 2003 2004

عرفت سنوات (1995-1996-1997-1998-1999-2000-2001-2002-2003-2004)ارتفاع وتطور لجمع الحليب الطبيعي، في حين السنوات المتبقية لم تكن كذلك بنفس الصفة أي لم تعرف نفس التطور.

نوعية التفسير

المخطط العاملي (AXE(1) et AXE(2))

والذي يشرح 90.18 %، حيث نجد أن سحابة النقاط ممثلة تمثيلا جيدا داخل المخطط، وأن هذه النسبة كافية لتمثيل العناصر(Individus) داخل المخطط. ولدينا تجب الزاوية θ حيث :

$\cos\theta=C_\alpha(i)/||X_t||$ حيث $\cos\theta$ تمثل زاوية إسقاط .

العنصر X_i مع المحور Axe(i) أما:

$$Qlt_{\alpha\beta}(i) = \cos^2\theta_1+\cos^2\theta_2+\cos^2\theta + \cos^2\theta \qquad (1)$$

(1) يبين تمثيل العنصر (i) على المحورين (Axe1 et Axe2)

ومنه نجد أن كل العناصر (individus) ممثلة تمثيلا جيدا .

التمثيل البياني للمخطط العاملي للمتغيرات (Axe1 et Axe2)

من الرسم البياني لمخطط المتغيرات يظهر أنه هناك تشكل سحابة النقاط المتكونة من المتغيرات ممثلة جيدا ، وهذا ما يفسر ارتباط معتبر ، حيث نستنتج أن هناك ارتباط قوي بين الإنتاج الكلي للحليب ومسحوق الحليب في حين نسجل ارتباط ضعيف بين الإنتاج الكلي والحليب الطبيعي.

التمثيل البياني لمخطط العناصر (Axe1 et Axe2)

بالنسبة للمخطط العاملي الأول فإن التمثيل البياني للأفراد يبرز ثلاث مجموعات :

- المجموعة الأولى المتكونة من السنوات (1993-1994-1995-1996) .

المجموعة الثانية المتكونة من السنوات (1986-1990-1991-1992).

المجموعة الثالثة المتكونة من السنوات (2004).

حيث أن المحور الأول يساهم في تشكيله بصفة جيدة السنوات 1986-1994-2004 في حين المحور الثاني يساهم في تشكيله السنوات 1990-1996 .

من خلال تحليلنا للمعطيات توصلنا إلى النتائج التالية

* الإنتاج الكلي للحليب مرتبط بصفة كبيرة بمسحوق الحليب المستورد ، حيث تبقى المؤسسة تابعة للمادة الأولية المستوردة مما يكلف الدولة فاتورة الاستيراد حيث أن الارتباط موجب ، ويقدر ب 86% .

* تكاد تنعدم العلاقة بين الإنتاج الكلي للحليب والحليب الطبيعي المجمع .

* عرفت المؤسسة تطورا في الإنتاج بداية من سنة 1989 إلى غاية 1996 فقط، ثم بدأ الإنتاج يعرف تناقصا وهذا منذ التحول إلى النظام الجديد GIPLAIT، أي أن المؤسسة لن تساير مرحلة التحول هذه في التسيير والمحافظة على تطور إنتاجها، كما يمكن أن نذكر أسباب أخرى ربما تكون أثرت على ذلك، وهي انفتاح السوق ودخول منتجين جدد في هذه الشعبة أي شعبة الحليب ومشتقاته مما يزيد من حدة المنافسة في السوق.

* أما ما يخص كمية الحليب الطبيعي المجمعة ما يمكن قوله، هو أنه كانت سياسة محكمة من قبل مؤسسات إنتاج الحليب التي كانت منضوية تحت لواء الديوان الجهوي للحليب بالغرب، بحيث كانت تنظيمات تعمل على جمع الحليب من المزارع النموذجية وغير ذلك، كما كانت هناك تحفيزات لمربي المواشي، مما جعل جمع الحليب الطازج الطبيعي يكون على أعلى مستوى مما لحق.

دراسة قياسية للعوامل المؤثرة

V - الجانب النظري للانحدار العام

1-V - مفهوم الانحدار الخطي المتعدد

تحظى طريقة الانحدار الخطي المتعدد**[38]** باستعمال واسع لشرح مختلف الظواهر الاقتصادية المرتبطة بعدة متغيرات ، وذلك اعتمادا على التوفيقة الخطية بين المتغير التابع (Y) والمتغيرات المستقلة ($X_k.....X_1$)، ويمكن كتابة النموذج على الشكل التالي :

$$Y = a_0+a_1X_1+a_2X_2+a_3X_3+.....+a_kX_k+\varepsilon$$

a_0 : الحد الثابت .

a_i : معاملات المعادلة $(i = \overline{1, k})$.

ε : معامل الخطأ .

Y: المعامل التابع أو الداخلي .

X_i: المتغيرات المستقلة أو الخارجية $(i = \overline{1,k})$ ..

بالنسبة لعدة مشاهدات يمكن عرض النموذج كالتالي :

$$Y_t = a_0 + a_1 X_{1t} + a_2 X_{2t} + a_3 X_{3t} + \ldots\ldots + a_k X_{kt} + \varepsilon_t$$

$$(t = \overline{1,n})$$

يمكن كتابة هذا النموذج في شكل مصفوفة كالتالي :

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \\ \\ \\ \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & X_{12} & . & . & . & X_{1k} \\ 1 & X_{21} & X_{22} & . & . & . & X_{2k} \\ . & . & . & . & . & . & . \\ & & & & & & \\ . & . & . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . & . & . \\ 1 & X_{n1} & X_{n2} & . & . & . & X_{nk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_0 \\ a_1 \\ . \\ \\ . \\ . \\ a_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ . \\ \\ . \\ . \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

$$Y = Xa + \varepsilon$$

(n,1) (n,k+1)(k+1,1) (n,1)

بحيث :

$$Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \\ \\ \\ \\ Y_n \end{bmatrix} \quad \forall j \in \{1 \ldots\ldots k\} \qquad \hat{a} = \begin{bmatrix} \hat{a}_0 \\ \hat{a}_1 \\ . \\ \\ . \\ . \\ \hat{a}_n \end{bmatrix}, \qquad a = \begin{bmatrix} a_0 \\ a_1 \\ . \\ \\ . \\ . \\ a_n \end{bmatrix} \quad \varepsilon = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ . \\ \\ . \\ . \\ \varepsilon_n \end{bmatrix} \qquad , X_j = \begin{bmatrix} X_{1j} \\ X_{2j} \\ . \\ \\ . \\ . \\ X_{nj} \end{bmatrix}$$

$$X = \begin{bmatrix} X_0 & X_1 & . & X_j & . & X_k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & X_{12} & . & . & X_{1k} \\ 1 & X_{21} & X_{22} & . & . & X_{2k} \\ . & . & . & . & . & . \\ 1 & X_{j1} & X_{j2} & . & . & X_{jk} \\ . & . & . & . & . & . \\ 1 & .X_{n1} & X_{n2} & . & . & X_{nk} \end{bmatrix}$$

V -2 - فرضيات النموذج

عند تطبيق طريقة المربعات الصغرى (OLS) لتقدير نموذج الانحدار المتعدد يجب توافر الافتراضات التالية**[4]** :

الفرضية الأولى :

المتغير التابع (Y) يكون دالة خطية في المتغيرات المستقلة (X_k) بحيث تكون قيمة واحدة على الأقل من قيم المتغير المستقل مختلفة عن بقية القيم ، ويمكن وصفها بالصيغة التالية :

$$\sum \left(X_i - \overline{X}\right)^2 \neq 0$$

بحيث $\overline{X}$: متوسط قيم X_i .

الفرضية الثانية :

متوسط القيمة للمتغير العشوائي يكون مساويا للصفر ، $E(\varepsilon_t) = 0$

الفرضية الثالثة :"تجانس التباين"

يكون تباين المتغير العشوائي ثابت أي :

$$VAR\ (\varepsilon_t) = E\left(\varepsilon_t^2\right) = \delta_\varepsilon^2$$

الفرضية الرابعة : "عدم وجود ارتباط ذاتي بين معاملات الخطأ "

المتغير العشوائي لمشاهدة ما لا يرتبط بالمتغير العشوائي لمشاهدة أخرى أي :

حيث $t' = t$ $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t'}) = 0$

الفرضية الخامسة :

استقلالية المتغير العشوائي عن المتغيرات المستقلة أي :

$$COV\ (\varepsilon_t X_t) = 0$$

V -3 - تقدير المعاملات بطريقة المربعات الصغرى "MCO "

لدينا النموذج الخطي المتعدد ب k متغيرات شارحة و n مشاهدة :

$$Y = X\,a + \varepsilon$$

$$\hat{Y} = X.\hat{a}$$

$\hat{a}$: شعاع مقدر ل a

نعلم أن الشعاع a المركب من المعاملات $a_0,a_1,\ldots a_k$ عند تقديره بطريقة المربعات الصغرى**[26]** نحصل على :

$$\sum_{i=1}^{n} \varepsilon_i^{\,2} = \varepsilon'\varepsilon = (Y - Xa)'(Y - Xa) = S$$

حيث ε' هو منقول الشعاع ε

نحصل على

$$S = (Y - Xa)'(Y - Xa) = Y'Y - Y'a - a'X'Y + a'X'Xa$$
$$= Y'Y - 2a'X'Y + a'X'Xa$$

باشتقاق المعادلة S بالنسبة ل a نحصل على :

$$\frac{\partial S}{\partial a} = 0 \Rightarrow \hat{a} = (X'X)^{-1} X'Y$$

ملاحظة : مع العلم أن المصفوفة $(X'X)$ قابلة للقلب .

V -3 -1- خصائص المعاملات المقدرة [26]

V -3-1-1- المعاملات $\hat{a}$ غير منحازة

لدينا المصفوفة $X'X$ قابلة للقلب مع العلم أن :

$$Y = Xa + \varepsilon$$

$$\hat{Y} = X\hat{a}$$

$$e = Y - \hat{Y} \qquad \text{ومنه}$$

بتعويض Y في القيمة المقدرة $\hat{a}$ نجد :

$$\hat{a} = (X'X)^{-1} X'Y = (X'X)^{-1} X'(Xa + \varepsilon)$$

$$= a + (X'X)^{-1} X'\varepsilon$$

حيث :

$$E(\hat{a}) = a + (X'X)^{-1} X'E(\varepsilon) = a$$

$$E(\varepsilon) = 0$$

$$E(\hat{a}) = a$$

إذن نستنتج أن المعامل $\hat{a}$ غير منحاز.

V -3-1-2- التباين ذو قيمة صغيرة بالنسبة للمعاملات الغير منحازة

نعبر عليها كالآتي :

$$V(\hat{a}) = \hat{\delta}^2 (X'X)^{-1} = S^2 (X'X)^{-1}$$

V -4- معاملات التحديد

V -4-1- حساب معامل التحديد المتعدد R^2

بما أن R^2 هو قياس إجمالي لنسبة شرح النموذج من طرف المتغيرات المفسرة يمكن حسابه انطلاقا من الشرطين التاليين :

$$\sum_t Y_t = \sum_t \hat{Y}_t$$

$$\Rightarrow \overline{Y} = \overline{\hat{Y}}$$

$$\sum_t e_t = 0$$

نتحصل على ما يلي :

$$\sum \left(Y_t - \overline{Y}\right)^2 = \sum \left(\hat{Y} - \overline{Y}\right)^2 + \sum e_t^2$$

$$SCT = SCE + SCR$$

حيث :

SCT : التغيرات الكلية .

SCE : التغيرات المفسرة .

SCR : تغيرات الفوارق .

من أجل تقريب قيمة التباين الكلي لقيمة التباين المفسر نستعمل العبارة التالية :

$$R^2 = \frac{\sum_t \left(\hat{Y}_t - \overline{Y}\right)^2}{\sum_t \left(Y_t - \overline{Y}\right)^2} = 1 - \frac{\sum e_t^2}{\sum_t \left(Y_t - \overline{Y}\right)^2}$$

V -2-4- حساب معامل الارتباط المصحح $\overline{R}^2$

إذا كانت درجة الحرية ضعيفة ينبغي تصحيح R^2 حيث نحصل على ما يلي :

$$\overline{R}^2 = 1 - \frac{n-1}{n-k-1}\left(1 - R^2\right)$$

حيث $R^2 > \overline{R}^2$

V -3-4- العلاقة بين معامل الارتباط الخطي r ومعامل التحديد R^2

لدينا :

$$r = \frac{\sum \left(x_i - \overline{x}\right)\left(y_i - \overline{y}\right)}{\sqrt{\sum \left(x_i - \overline{x}\right)^2 \sum \left(y_i - \overline{y}\right)^2}}$$

معامل الارتباط الخطي r هو الجذر التربيعي لمعامل التحديد R^2 أي :

$$r = \sqrt{R^2}$$

V -5- اختبار النموذج الخطي المتعدد

لدينا النموذج التالي :

$Y_i=a_0+a_1X_{1i}+a_2X_{2i}+.....+a_kX_{ki}+\varepsilon_i$

نعتبر العلاقة بين كل المتغيرات المستقلة X والمتغير التابع Y ، وذلك بوضع الفرضية H_0 التي تنص على عدم وجود علاقة بينهما فتكون الفرضية البديلة H_1 .

V -5-1- اختبار ستيودنت "student"

لاختبار دلالة كل متغير مستقل على حدي ، نختبر الفرضية التالية : $\begin{matrix} H_0 : \hat{a}_i = 0 \\ H_1 : \hat{a}_i \neq 0 \end{matrix}$

نحسب قيمة T كما يلي :

$$T_i^* = \left| \frac{\hat{a}_i}{S_{\hat{a}_i}} \right|$$

نقارن قيمة T مع القيم المجدولة لدرجة حرية (n-k-1) ، وبمستوى معنوية α .

أي : "$T^{\alpha}_{(n-k-1)}$"

- إذا كان ($T^* > T^{\alpha}$) نرفض الفرضية H_0 .
- أما إذا كان ($T^* < T^{\alpha}$) فإننا نقبل الفرضية H_0 ، أي أن المتغير X ليس له تأثير على Y .

V -5-2- اختبار فيشر " Fisher "

الهدف من اختبار فيشر **" Fisher "** هو معرفة دلالة النموذج بصورة عامة وذلك باختبار الفرضية التالية :

H_0 : كل المعاملات معدومة .

H_1 : يوجد على الأقل معامل يختلف عن الصفر .

$$\left\{ \begin{matrix} H_0 : a_1 = a_2 = ... = a_k = 0 \\ H_1 : \forall i \exists a_i \neq 0 \end{matrix} \right\}$$

لدينا :

$$F^{*} = \frac{\sum_{i=1}^{n} \left(\hat{Y}_i - \overline{Y}\right)^2 / k}{\sum_{i=1}^{n} e_i^2 / (n - k - 1)}$$

نعوض بقيمة R^2 المحسوبة مع القيم للنموذج المتعدد في صيغة F^{*} نجد :

$$F^{*} = \frac{R^2 / k}{(1 - R^2) / (n - k - 1)}$$

نقارن القيمة F^{*} مع القيمة المجدولة بدرجة حرية k و(n-k-1) ، وبمستوى معنوية α ، أي "$F^{\alpha}_{(k,n-k-1)}$" .

- إذا كانت($F^{*} > F^{\alpha}$) فإننا نرفض الفرضية H_0 ، ومنه النموذج ذو دلالة بصورة عامة .
- إذا كانت ($F^{*} < F^{\alpha}$) فإننا نقبل الفرضية H_0 ، ومنه هناك اختلاف في الدلالة بين المعاملات .

V -6- المشاكل التي تعترض نموذج الانحدار المتعدد

عند تطبيق طريقة المربعات الصغرى "MCO" لتقدير نموذج الانحدار المتعدد نتعرض لمشكلتين هما : اختلاف التباين والارتباط الذاتي بين الأخطاء .

V -6-1- اختلاف التباين "تباين الخطأ "(Hétéroscédasticité)

في حالة عدم تحقق فرضية تباين الخطأ**[4]** التالية :

$$E(\varepsilon_t^2) = \delta^2$$

تظهر لنا الأخطاء المعيارية لمعامل الخطأ التي ليس لها نفس التباين لكل المشاهدات ، وهذا ما نسميه بمشكلة تباين الخطأ .

V-6-1-1- أسباب تباين الخطأ

تتمثل أسباب تباين الخطأ فيما يلي :

- تباين الخطأ يتناقص خلال الفترة الزمنية .
- يتزايد تباين الخطأ δ^2_{ε} لتباين وتعدد الاختبارات .

- طريقة جمع البيانات واختلافهما تؤثر في تغير تباين الخطأ .

V -6-2-1- اختبار اختلاف التباين

من أجل اختبار اختلاف التباين نطبق اختبار " Gold Feld Quant " كما يلي :

لدينا :

$$c = \frac{n}{4} \qquad n_1 = n_2$$

$$n = n_1 + n_2 + c$$

إذا كان $SCR\ 1 = \sum_{j}^{n1} e_t^2$

$$SCR\ 2 = \sum_{j}^{n2} e_t^2$$

فإنه لدينا ما يلي :

$$F^* = \frac{SCR\ 2}{SCR\ 1}$$

F^* يتبع قانون " فيشـر " بدرجة حرية (n_1-k) و (n_2-k) ، حيث نقارن F^* مع $F^{\alpha}_{(n_1-k,n_2-k)}$.

- إذا كان $F^* > F^{\alpha}_{(n_1-k,n_2-k)}$ هذا يعني تحقيق فرضية تجانس التباين .
- إذا كان $F^* < F^{\alpha}_{(n_1-k,n_2-k)}$ هذا يعني تحقيق فرضية اختلاف التباين .

V -6-2- الارتباط الذاتي (Autocorrélation)

يظهر الارتباط الذاتي في تحليل السلاسل الزمنية عندما ترتبط القيمة المقدرة للمتغير العشوائي في فترة زمنية معينة بالقيمة المقدرة للمتغير العشوائي في الفترة الزمنية السابقة، هذا ما يسمى بالارتباط الذاتي **[4]** (الخطي) من الدرجة الأولى، يعتمد أساسا على الفرضية التالية :

$$E(\varepsilon_t \varepsilon'_t) \neq 0 \qquad t \neq t'$$

V -6-2-1- أسباب الارتباط الذاتي

تتلخص هذه الأسباب في النقاط التالية :

إهمال متغير أو متغيرات مستقلة من النموذج ، يتعين إضافة ذلك المتغير أو المتغيرات إلى النموذج.

الصياغة الغير الدقيقة تستوجب إعادة صياغة النموذج المراد دراسته من واقع العلاقة .

وجود علاقة فعلية بين قيم الخطأ أو المتغير العشوائي ، فنلجأ إلى تحويل المتغيرات المستقلة .

V -6-2-2- اختبار فرضية الارتباط الذاتي

يجب القيام بعملية التقدير لمعرفة وجود أو عدم وجود الارتباط الذاتي ، لذلك نستعمل طريقة المربعات الصغرى، وبعد ذلك نختبر الفرضية الأساسية الدالة على عدم وجود الارتباط الذاتي، حيث تبين فرضية العدم غياب الارتباط الذاتي بين الأخطاء ، أي أن معامل الارتباط الذاتي معدوم $(\rho = 0)$.

(فرضية العدم) $H_0 : \ \rho = 0$

(الفرضية البديلة) $H_1 : \ \rho \neq 0$

يمكن التحقق من وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء بتطبيق إحصائية " DURBIN WATSON " .

اختبار " DURBIN WATSON "

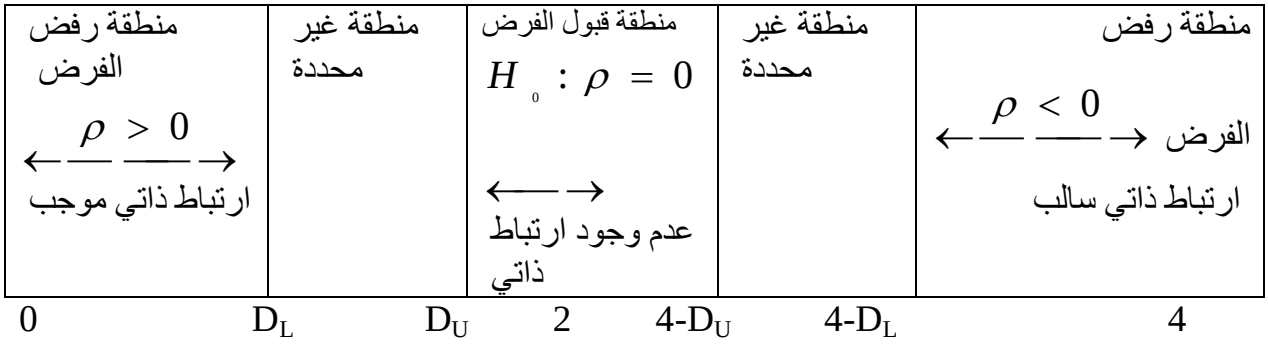
$$D^* = \frac{\sum_{t=2}^{n} (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{n} e_t^2} \approx 2(1 - \rho)$$

حيث : $\rho = \frac{\sum_{t=1}^{n} e_t e_{t-1}}{\sum_{t=1}^{n} e_t^2}$

نعلم أن قيمة ρ محصورة بين (-1) و (+1) ، وبعد تقدير قيمة DW أي D^* المحصورة بين 0 و 4 ، نقارنها مع القيمتين المجدولتين D_L القيمة الدنيا لوجود ارتباط ذاتي و D_U القيمة العليا لانعدام وجود ارتباط ذاتي حسب مجموع المشاهدات n وعدد المتغيرات المستقلة

k في النموذج ومستوى الدلالة α(5%) ، يتم قبول أو رفض احدى الفرضيتين باتباع المخطط التالي :

مخطط الفرضية :



نستخلص من المخطط الفرضية التالية : $\left\{ \begin{matrix} H_0 : d = 2 \Rightarrow \rho = 0 \\ H_1 : d \neq 2 \Rightarrow \rho \neq 0 \end{matrix} \right\}$

ويمكن رفض أو قبول الفرضية كما يلي :

- $0 < D^* < D_L$: وجود ارتباط ذاتي موجب .
- $D_L < D^* < D_U$: منطقة غير محددة أي هناك شك في وجود أو انعدام الارتباط الذاتي .
- $D_U < D^* < 4-D_U$: استقلالية الخطاء أي عدم وجود ارتباط ذاتي .
- $4-D_U < D^* < 4-D_L$:منطقة غير محددة أي شك .
- $4-D_L < D^* < 4$: وجود ارتباط ذاتي موجب .

VI -7- تصحيح الفرضيات

V-7-1- تصحيح اختلاف التباين

بعد اختبار فرضية تجانس التباين التالي :

$$H_0 : \hat{\delta}_1^2 = \hat{\delta}_2^2 = ... = \hat{\delta}_k^2$$

ونجد أن الفرضية غير محققة ، فإن النموذج ذو تباين مختلف**[26]** ونلجأ إلى تصحيحه كما يلي :

- إذا كان التباين من الشكل :

$$\hat{\delta}_j^2 = \delta^2 . X_j^2$$

نطبق الانحدار المرجح بالمعامل $\frac{1}{X_j}$ حيث نحصل على تجانس في التباين :

$$\frac{Y_j}{X_j} = \frac{a_0}{X_j} + a_1 + \frac{e_j}{X_j}$$

حيث : $$E\left(\frac{e_j}{X_j}\right)^2 = \frac{1}{X_j^2}.\hat{\delta}_j^2 = \delta^2$$

إذا كان التباين من الشكل :

$$\hat{\delta}_j^2 = \delta^2 . X_j$$

نطبق الانحدار المرجح على المعطيات الأولية بقسمة النموذج على $\left(\sqrt{X_j}\right)$ كما يلي :

$$\frac{Y_j}{\sqrt{X_j}} = \frac{a_0}{\sqrt{X_j}} + a_1 \frac{X_j}{\sqrt{X_j}} + \frac{e_j}{\sqrt{X_j}}$$

أي : $$E\left(\frac{e_j}{\sqrt{X_j}}\right)^2 = \frac{1}{X_j}.\hat{\delta}_j^2 = \delta^2$$

حالة عامة :

عموما عندما يظهر مشكل اختلاف التباين من الشكل $\hat{\delta}_j = \delta^2 . f(X)$ نقوم بقسمة المعطيات على $\sqrt{f(X)}$ للحصول على نموذج مع تجانس التباين ، حيث :

$\frac{Y_j}{\sqrt{f(X)}}$: المتغير التابع ، و $\frac{1}{\sqrt{f(X)}}$ المتغير المستقل .

V -2-7- تصحيح الارتباط الذاتي

لدينا نموذج الانحدار المراد تقديره ، والذي يجب معالجته من الارتباط الذاتي بالطريقة التالية**[4]** :

$$Y_t = aX_t + b + \varepsilon_t \ldots\ldots (1)$$

<u>طريقة التحويل : " طريقة كوكران – أوكارت ":</u>

هذه الطريقة من أكثر الطرق استعمالا لسهولة استخدامها ، فهي تقوم على الخطوات التالية :

- نفرض أن المتغير العشوائي (ε_t) يخضع للارتباط الذاتي من الدرجة الأولى أي :

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + e_t$$

حيث: $|\rho| \le 1$

$$E(e_t^2) = \delta^2, E(e_t e_t') = 0 \qquad E(e_t) = 0$$

$$e_t \longrightarrow N(0, \delta^2)$$

نقوم بتحويل البيانات في النموذج باستعمال التخلف الزمني للمتغير التابع والمتغير المستقل مع المتغير العشوائي :

$$Y_{t-1} = aX_{t-1} + b + \varepsilon_{t-1} \ldots\ldots (2)$$

نضرب المعادلة (2) بمعامل الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى (ρ)نجد :

$$\rho Y_{t-1} = \rho aX_{t-1} + \rho b + \rho\varepsilon_{t-1} \ldots\ldots (3)$$

وبالطرح بين المعادلتين (1) و(3) نحصل على :

$$Y - \rho Y_{t-1} = a(X_t - \rho X_{t-1}) + b(1-\rho) + (\varepsilon_t - \rho\varepsilon_{t-1})$$

نلاحظ من الطرح أن $\varepsilon_t - \rho\varepsilon_{t-1} = e_t$

أي :

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + e_t$$

و بما أن قيمة ρ مجهولة نلجأ إلى الخطوة التالية :

* تقدير معاملات النموذج المراد دراسته باستخدام طريقة المربعات الصغرى فنحصل على :

$$\hat{Y}_t = \hat{a}X_t + \hat{b} + e_t$$

ومنه نكشف عل الأخطاء العشوائية الناتجة بين قيمة المشاهدة والقيمة الحقيقية للمتغير كما يلي :

$$Y_t - \hat{Y}_t = e_t$$

ومنه نحصل على معامل الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى $(\hat{\rho})$ كما يلي :

$$e_t = \hat{\rho}\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث :

$$\hat{\rho} = \frac{\sum e_t e_{t-1}}{\sum e_t^2} \quad , \quad t = \overline{1, n}$$

وفي الأخير بمكن كتابة النموذج على الشكل التالي :

$$Y^*_t = aX^*_t + b^* + \varepsilon^*_t \ldots\ldots\ldots\ldots (*)$$

حيث :

$$Y^*_t = Y_t - \hat{\rho}X_{t-1}$$
$$X^*_t = X_t - \hat{\rho}X_{t-1}$$
$$b^* = b(1 - \hat{\rho})$$
$$\varepsilon^*_t = (1 - \hat{\rho})\varepsilon_t$$

V-8- تقدير النموذج واختبار الفرضيات

V-8-1- جمع المتغيرات

تنقسم المتغيرات إلى كمية وكيفية ، عموما تكون كمية ، أما بالنسبة للمتغيرات الكيفية فيجب التعبير عنها بقيم عددية لتسهيل دراستها ، وتتعدد المتغيرات من حيث الصفة إلى منفصلة ومتصلة حيث تتفرع المتغيرات المكونة للنموذج الاقتصادي من حيث طبيعتها إلى تابعة ومستقلة إلا أن هذه الطبيعة ليست ثابتة في أغلب النماذج ، بل يمكن، أن يكون المتغير التابع في نموذج ما، متغير مستقل في نموذج وهذا حسب منطلق البحث .

V-8-2 انتقاء المتغيرات المفسرة للظاهرة المدروسة

إن هدف الاقتصاد القياسي هو تحديد المتغيرات الأكثر تفسيرا لظاهرة ما ، وهذا من أجل نمذجتها واختبار الفرضيات للحصول في النهاية على أحسن نموذج اقتصادي نعتمد عليه في تحليل تغير وتطور الظاهرة المدروسة ، ويتم تحديد هذه المتغيرات بتحقق الشرطين الأساسيين ، المتغيرات الأكثر ارتباطا مع الظاهرة والأقل ارتباطا مع بعضها البعض ، للوصول إلى هذا الهدف هناك عدة طرق نتبع من بينها " Stepwise " .

V-8- 2-1– طريقة الانحدار خطوة بخطوة (Stepwise regression)

تعتمد هذه الطريقة على تحديد المتغير الذي له أكبر معامل ارتباط جزئي مع المتغير التابع ونقوم بنفس العملية مع اختبار كل متغير منتقى بتطبيق إحصائية Student ، حيث نرفض المتغير الذي قيمته المحسوبة T^* أقل من القيمة المجدولة T^{α} .[26].

V-8-3- تقديم النموذج

❖ المتغير التابع : الإنتاج الكلي للحليب PTOT.

❖ المتغيرات المستقلة :

LPOD : مسحوق الحليب المستعمل .

LCRU : الحليب الطبيعي المستعمل .

EFFC : عدد العمال .

ومنه الشكل العام للنموذج الخطي يكون كالتالي :

$$PTOT = a_0 + a_1 LPOD + a_2 LCRU + a_3 EFFC$$

V-8- 3-1 تقدير النموذج

بعد اتباع طريقة الانحدار خطوة بخطوة « Stepwise » في انتقاء المتغيرات المفسرة ،

وباستعمال النظام الإحصائي « SPSS » حصلنا على النموذج التالي :

PTOT = 827770.2 + 16.172 .LPOD
(1187910)+(0.621)

حيث كانت النتائج كالتالي :

الجدول رقم29:

المتغيرات	المعاملات	الخطأ المعياري	المعنوية	اختبار المعنوية
الثابت a_0	827770.2	1187910	0.495	R^2=0.976 $\overline{R}^2$=0.974 DW=2.631 F^*=678.568 δ=1613035.761
LPOD	16.172	0.621	0.000	

V-8-4-التعليق على النتائج

V-8-4-1-معامل التحديد R^2

كلما كانت قيمة R^2 كبيرة كان النموذج أفضل ، بالنسبة لهذا النموذج فإن 97% من المشاهدات حول المتغير التابع (PTOT)مفسر بالمتغيرة المستقلة (LPOD).

V-8-4-2- اختبار دلالة النموذج (Fisher)

لمعرفة سلامة النموذج وتأثير المتغيرات المستقلة على المتغير التابع ، نختبر الفرضية التالية :

$$\begin{cases} H_0 : a = 0 \\ H_1 : a \neq 0 \end{cases}$$

لدينا القيمة المحسوبة لإحصائية " فيشر" F^* =678.568، والقيمة المجدولة F^{α} مع مستوى معنوية 5% ودرجة حرية (k,n-k-1)أي : $F_{(1,17)}^{0.05} = 4.45$.

نلاحظ أن $F^* > F^{\alpha}$ نرفض الفرضية H_0 ، ومنه النموذج ذو دلالة كلية والمتغير المستقل له تأثير على المتغير التابع (PTOT) .

V-8-4-3- اختبار دلالة المعاملات :"test de student"

بما أن النموذج به متغيرة مستقلة واحدة فنفس النتيجة سنحصل عليها كما فعلنا في اختبار الدلالة بواسطة إحصائية فيشر، وعند مقارنة القيمة المحسوبة T^* مع القيمة المجدولة نحصل على مايلي :

ترتيب كمية مسحوق الحليب	ترتيب كميات الإنتاج الكلي
513168.42	8552807
557500	12205728
1138825	18367568

$$T^{\alpha}_{(n-k-1)} = T^{0.025}_{(19-1-1)} = 2.11$$

T^*=26.049

القرار: بما أن $T^{\alpha} < T^*$ نرفض H_0 وبتالي LPOD له تاثير على PTOT .

أما ما يخص الثابت فهو معنوي حيث وجدنا 0.495> 0.05.

4-4-8-V اختبار اختلاف التباين : "GOLD FELD QUANT "

مبدأ هذا الاختبار هو التأكد من اختلاف التباين أو تجانسه ، حيث يعتمد على تقسيم العينة إلى مجموعتين :

لدينا $c = n/4$ ، $n_1 = n_2$ ، $n_1 = n - c/4$

المجموعة تضم 7 مشاهدات إذن c =5 ونطبق طريقة المربعات الصغرى على كلتا المجموعتين وهذا بعد ترتيب قيم السلسلتين للمتغيرين كمية مسحوق الحليب وكمية الإنتاج الكلي فنحصل على الجدول التالي :

الجدول رقم 30: ترتيب قيم السلسلتين

20408033	1443900
26255310	1516275
27188336	1575318.6
28331446	1699886.76
28464914	1707894.84
28773355	1726401.3
29516102	1770966.12
31682848	2016525
35326509	2119590.54
37290268	2237416.08
37462312	2247738.72
37914021	2274841.26
38619220	2317153.2
39574727	2374483.62
42844780	2570686.8
45634687	2738081.22

ثم بعد تطبيق طريقة MCO نحصل على:

الجدول(31):حساب الأخطاء لعينتين

الأخطاء للعينة 1	الأخطاء للعينة 2
-1077401.743	**2.20E-07**
1900429.463	**2.04E-07**
-790259.0189	**1.75E-07**
-3395534.571	**1.13E-07**
1349602.062	**3.81E-08**
1383500.808	**-2.16E-07**
629663.0002	**-4.44E-07**
	المجموع
5.99958E-06	**8.95E-08**

$$SCR\ 1 = \sum_{j=1}^{7} e_t^2 = 5.99958E - 06$$

$$SCR2 = \sum_{j=12}^{19} e_t^2 = 8.95E - 08$$

ومنه : $$F^* = \frac{SCR\ 2}{SCR\ 1} = 1.49E - 02$$

F^* يتبع قانون فيشر بدرجة حرية (n_1-k-1,n_2-k-1) ومستوى معنوية 5% أي

$F_{(5,5)}^{0.05} = 5.05$.

نلاحظ أن $F^{\alpha} > F^*$ إذن نرفض فرضية اختلاف التباين ومنه يوجد تجانس في التباين .

V-8-4-5- اختبار الارتباط الذاتي

نقوم بحساب الإحصائية DW للتحقق من وجود ارتباط ذاتي أو انعدامه بين الأخطاء ويمكن الحصول عليه بعد تقدير البواقي e_i بطريقة المربعات الصغرى .

يوضح الجدول(32) هذا مجمل النموذج من إحصائيات تتعلق ب R^2 وقيمة فيشر المحسوبة ودرجات الحرية التي من خلالها نقبل أو نرفض النموذج.

الجدول(32): متضمن لإحصائية DW

النموذج	R	R^2	R^2المقدر	الخطأ المعياري	الإحصائيات				DW
					تغير R^2	تغيرF	دح1	دح2	
1	0.988	0.976	0.974	1613035.7	0.976	678.5	1	17	2.631

حبث:

دح: درجة حرية

حيث نجد $D^* = 2.631$ وبالمقارنة مع القيم المجدولة نجد أن :

D_u=1.40 D_L=1.18 k=1 n= 19

اعتمادا على مخطط الفرضية نستنتج أن :

$$4\text{-}Du < D^* < 4\text{-}D_L$$

إذن لا يمكننا الجزم بأي شيء لا بوجود أو انعدام الارتباط الذاتي، بعد هذا يمكن أن نعتمد على النموذج المتحصل عليه في التنبؤات المستقبلية .

النموذج	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط المربعات	F	المعنوية

التغيرات المشروحة البواقي المحموع	1.77E+15 4.42E+13 1.81E+15	1 17 18	1.766E+15 2.60E+12	678.568	0.000

جدول(33): تحليل التباين

LPTOT: المتغيرة التابعة
LPOD: المتغيرة الشارحة

جدول(34): تقدير معاملات النموذج وحساب الأخطاء المعيارية

النموذج	المعاملات الغير معيارية		المعاملات المعيارية	t	المعنوية
	B	خ-م	BETA		
الثابت LPOD	827770.2 16.172	1187910 0.621	 0.988	0.697 26.049	0.495 0.000

حيث:

خ-م: الخطأ المعياري

LPTOT: المتغيرة التابعة

جدول(35): يوضح المتغيرات المستبعدة من النموذج

النموذج	Beta ln	t	المعنوية	الارتباط الجزئي	إحصائية الارتباط المشترك الاحتمال المسموح
LCRU EFFC	-0.022 0.083	-0.547 1.329	-0.592 -0.202	-0.135 0.315	0.906 0.353

LPTOT: المتغيرة التابعة
LPOD: المتغيرة الشارحة

قمنا في هذا الفصل بتطبيق الانحدار الخطي المتعدد واتبعنا طريقة " stepwise " لتقدير المعاملات لهذا النموذج المتكون من ثلاث متغيرات مستقلة ،لنحصل على متغيرة مستقلة

واحدة وهي LPOD التي تشرح PTOT الإنتاج الكلي للحليب ، وهذا بعد تطبيق الطريقة المشار إليها .ويمكن استعمال هذا النموذج للتنبؤ مستقبلا.

PTOT = 827770.2 +16,1719 LPOD

التنبؤ باستعمال السلاسل الزمنية

التنبؤ باستعمال السلاسل الزمنية

في هذا العنصر سنقوم أولا بدراسة أولية لمعطيات السلسلة الزمنية للإنتاج، ثم يليه دراسة مركبات السلسلة الزمنية من اتجاه عام ومركبة فصلية، وذلك باستعمال اختبارات إحصائية

وبيانية، ثم نبحث بعد الكشف عن وجود الاتجاه العام عن شكل هذه المركبة هل هو خطي أم من الدرجة الثانية أو الثالثة، بعدها للكشف عن المركبة الفصلية نقم أولا بنزع أثر الاتجاه العام، ثم القيام بالاختبار، يلي ذلك معرفة شكل السلسلة هل هو تجميعي أم جدائي أم مختلط، نعرف ذلك من خلال انحدار التشتت للأشهر بالنسبة لمتوسطها.

يليه معرفة نوع السلسة DS(Difference Stationary) أو TS(Trend Stationnary) وذلك من خلال إجراء اختبار Dickey-Fuller للجذور الأحادية لمعرفة استقرار السلسلة. وفي الأخير بعد معرفة السلسة المستقرة يمكن تقديرها والمقارنة بين النماذج المتحصل عليها بواسطة R^2 وأقل AIC.

الجدول رقم36: الإنتاج الشهري للحليب خلال الفترة 1987-2004

الأشهر/السنوات	ديسمبر	نوفمبر	أكتوبر	سبتمبر	أوت	جويلية	جوان	ماي	أفريل	مارس	فيفري	جانفي
1987	2555117	2561101	2437988	1915287	1466786	1901589	2661417	2335474	3098803	3277512	2876504	2899846
1988	1921497	2480925	2845907	2761750	1057091	1165429	1654717	2495250	3161212	2609443	2229600	2948621
1989	2604453	2894016	2890890	2485531	3093482	3005505	3689503	3241962	3121460	3286737	2676968	2366002
1990	3034706	3053926	3296902	3006752	2683482	2912463	3534394	3693361	2979941	3375843	3055658	2835088
1991	3299705	1840767	2841390	2979409	3092223	3297832	3328329	3518410	3138745	3677366	3081856	3257236
1992	2914121	3098067	2997849	3182569	3407922	3214550	3027459	3286438	3564895	3905264	3323510	3260527
1993	2822627	2851350	2773422	2635120	2750098	3200017	3218345	3699578	3384478	3037366	2756468	2757527
1994	3046365	3050223	3087453	2898114	3239353	3499687	3356617	3464018	3253019	3382856	3205339	3185073
1995	2783114	2633806	2795036	2508136	2434330	2775280	3026778	3614609	3458646	2892643	2841551	2978488
1996	2149274	2141001	2084333	1981439	2183748	2490732	2282906	2875415	2933532	3172690	2785927	3042380
1997	2208000	2179595	2123883	1990505	1870827	2103263	2428908	2529615	2289350	2912581	2399337	2704803
1998	1514600	2678499	2101801	1818741	1828185	1964547	2285477	3258135	2226392	2800381	2030764	2649824
1999	2218200	2552498	2332815	1981650	1640859	2085643	2271535	2455159	2507920	2979582	2437152	2485432
2000	1514600	2194678	2781209	2892656	2917086	2603402	2537879	2723239	2782000	2505910	2623330	2274133
2001	2218200	2521956	2521956	2130291	2001522	1860801	2624825	2640648	2357074	1825221	2352777	2218161
2002	1514600	1896561	1896561	1373501	1349156	1555501	1776468	1920626	1980835	1948033	1677978	1965694
2003	1128768	1434881	1434881	1222024	1352894	1572381	1755306	1796063	1788914	1754004	1439619	1598523
2004	740588	835216	1086986	676628	688228	860555	981497	1003394	1011943	1064665	888431	1034579

المصدر: المجمع الصناعي لإنتاج الحليب ومشتقاته GIPLAIT وحدة تيزي معسكر

VI- دراسة أولية للمعطيات

VI -1 الكشف عن القيم الخاطئة وتعديلها

قبل القيام بعملية التنبؤ يجب التحقق مسبقا من أن المعطيات المتحصل عليها غير خاطئة، يمكن الكشف عنها بعدة طرق سبق ذكرها في فصل الدراسة الأولية للمعطيات. سنقوم باستعمال مجال الثقة المضاعف.

VI -1-1 مجال الثقة المضاعف والقيم الخاطئة

نفترض أن المعطيات تتبع القانون الطبيعي، فبإمكاننا استعمال مجال الثقة المضاعف عند مستوى معنوية 5%. والتي تقابلها القسمة المقروءة في الجدول الطبيعي 1.96 وهذا لمعالجة المعطيات والتحقق من أنها ليست خاطئة.مثلا نجد مجال الثقة لشهر جانفي بالطريقة التالية:

$$\left[\overline{x_{i1}} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} s_{i1}\,;\, \overline{x_{i1}} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} s_{i1}\right] = [2581219 \quad - 1.96 \quad * 595269,4;2 \quad 581219 \quad + 1.96 \quad * 595269,4 \quad]$$

$$= [1414491;37 \quad 47947 \quad]$$

حيث:

$\overline{x_{i1}}$: المتوسط الحسابي لإنتاج شهر جانفي.

s_{i1} : الانحراف المعياري لإنتاج شهر جانفي.

مثلا بالنسبة لمجال الثقة لسنة 1987 نجده بالطريقة التالية:

$$\left[\overline{x_{1j}} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} s_{1j}\,;\, \overline{x_{1j}} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} s_{1j}\right] = [2498952 \quad - 1.96 \quad * 530519,984 \quad ;2498952 \quad + 1.96 \quad * 530519,984 \quad]$$

$$= [1459132,83 \quad ;3538771,1 \quad 7]$$

حيث:

$\overline{x_{1j}}$: المتوسط الحسابي لإنتاج سنة 1987.

s_{1j} : الانحراف المعياري لإنتاج سنة 1987.

وبإتباع نفس الطريقة نحصل على الجدول(37)التالي:جدول لمجال الثقة المضاعف

n2	n1	δ	$\overline{X}$	ديسمبر	نوفمبر	أكتوبر	سبتمبر	أوت	جويلية	جوان	ماي	أبريل	مارس	فبراير	جانفييه	الأشهر / السنوات
3538771	1459132,8	530519,98	2498952	2555117	2561101	2437988	1915287	1466786	1901589	2661417	2335474	3098803	3277512	2876504	2899846	1987
3629222	926019,2	689592,5	2277620,5	1921497	2480925	2845907	2761750	1057091	1165429	1654717	2495250	3161216	2609443	2229600	2948621	1988
3683485	2209272	376074,64	2946378,25	2604453	2894016	2890890	2485531	3093482	3005505	3689503	3241962	3121460	3286737	2676998	2366002	1989
3700956	2542796,7	295448,77	3121876,33	3034706	3053926	3296902	3006752	2683482	2912463	3534394	3693361	2979941	3375843	3055658	2835088	1990
4015092	2210452,6	460367,21	3112772,33	3299705	1840767	2841390	2979409	3092223	3297832	3328329	3518410	3138745	3677366	3081856	3257236	1991
3797892	2732636,4	271748,89	3265264,25	2914121	3098067	2997849	3182569	3407922	3214550	3027459	3286438	3564895	3905264	3323510	3260527	1992
3622564	2358501,8	322464,91	2990533	2822627	2851350	2773422	2635120	2750098	3200017	3218345	3699578	3384478	3037366	2756468	2757527	1993
3579835	2864851,3	182393,75	3222343,08	3046365	3050223	3087453	2898114	3239353	3499687	3356617	3464018	3253019	3382856	3205339	3185073	1994
3576672	2213797,2	347672,23	2895234,75	2783114	2633806	2795036	2508136	2434330	2775280	3026778	3614609	3458646	2892643	2841951	2978488	1995
3345002	1676010,9	425763,02	2510506,42	2149274	2141001	2084333	1984139	2183748	2490732	2282906	2875415	2933532	3172690	2785927	3042380	1996
3007897	1714000,4	330075,56	2360948,5	2808000	2170310	2123883	1990505	1870827	2103263	2428908	2529615	2289350	2912581	2399337	2704803	1997
3141860	1475633,5	425057,7	2308746,58	2328501	2412211	2101801	1818741	1828185	1964547	2285477	3258135	2226392	2800381	2030764	2649824	1998
2944586	1659971	327707,89	2302278,5	2270000	2179595	2332815	1981650	1640859	2085643	2271535	2455159	2507920	2979582	2437152	2485432	1999
3016286	2320101,8	177598,06	2668194	2698985	2678499	2781209	2892656	2917086	2603402	2537879	2723239	2782000	2505910	2623330	2274133	2000
2830616	1720046	283308,74	2275331,17	2218200	2552498	2521956	2130291	2001522	1860801	2624825	2640648	2357074	1825221	2352777	2218161	2001
2287046	1238559,1	267471,14	1762802,58	1514600	2194678	1896561	1373501	1349156	1555501	1776468	1920626	1980835	1948033	1677978	1965694	2002
1993830	1024099	247380,3	1508964,33	1013018	1379945	1434881	1222024	1352894	1572381	1755306	1796063	1788914	1754004	1439619	1598523	2003
1192937	619181,29	146366,27	906059,167	740588	835216	1086986	676628	688228	860555	981497	1003394	1011943	1064665	888431	1034579	2004
				2373493	2389341	2462848	2246822,4	2169848	2337176,5	2580131	2808411	2724398	2800450	2482400	2581219	$\overline{X}$
				700297,5	593292,9	585780	692924,35	818626,7	777454,92	733759,6	744199,4	673575,8	738866,7	641528,6	595269,4	δ
				1000910	1226487	1314719	888690,66	565340,2	813364,85	1141962	1349780	1404189	1352271	1225004	1414491	m1
				3746076	3552195	3610977	3604954,1	3774357	3860988,1	4018300	4267042	4044606	4248629	3739796	3747947	m2

الحد الأدنى لمجال الثقة للسنة :n1 ،n2: الحد الأعلى لمجال الثقة للسن

الحد الأدنى لمجال الثقة للشهر:m1 ،m2: الحد الأعلى لمجال الثقة للش

من خلال مقارنة القيم الحقيقية لمجال الثقة المضاعف الموضوع في الجدول2 نستنتج أن هناك 7 مشاهدات فقط خارج هذا المجال والتي يمكن اعتبارها كقيمة خاطئة.

جدول رقم (38): القيم الخاطئة:

الشهر	السنة	القيم الخاطئة	الحد الأدنى لمجال الثقة	الحد الأعلى لمجال الثقة
جانفي	2004	1034579	1414490.8	3747946.7
فبراير	2004	888431	1225003.9	3739796
مارس	2004	1064665	1352271.1	4248628.6
أفريل	2004	1011943	1404189.4	4044606.49
ماي	2004	1003394	1349780	4267041
جوان	2004	981497	1141962.27	4018299.95
أكتوبر	2004	1086986	1314719	3610976.7
نوفمبر	2004	835216	1226486.64	3552194.91
ديسمبر	2004	740588	1000909.714	3746075.953

- بما أن عدد المشاهدات الخارج عن مجال الثقة لا يتجاوز 5% فيمكن اعتبارها ملاحظات عادية.

VI -2-1 تعديل القيم الخاطئة

الجدول رقم(39):تعديل القيم الخاطئة

مركز مجال الثقة	الحد الأعلى لمجال الثقة	الحد الأدنى لمجال الثقة	القيم الخاطئة	السنة	الشهر
2581219	3747946.7	1414490.8	1034579	2004	جانفي
2482400	3739796	1225003.9	888431	2004	فبراير
2800450	4248628.6	1352271.1	1064665	2004	مارس
2724397,9	4044606.49	1404189.4	1011943	2004	أفريل
2808410,8	4267041	1349780	1003394	2004	ماي
2580131	4018299.95	1141962.27	981497	2004	جوان
2462848	3610976.7	1314719	1086986	2004	أكتوبر
2389341	3552194.91	1226486.64	835216	2004	نوفمبر
2373492,8	3746075.953	1000909.714	740588	2004	ديسمبر

تحليل السلسة الزمنية

VII- تحليل السلسلة الزمنية

كثيرا من الظواهر الاقتصادية تتغير مع الزمن كقيمة صادرات بلد ما أو وارداته، أو إيرادات الدولة أو نفقاتها، ولكن تغيرها قد لا يكون منتظما أي أنه لا يأخذ بالزيادة باستمرار أو بالنقصان باستمرار. بل يتأرجح بين الزيادة أو النقصان من فترة زمنية لأخرى، وهكذا فإذا ما أخذنا ظاهرة ما من هذه الظواهر واستعرضنا سلوكها زمنيا في المدى القصير يظهر خاصة نموها أو نقصها في ذلك المدى، ويمكن عمل ذلك بإنشاء ما يعرف باسم السلسلة الزمنية.

VII -1- تعريف السلسلة الزمنية

السلسلة الزمنية عبارة عن عدد من المشاهدات الإحصائية تصف الظاهرة مع مرور الزمن أو هي البيانات التي تجمع أو تشاهد أو تسجل لفترات متتالية من الزمن.[21]

كذلك تعني سلسلة من الأرقام ذات القيم المسجلة حسب الزمن كالسنين أو الفصول أو الأشهر أو الأيام أو أي وحدة زمنية معينة .

VII -2- مركبات السلسلة الزمنية

على العموم هناك أربع مركبات للسلسلة الزمنية[26]:

VII -2-1 مركبة الاتجاه العام

هي الاتجاه الذي تأخذه السلسلة الزمنية عبر الزمن سواء كان ذلك بميل موجب أو سالب، حيث إذا كان الميل موجب تكون السلسلة تصاعدية، وإذا كان سالبا تكون تنازلية. ويرمز لها بالحرف (T).

VII -2-2 المركبة الفصلية

تمثل المركبة الفصلية التدفقات والأحداث المنتظمة التي تتكرر بنفس الشكل تقريبا في فترة زمنية محددة(بالنسبة للسلاسل الشهرية المدة هي 12 ، أما بالنسبة للسلاسل الفصلية فالمدة هي 4. كما يمكن تسميتها بالمركبة الموسمية ويرمز لها بالرمز (S).

VII -2-3 المركبة الدورية

تظهر المركبة الدورية على إثر تغير الحالة الاقتصادية مثلا: من الكساد إلى الانتعاش، فالرواج ثم الركود وهكذا دواليك. كما تتمثل كذلك في تأثير العوامل الخارجية على

السلسلة. وتنعكس جليا هذه المركبة الدورية في السلاسل الزمنية طويلة الأجل ويرمز لها بالرمز(C).

VII -2-4 المركبة العشوائية

هي الاضطرابات غير المنتظمة ذات الفترة القصيرة والتي يتعذر قياسها نظرا لعدم توقعها وانتظار حدوثها وكما تسمى كذلك بالمركبة الاعتراضية ويرمز لها بالرمز(I).

VII -3- أشكال السلسلة الزمنية

يمكن للسلسلة الزمنية أن تأخذ ثلاثة أشكال وهي:[18]

VII -3-1 الشكل التجميعي

يمثل علاقة تجميعية بين مركبات السلسلة الزمنية X_t مع اعتبار أن هذه المركبات مستقلة عن بعضها البعض، فيمكن لهذا الشكل أن يكون كالتالي:

$$X_t=T+S+C+I$$

يعني الشكل التجميعي للسلسلة أن هناك استقرارية للظاهرة الاقتصادية عبر الزمن.
فمثلا إذا كانت سلسلة الإنتاج تأخذ الشكل التجميعي فهذا يعني أن هناك استقرار في الإنتاج من فترة لأخرى.

VII -3-2 الشكل الجدائي

يمثل علاقة جدائية بين مركبات السلسلة X_t مع وجود ارتباط بين هذه المركبات. ويقصد به عدم استقرار الظاهرة الاقتصادية عبر الزمن فهي إما أن تكون متزايدة أو متناقصة عبر فترة زمنية وعليه فشكل السلسلة هو كالتالي:

$$X_t=T.C.S.I$$

VII -3-3 الشكل المختلط

هو ذلك الشكل من السلاسل الزمنية الذي يكون جزء منه تجميعي والجزء الآخر جدائي ويمكن كتابته كالتالي:

$$X_t=L+C.S+I.L$$

VII -4 الكشف عن مركبات السلسلة الزمنية

يمكننا في كثير من الأحيان كشف المركبات الأساسية من خلال المنحنيات أي عن طريق التحليل البياني لمتغير اقتصادي ما. لكن هذه العملية تتميز بنوع من الصعوبة في بعض الحالات لذلك يجب الاستعانة ببعض الطرق الإحصائية المعروفة.

VII -4-1 الكشف عن مركبة الاتجاه العام

هناك طريقتان للكشف عن مركبة الاتجاه العام[18]:

الطريقة البانية وطريقة الاختبارات الإحصائية.

VII -4-1-1 الطريقة البيانية

نتقدم بتمثيل هذه المعلومات الرقمية في شكل بياني، يعكس مركبات السلسلة الزمنية بشكل أوضح، فيتمثل الاتجاه العام في تلك المركبة التي تدفع بالمنحنى نحو الزيادة، إذا كان ميلها موجبا. أو إلى الأسفل إذا كان ميلها سالبا.

VII -4-1-2 طريقة الاختبارات الإحصائية

في كثير من الأحيان لا يكون الاختبار البياني كافيا لوحده، حيث لا تسمح هذه الطريقة البيانية بكشف مركبات السلسلة الزمنية بشكل دقيق مما يستلزم استعمال طرق إحصائية لهذا الغرض. من بينها اختبار دانيال[13].

-اختبار دانيال

ينتمي إلى عائلة الاختبارات الحرة صيغته العامة كالتالي:

H_0: سلسلة عشوائية

H_1: وجود اتجاه عام

يعتبر هذا الاختبار من أقوى الاختبارات التي تستعمل في الكشف عن مركبة الاتجاه العام وهو يعتمد على معامل الارتباط لسبيرمان الذي يقيس الارتباط الخطي بين الترتيب

الزمني(t) للسلسلة الزمنية(X_t) والترتيب التصاعدي (R_t) لتغير السلسلة والذي يمثل العلاقة التالية:

$$r_s = \frac{\text{cov}(R_t.t)}{\sqrt{v(R_t)v(t)}}$$ حيث : $$E(t) = E(R_t) = \frac{n+1}{2}; v(R_t) = v(t) = \frac{n^2-1}{12}$$

n: عدد المشاهدات.

بعد إجراء عمليات تحويلية بسيطة للعلاقة($r_s = \frac{\text{cov}(R_t.t)}{\sqrt{v(R_t)v(t)}}$) تصبح صيغة معامل الارتباط لسبيرمان كالتالي:

$$r_s = 1 - \frac{6\sum_{i=1}^{n} d_t^2}{n(n^2-1)} \qquad -1 < r < +1 \qquad d_t = R_t - t$$

1. إذا كانت العينات صغيرة ($n \leq 10$)

نرفض H_0 إذا كان $|r_s| > r_{s,\alpha}$

حيث:

$r_{s,\alpha}$: هي القيمة المجدولة لسبيرمان عند مستوى معنوية α.

2. أما إذا كانت العينات كبيرة ($n \geq 20$)

يخضع r_s إلى توزيع طبيعي بأمل رياضي معدوم وتباين: $V(r_s) = \frac{1}{n-1}$ ثم نحسب قيمة Z

$$Z_{cal} = \frac{r_s - E(r_s)}{\sqrt{V(r_s)}}$$

نرفض H_0 إذا كان $|Z_{cal}| > Z_{1-\frac{\alpha}{2}}$

الجدول رقم40:تطبيق اختبار دانيال

Dt^2	Dt=t-Rt	Rt	الترتيب التصاعدي	الترتيب الزمنيt	الإنتاج	المشاهدة
45796	-214	215	676628	1	2899846	1987/01
15876	-126	128	688228	2	2948621	1987/02
45369	-213	216	740588	3	2366002	1987/03
11236	-106	110	835216	4	2835088	1987/04
37249	-193	198	860555	5	3257236	1987/05
30276	-174	180	888431	6	3260527	1987/06
23716	-154	161	981497	7	2757527	1987/07
23716	-154	162	1003394	8	3185073	1987/08
18225	-135	144	1011943	9	2978488	1987/09
13456	-116	126	1034579	10	3042380	1987/10
9409	-97	108	1057091	11	2704803	1987/11
6084	-78	90	1064665	12	2649824	1987/12
16641	-129	142	1086986	13	2485432	1988/01
16641	-129	143	1165429	14	2274133	1988/02
3249	-57	72	1203620	15	2218161	1988/03
20736	-144	160	1213737	16	1965694	1988/04
32400	-180	197	1222024	17	1598523	1988/05
1296	-36	54	1238566	18	1430899	1988/06
289	-17	36	1263220	19	2876504	1988/07
4	2	18	1287699	20	2229600	1988/08
24964	-158	179	1312003	21	2676998	1988/09
169	-13	35	1336132	22	3055658	1988/10
10816	-104	127	1349156	23	3081856	1988/11
36100	-190	214	1352894	24	3323510	1988/12
9801	-99	124	1360086	25	2756468	1989/01
9801	-99	125	1373501	26	3205339	1989/02
100	10	17	1379945	27	2841951	1989/03
12321	-111	139	1383865	28	2785927	1989/04
3969	-63	92	1407469	29	2399337	1989/05
16	-4	34	1430899	30	2030764	1989/06
484	-22	53	1434881	31	2437152	1989/07
5625	-75	107	1439619	32	2623330	1989/08
5329	-73	106	1466786	33	2352777	1989/09
1369	-37	71	1555501	34	1677978	1989/10
2916	-54	89	1572381	35	1439619	1989/11
14400	-120	156	1598523	36	1407469	1989/12
196	-14	51	1640859	37	3277512	1990/01
10000	-100	138	1654717	38	2609443	1990/02
21316	-146	185	1677978	39	3286737	1990/03
6889	-83	123	1754004	40	3375843	1990/04
9216	-96	137	1755306	41	3677366	1990/05
18496	-136	178	1776468	42	3905264	1990/06
4356	-66	109	1788914	43	3037366	1990/07
10201	-101	145	1796063	44	3382856	1990/08
1849	-43	88	1818741	45	2892643	1990/09
23716	-154	200	1825221	46	3172690	1990/10

الجدول رقم40:تطبيق اختبار دانيال

Dt^2	Dt=t-Rt	Rt	الترتيب التصاعدي	الترتيب الزمنيt	الإنتاج	المشاهدة
25	-5	52	1948033	47	2912581	1990/11
5184	-72	120	1964547	48	2800381	1990/12
1089	33	16	1965694	49	2979582	1991/01
400	-20	70	1980835	50	2505910	1991/02
11236	-106	157	1981650	51	1825221	1991/03
10404	-102	154	1984139	52	1948033	1991/04
10404	-102	155	1990505	53	1754004	1991/05
7569	-87	141	2001522	54	1383865	1991/06
625	25	30	2030764	55	3098803	1991/07
13456	-116	172	2084333	56	3161216	1991/08
4096	-64	121	2085643	57	3121460	1991/09
13456	-116	174	2101801	58	2979941	1991/10
3600	-60	119	2103263	59	3138745	1991/11
12769	-113	173	2123883	60	3564895	1991/12
9604	-98	159	2130291	61	3384478	1992/01
16384	-128	190	2141001	62	3253019	1992/02
21025	-145	208	2149274	63	3458646	1992/03
16129	-127	191	2170310	64	2933532	1992/04
16384	-128	193	2179595	65	2289350	1992/05
4900	-70	136	2183748	66	2226392	1992/06
16641	-129	196	2194678	67	2507920	1992/07
2809	53	15	2218161	68	2782000	1992/08
20736	-144	213	2218200	69	2357074	1992/09
16	4	66	2226392	70	1980835	1992/10
2601	51	20	2229600	71	1788914	1992/11
19321	-139	211	2270000	72	1360086	1992/12
900	-30	103	2271535	73	2335474	1993/01
3600	60	14	2274133	74	2495250	1993/02
625	-25	100	2282906	75	3241962	1993/03
676	-26	102	2285477	76	3693361	1993/04
144	12	65	2289350	77	3518410	1993/05
17424	-132	210	2328501	78	3286438	1993/06
9216	-96	175	2332815	79	3699578	1993/07
49	7	73	2335474	80	3464018	1993/08
2304	48	33	2352777	81	3614609	1993/09
169	13	69	2357074	82	2875415	1993/10
6400	80	3	2366002	83	2529615	1993/11
3025	55	29	2399337	84	3258135	1993/12
11449	-107	192	2412211	85	2455159	1994/01
225	-15	101	2428908	86	2723239	1994/02
2304	-48	135	2434330	87	2640648	1994/03
3249	57	31	2437152	88	1920626	1994/04
5476	-74	163	2437988	89	1796063	1994/05
25	5	85	2455159	90	1336132	1994/06
8281	-91	182	2480925	91	2661417	1994/07
6241	79	13	2485432	92	1654717	1994/08

الجدول رقم40:تطبيق اختبار دانيال

Dt^2	Dt=t-Rt	Rt	الترتيب التصاعدي	الترتيب الزمنيt	الإنتاج	المشاهدة
2916	-54	147	2485531	93	3689503	1994/09
576	-24	118	2490732	94	3534394	1994/10
441	21	74	2495250	95	3328329	1994/11
2116	46	50	2505910	96	3027459	1994/12
900	30	67	2507920	97	3218345	1995/01
3025	-55	153	2508136	98	3356617	1995/02
6084	-78	177	2521956	99	3026778	1995/03
289	17	83	2529615	100	2282906	1995/04
9	-3	104	2537879	101	2428908	1995/05
8649	-93	195	2552498	102	2285477	1995/06
9216	-96	199	2555117	103	2271535	1995/07
5929	-77	181	2561101	104	2537879	1995/08
289	-17	122	2603402	105	2624825	1995/09
9025	-95	201	2604453	106	1776468	1995/10
4761	69	38	2609443	107	1755306	1995/11
5776	76	32	2623330	108	1312003	1995/12
16	4	105	2624825	109	1901589	1996/01
6241	-79	189	2633806	110	1165429	1996/02
1600	-40	151	2635120	111	3005505	1996/03
625	25	87	2640648	112	2912463	1996/04
10201	101	12	2649824	113	3297832	1996/05
529	23	91	2661417	114	3214550	1996/06
8836	94	21	2676998	115	3200017	1996/07
6084	-78	194	2678499	116	3499687	1996/08
169	-13	130	2683482	117	2775280	1996/09
8836	-94	212	2698985	118	2490732	1996/10
11664	108	11	2704803	119	2103263	1996/11
1156	34	86	2723239	120	1964547	1996/12
144	-12	133	2750098	121	2085643	1997/01
9409	97	25	2756468	122	2603402	1997/02
13456	116	7	2757527	123	1860801	1997/03
484	-22	146	2761750	124	1555501	1997/04
1936	-44	169	2773422	125	1572381	1997/05
81	9	117	2775280	126	1287699	1997/06
2401	-49	176	2781209	127	1466786	1997/07
3600	60	68	2782000	128	1057091	1997/08
6084	-78	207	2783114	129	3093482	1997/09
10404	102	28	2785927	130	2683482	1997/10
1600	-40	171	2795036	131	3092223	1997/11
7056	84	48	2800381	132	3407922	1997/12
5776	-76	209	2808000	133	2750098	1998/01
5041	-71	205	2822627	134	3239353	1998/02
17161	131	4	2835088	135	2434330	1998/03
961	-31	167	2841390	136	2183748	1998/04
12100	110	27	2841951	137	1870827	1998/05
676	-26	164	2845907	138	1828185	1998/06

الجدول رقم40:تطبيق اختبار دانيال

Dt^2	Dt=t-Rt	Rt	الترتيب التصاعدي	tالزمني الترتيب	الإنتاج	المشاهدة
2304	-48	187	2851350	139	1640859	1998/07
3364	58	82	2875415	140	2917086	1998/08
14884	122	19	2876504	141	2001522	1998/09
529	-23	165	2890890	142	1349156	1998/10
9604	98	45	2892643	143	1352894	1998/11
196	-14	158	2892656	144	1263220	1998/12
1444	-38	183	2894016	145	1915287	1999/01
36	-6	152	2898114	146	2761750	1999/02
21316	146	1	2899846	147	2485531	1999/03
1296	36	112	2912463	148	3006752	1999/04
10404	102	47	2912581	149	2979409	1999/05
2916	-54	204	2914121	150	3182569	1999/06
121	11	140	2917086	151	2635120	1999/07
7744	88	64	2933532	152	2898114	1999/08
22801	151	2	2948621	153	2508136	1999/09
21025	145	9	2978488	154	1984139	1999/10
36	6	149	2979409	155	1990505	1999/11
11449	107	49	2979582	156	1818741	1999/12
9801	99	58	2979941	157	1981650	2000/01
100	-10	168	2997849	158	2892656	2000/02
2304	48	111	3005505	159	2130291	2000/03
144	12	148	3006752	160	1373501	2000/04
3844	62	99	3026778	161	1222024	2000/05
4356	66	96	3027459	162	1238566	2000/06
1521	-39	202	3034706	163	2437988	2000/07
14641	121	43	3037366	164	2845907	2000/08
24025	155	10	3042380	165	2890890	2000/09
1600	-40	206	3046365	166	3296902	2000/10
441	-21	188	3050223	167	2841390	2000/11
256	-16	184	3053926	168	2997849	2000/12
21609	147	22	3055658	169	2773422	2001/01
21609	147	23	3081856	170	3087453	2001/02
1	1	170	3087453	171	2795036	2001/03
1681	41	131	3092223	172	2084333	2001/04
1936	44	129	3093482	173	2123883	2001/05
144	-12	186	3098067	174	2101801	2001/06
14400	120	55	3098803	175	2332815	2001/07
14161	119	57	3121460	176	2781209	2001/08
13924	118	59	3138745	177	2521956	2001/09
14884	122	56	3161216	178	1896561	2001/10
17689	133	46	3172690	179	1434881	2001/11
900	30	150	3182569	180	1213737	2001/12

الجدول رقم40:تطبيق اختبار دانيال

Dt^2	Dt=t-Rt	Rt	الترتيب التصاعدي	tالزمني الترتيب	الإنتاج	المشاهدة
29929	173	8	3185073	181	2561101	2002/01
4489	67	115	3200017	182	2480925	2002/02
24649	157	26	3205339	183	2894016	2002/03
4900	70	114	3214550	184	3053926	2002/04
7744	88	97	3218345	185	1840767	2002/05
2704	52	134	3239353	186	3098067	2002/06
12544	112	75	3241962	187	2851350	2002/07
15876	126	62	3253019	188	3050223	2002/08
33856	184	5	3257236	189	2633806	2002/09
11236	106	84	3258135	190	2141001	2002/10
34225	185	6	3260527	191	2170310	2002/11
24025	155	37	3277512	192	2412211	2002/12
13225	115	78	3286438	193	2179595	2003/01
24025	155	39	3286737	194	2678499	2003/02
841	29	166	3296902	195	2552498	2003/03
6889	83	113	3297832	196	2194678	2003/04
36	-6	203	3299705	197	1379945	2003/05
30276	174	24	3323510	198	1203620	2003/06
10816	104	95	3328329	199	2555117	2003/07
10404	102	98	3356617	200	1921497	2003/08
25921	161	40	3375843	201	2604453	2003/09
24964	158	44	3382856	202	3034706	2003/10
20164	142	61	3384478	203	3299705	2003/11
5184	72	132	3407922	204	2914121	2003/12
20164	142	63	3458646	205	2822627	2004/01
15876	126	80	3464018	206	3046365	2004/02
8281	91	116	3499687	207	2783114	2004/03
17161	131	77	3518410	208	2149274	2004/04
13225	115	94	3534394	209	2808000	2004/05
22500	150	60	3564895	210	2328501	2004/06
16900	130	81	3614609	211	2270000	2004/07
29241	171	41	3677366	212	2698985	2004/08
14400	120	93	3689503	213	2218200	2004/09
19044	138	76	3693361	214	1514600	2004/10
18496	136	79	3699578	215	1013018	2004/11
30276	174	42	3905264	216	1163553	2004/12

أما حساب d يكون كالتالي:

لدينا

$$\sum_{i=1}^{216} d_t^{\,2} = 2074978$$

ومنه $$6\sum_{i=1}^{216} d_t^{\,2} = 12449868$$

إذن يكون حساب معامل دانيال كالتالي:

$$r_s = 1 - \frac{12449868}{216\ (46656\ -1)} = -0{,}23541$$

بما أن $n>30$ فإن:

$$Z = \frac{r_s - \mu_{r_s}}{\sigma_{r_s}}$$

بحيث:

$$\mu_{r_s} = 0$$

$$\sigma_{r_s} = \frac{1}{\sqrt{n-1}}$$

تحسب Z كالتالي:

$$Z = r_s\sqrt{n-1} = -3{,}45186$$

عند مستوى معنوية 5% وبمقارنة Z المحسوبة ب Z المجدولة يكون القرار كالتالي:

$$|Z| > Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \Leftrightarrow |-3{,}45186\ | > 1.96$$

$$Z_{1-\frac{\alpha}{2}} = 1.96$$

ومنه تتميز السلسلة الزمنية X_t بوجود مركبة الاتجاه العام.

VII-4-2 شكل مركبة الاتجاه العام وطريقة تقييمه

يعتمد تقييم مركبة الاتجاه العام على نماذج منها النموذج الخطي، نماذج كثيرات الحدود.

VII-4-2-1 نموذج الاتجاه العام الخطي

تكتب معادلة الاتجاه العام الخطي [6] بالصيغة التالية:

$$X_t=a+bt$$

حيث:

X_t : تمثل المشاهدة رقم t من السلسلة الأصلية.

t: هو دليل الوقت يأخذ القيم 1 كشهر الأساس،2،3،.....،n ويكوم هذا الرقم الأخير هو نفسه عدد المشاهدات بينما b,a معالم يراد تقديرها.

ويمكن تقدير b,a بطريقة المربعات الصغرى بحيث تعتمد هذه الطريقة على مبدأ تصغير مربعات البواقي وباستعمالها نتحصل على الصيغ التالية لمقدرات a و b.

$$\hat{a} = \overline{X} - \hat{b}\bar{t}$$

$$\hat{b} = \frac{\text{cov}(X.t)}{v(t)} = \frac{\sum (X - \overline{X})(t - \bar{t})}{\sum (t - \bar{t})^2}$$

بعد تقدير معالم النموذج بالمربعات الصغرى باستعمال برنامج الإعلام الآلي المتعلق بالسلاسل الزمنية (TSP) نكتب مركبة الاتجاه العام على الشكل التالي:

$$\hat{X} = 3210261 - 6364.59\, t$$

بعد تقدير معالم النموذج يجب علينا تقييم مركبة الاتجاه العام من حيث جودة التوفيق والمعنوية.

VII-4-2-1-أ جودة التوفيق

هي مربع معامل الارتباط الخطي ويعرف كنسبة الانحرافات المشروحة إلى الانحرافات الكلية ويعطى بالعلاقة التالية[4]:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum e_t^2}{\sum (X_t - \overline{X})^2}$$

بحيث:

$0<R^2<1$

$$e_t = X_t - \hat{X}$$

يكون هذا النموذج مقبولا كلما اقترب R^2 من الواحد وتقل الرغبة في النموذج كلما ابتعد R^2 عن الواحد واقترب من الصفر.

VII-4-2-1-ب اختبار المعنوية

لاختبار معنوية المعالم كل واحدة على حدا نلجأ إلى إحصائية ستودنت الشهيرة التي يمكن كتابتها كالتالي:

$$t = \frac{\hat{a} - a}{SE\ (\hat{a})} \rightarrow t_{(1-\frac{\alpha}{2};n-2)}$$

$$t = \frac{\hat{b} - b}{SE\ (\hat{b})} \rightarrow t_{(1-\frac{\alpha}{2};n-2)}$$

بحيث $SE\ (\hat{a}), SE\ (\hat{b})$ تمثل تقدير الانحرافات المعيارية للمعلمتين وتعطى بالصيغ التالية:

$$SE\ (\hat{b}) = \sqrt{\frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sum_{t=1}^{n} (t - \bar{t})^2}}$$

$$SE\ (\hat{a}) = \sqrt{\sigma_\varepsilon^2 (\frac{1}{n} + \frac{\bar{t}^2}{\sum_{t=1}^{n} (t - \bar{t})^2}}$$

ولدينا σ_ε^2 غالبا ما تكون مجهولة يتم تقديرها بالصيغة التالية:

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{\sum_{t=1}^{n} e_t^2}{n - 2}$$

نلاحظ أن القيمة n منقوص منها العدد 2 وذلك لوجود معلمتين للتقدير وصيغة الاختبار تكون كالتالي:

$$H_0 : b = 0$$

$$H_1 : b \neq 0$$

بحيث نريد من هذا الاختبار معرفة معنوية المعلمة b وتصبح الإحصائية في هذه الحالة على النحو التالي:

$$t_{cal} = \frac{\hat{b}}{SE\ (\hat{b})}$$

تكون المعلمة b معنوية إذا كانت $\left|t_{cal}\right| > t_{(1-\frac{\alpha}{2};n-2)}$

نفس الطريقة نسلكها لاختبار معنوية a:

$$H_0 : a = 0$$

$$H_1 : a \neq 0$$

فتصبح الإحصائية في هذه الحالة على النحو التالي:

$$t_{cal} = \frac{\hat{a}}{SE\ (\hat{a})}$$

تكون a معنوية إذا كانت:

$$\left|t_{cal}\right| > t_{(1-\frac{\alpha}{2};n-2)}$$

حيث t_{cal}: قيمة ستودنت المحسوبة.

$t_{(1-\frac{\alpha}{2};n-2)}$: هي قيمة ستودنت المجدولة عند مستوى معنوية α%، وعادة يكون 5%.

باستعمال اختبار ستودنت تحصلنا على النتائج التالية:

الجدول رقم(41):اختبار معنوية معالم مركبة الاتجاه العام من الدرجة الأولى

القرار	ستودنت المجدولة	ستودنت المحسوبة	المعلمة
معنوي	1.96	44.08	aَ
معنوي	1.96	-10.93	b

من خلال الجدول نلاحظ أن معالم النموذج معنوية تختلف عن الصفر ومعامل التحديد يساوي 35%.

VII-4-2-2 مركبة الاتجاه العام من الدرجة الثانية

يكتب هذا النموذج[4] على الشكل التالي:

$$X_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$$

يمكن تقدير معالم النموذج باستعمال المصفوفات على النحو التالي:

$$\hat{A} = \begin{bmatrix} a_0 \\ a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} t & \sum t & \sum t^2 \\ \sum t & \sum t^2 & \sum t^3 \\ \sum t^2 & \sum t^3 & \sum t^4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum X_t \\ \sum tX_t \\ \sum t^2 X_t \end{bmatrix}$$

تسمى هذه المعادلات بالمعادلات العادية.

بعد عملية التقدير بواسطة برنامج الإعلام الآلي المتعلق بالسلاسل الزمنية تحصلنا على النتائج التالية:

$$\hat{X} = 2505714 .5 + 13026 .59\, t - 89 .36\, t^2$$

باستعمال اختبار ستودنت تحصلنا على النتائج التالية:

جدول(42):اختبار معنوية معالم مركبة الاتجاه العام من الدرجة الثانية

القرار	ستودنت المجدولة	ستودنت المحسوبة	المعلمة
معنوي	1.96	28.06	a_0
معنوي	1.96	6.85	a_1
معنوي	1.96	-10.53	a_2

من خلال الجدول نلاحظ أن معالم النموذج معنوية تختلف عن الصفر ومعامل التحديد يساوي 57%، أي ارتفع بمقدار 22%.

VII-4-2-3 مركبة الاتجاه العام من الدرجة الثالثة

يكتب هذا النموذج بالصيغة التالية:

$$X_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 t^3$$

بعد عملية التقدير تحصلنا على المعادلة التالية:

$$\hat{X} = 2317820 + 23298 .64\, t - 207 .42\, t^2 + 0.36\, t^3$$

باستعمال اختبار ستودنت تحصلنا على النتائج التالية:

جدول(43):اختبار معنوية معالم مركبة الاتجاه العام من الدرجة الثالثة

القرار	ستودنت المجدولة	ستودنت المحسوبة	المعلمة
معنوي	1.96	19.51	a_0

معنوي	1.96	4.92	a_1
معنوي	1.96	-4.10	a_2
معنوي	1.96	3.68	a_3

من خلال الجدول نلاحظ أن معالم النموذج معنوية تختلف عن الصفر ومعامل التحديد يساوي 58% أي أنه ارتفع ب 1% فقط.

4-2-4-VII اختيار شكل مركبة الاتجاه العام

نقوم بالاختيار بيم مركبات الاتجاه العام من الدرجة الأولى، من الدرجة الثانية، ومن الدرجة الثالثة، ولاختيار الشكل المناسب لمركبة الاتجاه العام نعتمد على الجدول التالي والذي يبين مقدار الارتفاع في معامل التحديد من نموذج لآخر.

جدول (44): التغير في معامل التحديد بين مختلف مركبات الاتجاه العام

مركبة الاتجاه العام	R^2	ΔR^2
$X_t = a + bt$	%35	/////
$X_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$	%57	%22
$X_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 t^3$	%58	%1

من خلال الجدول نفضل استعمال مركبة الاتجاه العام من الدرجة الثانية.

3-4-VII الكشف عن المركبة الفصلية

من بين الاختبارات التي تستعمل للكشف عن هذه المركبة.[13]

- الاختبار البياني.
- الاختبارات الإحصائية.

1-3-4-VII الاختبار البياني

يعتمد هذا الاختبار على معامل الارتباط الذاتي من خلال تمثيله البياني يسمى (corrélogramme)، إذ أنه في حالة وجود المركبة الفصلية يظهر البيان قمم تصاعدية واضحة في نفس الفترات.

VII-4-3-2 الاختبارات الإحصائية

تتمثل في اختبار تحليل التباين واختبار Kruskall-Wallis وهذا الأخير الذي قمنا بتطبيقه يتمثل فيما يلي:

شكل الاختبار:

H_0: لا توجد فصلية

H_1: توجد فصلية

علاقته معطاة في الشكل الرياضي التالي:

$$KW = \frac{12}{T(T+1)} \sum_{i=1}^{p} \frac{R_i^2}{n_i} - 3(T+1) \rightarrow \chi^2_{(p-1)}$$

حيث:

R_i: تمثل مجموع رتب المشاهدات المقابلة للشهر لكل سنة.

n_i: عدد السنوات(عدد المشاهدات المقابلة لكل شهر).

P: الدورة وهي تساوي (4) في المشاهدات الفصلية و(12) في الشهرية.

T: عدد المشاهدات الكلية.

$\chi^2_{(p-1)}$: توزيع كاي تربيع.

يكون القرار كالتالي: نرفض H_0 إذا كان: $KW > \chi^2_{(p-1)}$

p-1: درجة الحرية.

ملاحظة: حتى لا يكون هذا الاختبار مغلطا يجب إزالة مركبة الاتجاه العام من السلسلة قبل محاولة الكشف عن المركبة الفصلية.

وبما أن شكل مركبة الاتجاه العام من الدرجة الثانية يجب إزالة مركبة الاتجاه العام بإجراء الفروقات من الدرجة الثانية على النحو التالي:

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$$

$$\Delta^2 X_t = \Delta X_t - \Delta X_{t-1}$$

الجدول45): حساب الرتب للكشف عن الفصلية

سنوات/الأشهر	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	R	R^2
جانفي		83	104	67	169	106	88	49	55	93	177	178	57	209	168	143	24	71	1841	3389281
فيفري		185	211	151	126	4	27	14	56	3	160	118	26	33	134	156	107	138	1649	2719201
مارس	36	180	80	48	38	170	51	103	94	12	69	173	114	122	64	171	2	197	1688	2849344
أفريل	128	183	165	202	147	98	124	154	142	66	144	119	204	116	73	44	84	179	2244	5035536
ماي	90	108	43	78	45	32	74	52	130	158	16	140	123	186	87	29	82	17	1400	1960000
جوان	139	133	72	86	5	9	100	201	188	28	213	58	155	125	159	146	19	89	1786	3189796
جويلية	92	121	25	7	205	167	182	137	40	68	34	136	61	111	166	50	132	35	1677	2812329
أوت	18	208	23	1	191	206	200	152	20	60	39	8	65	210	196	150	161	53	1943	3775249
سبتمبر	198	145	162	75	112	176	70	63	135	113	190	102	164	95	77	129	42	127	1977	3908529
أكتوبر	110	41	149	193	97	163	194	15	172	101	22	10	79	181	214	105	207	184	2127	4524129
نوفمبر	157	115	62	187	195	21	212	11	76	46	174	47	81	189	141	99	199	109	1964	3857296
ديسمبر	54	131	175	59	31	85	30	117	96	13	148	203	120	153	192	6	37	91	1687	2845969
المجموع																				40866659

لدينا :

$$KW = \frac{12}{T(T+1)} \sum_{i=1}^{p} \frac{R_i^2}{n_i} - 3(T+1)$$

$$KW = \frac{12}{216\ (216+1)} \left[\frac{R_1^2}{n_1} + \frac{R_2^2}{n_2} + \frac{R_3^2}{n_3} + \ldots\ldots\ldots\ \ldots\ldots + \frac{R_{12}^2}{n_{12}} \right] - 3(216+1)$$

بحيث: $n_1=17$ و $n_2=17$ (بعد إزالة مركبة الاتجاه العام عن طريق الفروقات من الدرجة الثانية نقصت مشاهدتين).

T: تمثل عدد المشاهدات المساوية ل214 في السلسلة $\Delta^2 X_t$

بالتعويض نجد:

$$KW = \frac{12}{214\ (214+1)} \left[\frac{1841^2}{17} + \frac{1649^2}{17} + \frac{1688^2}{18} + \ldots\ldots\ldots + \frac{1687^2}{18} \right] - 3(214+1)$$

$$= \frac{12}{214\ (215)} [2579618{,}2\quad] - 645 = 27.79$$

$$KW = 27.79$$

للبحث عن الفصلية يجب مقارنة الإحصائية المحسوبة أعلاه مع تلك المجدولة ب5%، وبما أن $KW > \chi_{(0.95;11)} = 19.675$ فإننا نرفض فرضية العدم H_0 التي تنص على عدم وجود الفصلية في السلسلة الزمنية وبالتالي السلسلة الزمنية $\Delta^2 X_t$ تتميز بوجود الفصلية والتي يجب أخذها بعين الاعتبار.

VII-5 طرق تحديد شكل السلسلة الزمنية

يمكن تصنيف الطرق التي يتم على أساسها تحديد شكل السلسلة الزمنية إلى صنفين:

- الأسلوب البياني
- الأسلوب الانحداري

VII-5-1 الأسلوب البياني

وفق هذه الطريقة البيانية[13] تكون السلسلة الزمنية ذات عناصر تجميعية لما تنحصر ذبذباتها بين خطين متوازيين أما إذا كانت بين خطين منفرجين تكون ذات شكل جدائي.

2-5-VII الأسلوب الانحداري

يعتمد هذا الأسلوب على تقدير المعادلة التالية:

$$\sigma_i = a + b\overline{X_i}$$

i=1.2.3…….n

حيث:n:تمثل عدد السنوات.

σ_i: الانحراف المعياري للسنة i.

$\overline{X_i}$: المتوسط الحسابي للسنة i.

باستعمال طريقة المربعات الصغرى نتحصل على المقدرة التالية:

$$\hat{b} = \frac{\sum (\sigma_i - \overline{\sigma})(\overline{X_i} - \overline{\overline{X}})}{\sum (\overline{X_i} - \overline{\overline{X}})^2}$$

حيث: $\overline{\overline{X}} = \frac{\sum_{i=1}^{n} \overline{X_i}}{n}$

بواسطة $\hat{b}$ يتم تحديد شكل السلسلة على النحو التالي:

- سلسلة تجميعية لما: $\left|\hat{b}\right| < 0.05$
- سلسلة جدائية لما: $\left|\hat{b}\right| > 0.1$
- شكل مختلط لما: $\left|\hat{b}\right| \leq 0.1$

من أجل الكشف عن السلسلة اتبعنا الطريقة الانحدارية وذلك بانحدار σبالنسبة ل $\overline{X_i}$ والتي تعتمد على المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لمشاهدات كل سنة فتحصلنا على الجدول التالي:

الجدول46):الإنتاج الشهري،المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لكل سنة

السنوات	ديسمبر	نوفمبر	أكتوبر	سبتمبر	أوت	جويلية	جوان	ماي	أفريل	مارس	فيفري	جانفي	$\bar{X}$	σ
1987	2555117	2561101	2437988	1915287	1466786	1901589	2661417	2335474	3098803	3277512	2876504	2899846	2498952	530520
1988	1921497	2480925	2845907	2761750	1057091	1165429	1654717	2495250	3161212	2609443	2229600	2948621	2277620	689592
1989	2604453	2894016	2890890	2485531	3093482	3005505	3689503	3241962	3121460	3286737	2676968	2366002	2946376	376076,6
1990	3034706	3053926	3296902	3006752	2683482	2912463	3534394	3693361	2979941	3375843	3055658	2835088	3121876	295448,8
1991	3299705	1840767	2841390	2979409	3092223	3297832	3328329	3518410	3138745	3677366	3081856	3257236	3112772	460367,2
1992	2914121	3098067	2997849	3182569	3407922	3214550	3027459	3286438	3564895	3905264	3323510	3260527	3265264	271748,9
1993	2822627	2851350	2773422	2635120	2750098	3200017	3218345	3699578	3384478	3037366	2756468	2757527	2990533	322464,9
1994	3046365	3050223	3087453	2898114	3239353	3499687	3356617	3464018	3253019	3382856	3205339	3185073	3222343	182393,8
1995	2783114	2633806	2795036	2508136	2434330	2775280	3026778	3614609	3458646	2892643	2841551	2978488	2895201	347677,8
1996	2149274	2141001	2084333	1981439	2183748	2490732	2282906	2875415	2933532	3172690	2785927	3042380	2510281	426067,1
1997	2208000	2179595	2123883	1990505	1870827	2103263	2428908	2529615	2289350	2912581	2399337	2704803	2311722	299917,3
1998	1514600	2678499	2101801	1818741	1828185	1964547	2285477	3258135	2226392	2800381	2030764	2649824	2263112	497147,8
1999	2218200	2552498	2332815	1981650	1640859	2085643	2271535	2455159	2507920	2979582	2437152	2485432	2329037	333890,4
2000	1514600	2194678	2781209	2892656	2917086	2603402	2537879	2723239	2782000	2505910	2623330	2274133	2529177	389520,1
2001	2218200	2521956	2521956	2130291	2001522	1860801	2624825	2640648	2357074	1825221	2352777	2218161	2272786	280717,7
2002	1514600	1896561	1896561	1373501	1349156	1555501	1776468	1920626	1980835	1948033	1677978	1965694	1737960	235665
2003	1128768	1434881	1434881	1222024	1352894	1572381	1755306	1796063	1788914	1754004	1439619	1598523	1523188	225261,1
2004	1163553	1213737	1213737	1238566	1263220	1287699	1312003	1336132	1360086	1383865	1407469	1430899	1300914	85037,95

بعد عملية التقدير تحصلنا على المعادلة التالية:

$$\sigma_i = 229915 + 0.0421 \overline{X_i}$$

بما أن $0.05 > 0.0421 = |\hat{b}|$ فإن السلسلة تخضع لشكل تجميعي.

عرض طريقة بوكس-جيكينز

VIII- عرض طريقة بوكس جيكينز

سنة 1970 توصل BOX-JENKINS في الولايات المتحدة الإمريكية إلى نشر عملهما المتعلق بمعالجة السلاسل الزمنية وكيفية إستعمالها في مجال التنبؤ وذلك بالإعتماد على دالة الإرتباط الذاتي وإستخدام مبدأ المتوسطات المتحركة ومبدأ الإنحدار الذاتي، هذا التحليل يخضع السلسلة الزمنية إلى العشوائية نموذج عشوائي(S)ARIMA)): التسمية (S)ARIMA هي إختصارلـ: (Seasonal) Auto Regresive Integrated Moving Average ، لكن قبل الخوض في تحليل النماذج العشوائية يجب التطرق إلى الإرتباط الذاتي (Autocorrélation) والإرتباط الذاتي الجزئي (Autocorrélation Partielle) :

1-VIII دالة الارتباط الذاتي

تهتم هذه الدالة بدراسة العلاقة بين السلسلة ذاتها، أي الكشف عن الإرتباطات الداخلية للسلسلة الزمنية. لتكن (Y_t) سلسلة زمنية مستقرة وk معامل تأخير، يحدد الإرتباط الذاتي بالعلاقة[24] :

$$\rho(k) = \frac{\sum_{t=1}^{N-k}(y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^{N}(y_t - \bar{y})^2}$$ حيث $\bar{y}$ تمثل المتوسط الحسابي $\bar{y} = \frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N} y_t$ كما يمكن صياغة الارتباط الذاتي بدلالة التباين والتباين المشترك :

$$\rho(k) = \frac{COV(y_t, y_{t+k})}{\sqrt{VAR(y_t).VAR(y_{t+k})}}$$

إذن من الملاحظ أن الإرتباط الذاتي يقيس درجة الإرتباط بين متغيرات السلسلة $\{y_t, \forall t \in Z\}$ وبين السلسلة الأصلية $\{y_{t+k}, \forall t \in Z\}$ المنحازة بدرجة (k).

خصائص الارتباط الذاتي

- الارتباط الذاتي متناظر حول الصفر أي أن : $\rho(k) = \rho(-k)$.
- الارتباط الذاتي محصور بين القيمة : $-1 \leq \rho(k) \leq +1$.
- عندما k=0 فإن $\rho(k) = 1$ وبالتالي ارتباط السلسلة تام.
- الفائدة من حساب $\rho(k)$ عند عدم استقرار السلسلة الزمنية.
- نختار درجة التأخر(Décalage) حسب عدد المشاهدات المتاحة والمحددة بالعلاقة(k=T/4).

VIII -2 دالة الارتباط الذاتي الجزئية

لتكن (Y_t) سلسلة زمنية مستقرة وk معامل تأخير، يحدد الإرتباط الذاتي الجزئي بالعلاقة[29] :

$r(k) = \frac{\text{cov}\ [(y_t - y_t^*)(y_{t+k} - y_{t+k}^*)]}{VAR\ (y_t - y_t^*)}$ حيث أن y_t^* و y_{t+k}^* متغيرات نحصل عليها من انحدار y_t و y_{t+k} (كل على حدى) على سلسلة المتغيرات التالية:

$\{y_{t+k-1}, \ldots, y_{t+2}, y_{t+1}\}$ وبالتالي فإن :

$$y_t^* = \sum_{j=1}^{k-1} \alpha_j y_{t+j} \quad , \quad y_{t+k}^* = \sum_{j=1}^{k-1} \alpha_j' y_{t+j+k}$$

حيث α و α' معاملات يحصل عليها بطريقة (MCO).

منحنى دالة الإرتباط الذاتي (Corrélogramme)

هذا المنحنى هوتمثيل بـياني لدالة الإرتباط الذاتي (AC) ولدالة الإرتباط الذاتي الجزئي (ACP) ، هذا التمثيل البـياني يسمح بمعرفة :

-الكشف عن وجود مركبة الموسمية
-اختبار استقرار السلسلة الزمنية
-الكشف عن وجود ارتباط المتغيرات الداخلية
-تحديد وسائط النموذجSARIMA(p,d,q) (P,D,Q)s

ولتسهيل تحليل المنحنى البـياني لدالة (AC) نضع مجال ثقة للقيِّم المقروؤة، بالاعتماد على تباين $\hat{\rho}(k)$ المحدد بالعلاقة[29] :

$VAR[\hat{\rho}(k)] \approx \frac{1}{N}\left[1 + 2\sum_{i=1}^{k} \hat{\rho}^{2}(i)\right]$ وباعتبار أن ρ(k) تتبع في توزيعها القانون الطبيعي فإن مجال الثقة لـ ρ(k) بدرجة 95%= α محدد بـ : $\pm 1,96\sqrt{VAR(|\hat{\rho}(k)|}$

وبالتالي يمكن إختبار عشوائية السلسلة $E(y_t) = 0$ وذلك بوجود كل قيم ρ(k) بداخل هذا المجال.

وبالنسبة لدالة (ACP) فإنها أيضا تتبع توزيعا طبيعيا ذو تباين مقدر بـ : $VAR(|\hat{r}(k)|) \approx 1/T$

ويحدد مجال الثقة بـ: $\pm 1,96\sqrt{VAR(|\hat{r}(k)|}$.

VIII -3 كثيرات الحدود الممكن استعمالها في تحليل بوكس جيكينز

$SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_S$, $ARIMA(p, d, q)$, $ARMA(p, q)$, $MA(q)$, $AR(p)$

VIII_-3-1 كثير الحدود AR(p)

لتكن (Y_t) سلسلة زمنية، وباعتبار أن الحاضر هو امتداد للماضي فإن : $y_t = f(y_{t-1})$

وبصفة شمولية نكتب : $y_t = f(y_{t-1}, y_{t-2}, \ldots)$, $\forall\ t = \overline{1, N}$ وبافتراض أنه توجد علاقة خطية تحكم هذه المتغيرات الشارحة حتى الفترة (p)، نكتب العبارة السابقة بالشكل التالي : $y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \ldots + \phi_p y_{t-p}$ حيث $\{\phi_i\ ,\forall\ i = \overline{1, p}\}$ معالم حقيقية مستقلة عن الزمن.

فـالسلسلة y_t في شكلها الأخير تعبر عن الظاهرة المدروسة بدقة، وهذا غير ممكن لعدم احتوائها على الحد العشوائي الذي يجمع أخطاء القياس والتأثيرات التي لم تؤخذ بعين الاعتبار، فإذا رمزنا لهذا الحد بالرمز (ε_t) ، فإن (y_t) تصبح بالشكل:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \ldots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

وبـتطبيق معامل التأخر (Opérateur de retard) نعرف هذا المعامل ألتأخري بالعلاقـة $y_{t-i} = B^i y_t$ وإتخاذ المتغيرة (y_t) كطرف مشترك ينـتج :

$(1-\sum_{i=1}^{p}\phi_i B^i)y_t=\varepsilon_t$ وبـوضع $\Phi(B)=(1-\sum_{i=1}^{p}\phi_i B^i)$ نتحصل على كثير حدود متعدد ذاتي الانحدار ذو الدرجة (p) :

$$\Phi(B)y_t=\varepsilon_t$$

VIII_3-2- كثيرالحدود MA(q)

على نفس النمط التحليلي السابق يمكن تعريف كثير الحدود(MA(q ذو الدرجة (q) على النحو التالي: $y_t=\Phi(B)\varepsilon_t \quad ,\forall\ t$ حيث أن : $\Theta(B)=1-\sum_{i=1}^{q}\theta_i B^i$

$\{\theta_i\ ,\forall\ i=\overline{1,q}\}$معالم حقيقية مستقلة عن الزمن.

VIII_3-3- كثير الحدود ARMA(p , q)

كثير الحدود ARMA(p , q) هو مزيج من AR(p) و MA(q) ، لكن الأخطاء به مرتبطة في وحدة الزمن، الأمر الذي يسمح بكتابة السلسلة الزمنية المدروسة بالشكل التالي :

$$y_t=\phi_1 y_{t-1}+\phi_2 y_{t-2}+\ldots+\phi_p y_{t-p}+u_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (*)$$

حيث أن u_t معرف بالعلاقة: $u_t=\varepsilon_t-\theta_1\varepsilon_{t-1}-\theta_2\varepsilon_{t-2}-\ldots-\theta_q\varepsilon_{t-q}$ وبتعويضه في العلاقة (*) وتوحيد المتغيرات المتشابهة في طرف بإستخدام العامل المشترك نتحصل على :

كثير الحدود ARMA(p , q) $\Phi(B)y_t=\Theta(B)\varepsilon_t$ وهذا مهمـا تكون قيمة وحدة الزمـن.

يفترض أن يكون AR(p) و MA(q) مستقرين[29] في وحدة الزمن وبالتالي فـ ARMA(p , q) مستقر تعريفاً.

إذا كانت لدينا سلسلة زمنية تضم بين طياتها مركبة الاتجاه العام ومركبة الموسمية فيجب استبعاد ذلك (نظرا لتأثيره على استقرار السلسلة) بواسطة استخدام الفروق، ويختبر استقرار السلسلة بإحدى الطلاق التالية:

1- تجزئة السلسلة المعدلة إلى جزئين متساويين، ونحسب لكل منهما المتوسط الحسابي والتباين فإذا كان هذين الأخيرين متساويين بالقيمة، وكان منحنى دالة AC لكل سلسلة منهما متطابق على الآخر، فالسلسلة مستقرة في وحدة الزمن[29].

2- تناقص منحنى دالة AC كلما تزايدت قيمة k حتى القيمة الموافقة لـ:N/4 بحيث يجب أ يكون المنحنى ضمن مجال ثقته.

3- إذا كان الخطأ العشوائي يشكل تشويشا أبيضا (Bruit Blanc)، بمعنى أن ε موزع توزيعا طبيعيا ويحقق شروط الفرضيات الكلاسيكية، ويسمح بالحصول على متتالية من المتغيرات العشوائية ذات متوسط معدوم وتباين ثابت، وعند رسم دالة ارتباطه الذاتي(corrélogramme des résidus) يكون المنحنى محصورا بكامله داخل مجال ثقته.

فإذا كانت السلسلة المعدَّلة ناتجة عن عدد من الفروقات يتحول كثير الحدود من ARMA(p , q) إلى $SARIMA(p, d , q) (P, D , Q)_S$ المعرف بالعلاقة :

$$\Phi(B)\Gamma(B^s)\Delta^d\Delta_s^D y_t = \Theta(B)\Omega(B^s)\varepsilon_t$$ حيث أن :

D: درجة الفروق المستعملة لاستبعاد الاتجاه العـام .

D : درجة الفروق المستعملة لاستبعاد الموسمية.

Δ_s^D: معامل الفروق الموسمي المطبق D مرة والمعرَّف بـ: $\Delta_s^D = (1 - B^s)^D$ و B معامل تأخير ذو الدرجةs.

Δ^d: معامل الفروق المطبق d مرة والمعرَّف بـ: $\Delta^d = (1 - B)^d$ و Bمعامل تأخير.

$\Gamma(B^s)$: كثير حدود AR(p) متأخر بدرجةs.

$\Omega(B^s)$: كثير حدود MA(q) متأخر بدرجة s.

s : درجة دورية مركبة الموسمية.

و الخطأ العشوائي المشكِّل للتشويش الأبيض المميز بـ:

$$E(\varepsilon_t \quad \varepsilon_{t+ks}) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 \quad si \quad k = 0 \\ 0 \quad si \quad k \neq 0 \end{cases}$$

لكن في حالة غيــاب الموسميـة فإن كثير الحدود المضاعـف SARIMA(p, d , q) (P, D , Q)s يـتحول إلى كثير الحدود ARIMA(p , d , q) : $\Phi(B)\Delta^d y_t = \Theta(B)\varepsilon_t$.

VIII -4 خطـوات النمذجة

تبدأ طريقة العمل وفق بوكس جيكينز باختيار سلسلة المعطيات التاريخية y_t حيث يتم تحليلها اقتصاديا وإحصائيا، ثم نختبر استقرار السلسلة[29] بالاعتماد على منحنى كل من (AC) و (ACP) ، فإذا كانت غير مستقرة يجب العمل على استقرارها، بعد ذلك تأتي مرحلة تحديد وسائط النموذج SARIMA، وهذا يتطلب الإجابة على السؤال: - مانوع كثير الحدود ؟ ومـاهي درجـتـه ؟. الإجـابة تكمن في تحليل منحنى دالة الإرتباط (Corrélogramme) الملخص في الجدول التالي :

الجدول 47):طبيعة كثير الحدود وفقاً لمنحنى الإرتباط الذاتي

كثير الحدود	الدالة (AC)	الدالة (ACP)
AR (p): $\Phi(B)y_t = \varepsilon_t$	المنحنى البياني يضمحل ببطء داخل مجال ثقته (لايبتر) : $\rho(k) \to 0$ $k \to \infty$	يضمحل المنحنى البياني بسرعة عند الدرجة (p) وينعدم عندما : $r(k) = 0 \leftarrow k > p$ (يبتر)
MA (q) : $y_t = \Theta(B)\varepsilon_t$	يضمحل المنحنى البياني بسرعة عند الدرجة (q) وينعدم عندما(يبتر) : $\rho(k) = 0 \leftarrow k > q$	المنحنى البياني يضمحل ببطء داخل مجال ثقته (لايبتر) : $r(k) \to 0$ $k \to \infty$
ARMA (p,q) : $\Phi(B)y_t = \Theta(B)\varepsilon_t$	المنحنى يضمحل بداخل مجال ثقته : $\rho(k) \to 0 \quad : \quad k > p-q$ $k \to \infty$	المنحنى يضمحل بداخل مجال ثقته : $r(k) \to 0 \quad : \quad k > p-q$ $k \to \infty$

المصدر [28]

الآن بعد تحديد طبيعة كثير الحدود ، تبقى كيفية تحديد درجته، ففي حالة كثير الحدود MA (q)، AR (p) تحدد الدرجة p أو q وفقا لأكبر معامل تأخير (k) إستقرت عنده السلسلة، أما في حالة كثير الحدود ARMA (p , q) فيحدد بنفس الأسلوب السابق على أساس التجزئة، أو عن طريق التجربة وملاحظة منحنى دالة الارتباط (Corrélogramme). بعد ذلك يجب تقدير معالم النموذج المحدد بطريقة (MCO)[21] ، ثم نختبر مدى صلاحية النموذج عن طريق الإحصائيات المعروفة في هذا المجال، منها :

VIII -4-أ اختبار التشويش الأبيض

يهدف هذا الإختبار إلى التأكد من أن بواقي النموذج المشكل تحاكي تشويشا أبيضاً (سلسلة مستقرة) والإحصائية المستعملة في هذا الغرض هي الإحصائية Q لـ Ljung-BOX والمعرفةبـ [21] :

$Q = N(N+2)\sum_{i=1}^{k}(N-i)^{-1}\ \hat{\rho}_{\varepsilon}^{2}(i)$ ، حيث أن N عدد المشاهدات و $\hat{\rho}_{\varepsilon}^{2}(i)$ مربع الإرتباط الذاتي بدرجة تأخر (i) للخطأ ε.

- تتبع Q توزيع كاي-مربع χ^2 بدرجة حرية (k-p-q)، وبدرجة ثقة (α=95%). فإذا كانت :

$Q_{\alpha(cal.)} > \chi^2_{(K-p-q)}$ ⇐ يجب إعادة النظر في تحديد النموذج بإضافة مركبات نظامية (AR, MA) إليه.

$Q_{\alpha(cal.)} \leq \chi^2_{(K-p-q)}$ ⇐ السلسلة عشوائية، وهذا دليل على قوة النموذج المختار.

نستعمل إحصائية Q بدلا من إحصائية Durbin-Watson (لكون هذه الأخيرة تحسب فقط الإرتباط الذاتي للأخطاء من الدرجة الأولى)، وقد أدخل عليها تعديل من طرف (Box-Pierce) فأصبحت بالشكل :

$$Q = N\sum_{i=1}^{k}\hat{\rho}_{\varepsilon}^{2}(i)$$

VIII -4-ب اختبار جودة المعالم

لهذا الغرض نستخدم الإحصائية (t) لـ :Student ، بافتراض أن المقدرات تقبل توزيعا طبيعيا فإن الإحصائية تؤكد أو تنفي جودة المقدر ومدى مساهمته في تفسير النموذج بإحتمال قيمته α=5% :

بالنسبة لـ AR(p) : $t_c = \dfrac{\left|\hat{\Phi}_p\right|}{\sqrt{VAR(\hat{\Phi}_p)}} \rightarrow N(0,1)$

وبالنسبة لـ MA(q) :

$$t_c = \frac{\left|\hat{\Theta}_q\right|}{\sqrt{VAR\ (\hat{\Theta}_q)}} \rightarrow N(0,1)$$

فإذا كانت قيمة ($t_c \geq 1.96$) نقبل المقدر ونرفض فرضية إنعدامه والعكس صحيح ؛ بالإضافة إلى إعتماد الإحصائيات التقليدية (t , R , F, ...).

عند الحصول على عدة نماذج قياسية للظاهرة المدروسة، نختار النموذج المناسب للواقع على أساس إختبار صحة التمثيل بالإعتماد على المعايير التالية[35] :

1- أن يكون تباين النموذج ذو قيمة ضعيفة.
2- أن يكون مجموع مربع البواقي ضئيلاً.
3-أن يكون الفارق بين كثافة النموذج وبين الكثافة الحقيقية للمشاهدات ضئيلة أي بعبارة أخرى تدنئة تباين النموذج مقارنة بزيادة عدد المعالم المقدرة، هذا المعيار هو معيار AKAIKE[24] المعرف رياضياً بالعلاقة :

$AIC = \log\ \hat{\sigma}_{\varepsilon}^{2} + \frac{2(p+q)}{N}$ (Akaike Information Criterion.) حيث $\hat{\sigma}_{\varepsilon}^{2}$ تباين النموذج.

في الحالة التي يكون فيها عدد المشاهدات غير متساوٍ، يجب قسمة AIC على عدد المشاهدات N.

تتم المفاضلة على أساس القيمة الدنيا لـ : AIC.

VIII-5 عملية التنبؤ:

بعد أن تعرفنا على النموذج في المرحلة الأولى وتقدير معالمه في المرحلة الثانية واختبار قوته ومدى تلاؤمه مع السلسلة في المرحلة الثالثة نأتي إلى المرحلة الأخيرة والمتمثلة في إجراء عملية التنبؤ[32] وتشكيل مجال ثقة لهذه القيم.

لتكن y_t نموذج مستقر معرف كما يلي:

$$y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + ... + \theta_k \varepsilon_{t-k-1}$$

$$y_t = \sum_{i=0}^{k=1} \theta_i \varepsilon_{t-i}$$

حيث ε_t تمثل صدمات عشوائية بتباين σ^2 ولكي نتنبأ بقيم y_{t+1} بدلالة المشاهدات المسجلة قبل اللحظة(t)] .....y_t, y_{t-1}, y_{t-2}[أو بدلالة [.....$\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}$]

فإننا ننطلق في اللحظة المعرفة (t)، ونحسب القيم التنبؤية على الفترة الزمنية المستقبلية k وبالتالي يمكن كتابة y_{t-k} كما يلي:

$$y_{t+k} = \varepsilon_{t+k} + \theta_1 \varepsilon_{t+k-1} + ... + \theta_{k-1} \varepsilon_{t+1} + \theta_{k+1} \varepsilon_{t-1} + ...$$

والتي تتكون من قسمين :

- قسم مرتبط بالماضي: $\theta_k \varepsilon_t + \theta_{k+1} \varepsilon_{t-1} + ...$
- قسم مرتبط بالمستقبل: $\varepsilon_{t+k} + \theta_1 \varepsilon_{t+k-1} + ... + \theta_{k-1} \varepsilon_{t+1}$

ومنه يمكن حساب $\hat{y}_t(k)$ التي تمثل القيم التنبؤية لـ y_{t+k} بدلالة القسم المرتبط بالماضي حتى اللحظة(t) كما يلي:

$$\hat{y}_t(k) = \theta_k \varepsilon_t + \theta_{k+1} \varepsilon_{t-1} + ... +$$

أما خطأ التنبؤ فيحسب باستعمال العلاقة التالية:

$$e_t(k) = y_{t+k} - \hat{y}_t(k) = \varepsilon_{t+k} + \theta_1 \varepsilon_{t+k-1} + ... + \theta_{k-1} \varepsilon_{t+1}$$

أي: $e_t(k) = \sum_{i=1}^{h-1} \theta_i \varepsilon_{t+k-1}$

وهكذا يمكن حساب تباين خطأ التنبؤ $e_t(k)$ بسهولة عن طريقة العلاقة:

$$V(e_t(k)) = \sigma^2(1 + \theta_1^2 + ... + \theta_{k-1}^2)$$

فمثلا خطأ التنبؤ على فترة زمنية مستقبلية k=1 يساوي

$$e_t(1) = y_{t+1} - y_t(1) = \varepsilon_{t+1}$$

حساب مجال الثقة

إذا افترضنا أن الصدمات العشوائية طبيعية فإن خطأ التنبؤ $e_t(k)$ يتبع التوزيع الطبيعي، أي أن :

$$e_t(k) \rightarrow N\left(0, \sigma^2 \sum_{i=1}^{k-1} \theta_i^2\right)$$

وهكذا نعرف مجال الثقة[24] بمستوى معنوية α كما يلي:

$$y_{t+k} = \hat{y}_t(k) \pm z_{1-\alpha/2}\sigma(1 + \theta_1^2 + ... + \theta_{k-1}^2)^{1/2}$$

حيث: $z_{1-\alpha/2}$ تمثل القيمة المجدولة للتوزيع الطبيعي بمستوى معنوية α.

VIII -6 قياس جودة التنبؤ[39]

يعتمد هذا المقياس على الخطأ النسبي (ER) المعرف بالعلاقة التالية :

$$ER_i = \frac{|X_i - F_i|}{|X_i|}.100$$

حيث X_i : القيمة المحققة ، F_i : القيمة المتوقعة

إن مقياس الخطأ النسبي هو مفهوم بسيط و تقليدي متجدد في كل مرة عند الحصول على إنجازات جديدة، و هذا ما يسمح بحساب الفارق بين المنجز و المتوقع، غير أن النظرة المركبة لهذا المفهوم ترتكز على حساب متوسط الخطأ النسبي المعرف علاقة بـ :

$$EM = \frac{\sum_{i=1}^{N} ER_i}{N} \quad \text{فإن} \quad \forall N$$

وتتم المفاضلة بين نموذج وآخر على أساس أدنى قيمة للمقياس (EM)، لكن إذا أردنا منح ثقل أكثر لأخطاء القياس فإنه يتوجب علينا حساب الخطأ التربيعي المتوسط المعطى بالعلاقة :

$$E = \frac{\sum_{i=1}^{N} (X_i - F_i)^2}{N}$$

وبالرغم من هذا فإن هذا المقياس لن يكون حاسما إلا إذا جعلنا منه ديناميكيا على النحو التالي :

$$E'_t = \frac{\sum_{i=t-h}^{t+h} (X_i - F_i)^2}{(2h+1)}$$ حيث أنه: $t = h+1, h+2, \ldots$

معيارThiel [15]

هذا المعيار هو عبارة عن إحصائية Thiel المرموز لها بالرمز (U) و المعرفة كما يلي:

$$U = \left[\frac{\sum_{i=1}^{N-1} (FPE_{i+1} - APE_{i+1})^2}{\sum_{i=1}^{N-1} (APE_{i+1})^2} \right]^{1/2}$$

حيث أن :

التغير النسبي المتوقع $FPE_{i+1} = \frac{F_{i+1} - X_i}{X_i}$

و التغير النسبي الفعلي $APE_{i+1} = \frac{X_{i+1} - X_i}{X_i}$

بتعويض FPE_{i+1} و APE_{i+1} بقيمتيهما في العلاقة السابقة U ينتج :

$$u = \left[\frac{\sum_{i=1}^{N-1} \left(\frac{F_{i+1} - X_{i+1}}{X_i}\right)^2}{\sum_{i=1}^{N-1} \left(\frac{X_{i+1} - X_i}{X_i}\right)^2} \right]^{1/2}$$

* إذا كانت $u \approx 1$ فالنتائج المحصل عليها بهذه الطريقة مكافئة لنتائج الطرق البسيطة.

* إذا كانت $u > 1$ فالنتائج المحصل عليها بهذه الطريقة غير مرغوب فيها.

* إذا كانت $u < 1$ فالنتائج المحصل عليها جيدة.

VIII-7 تطبيق طربق بوكس جيكينز عل سلسلة الإنتاج

في هذ الجزء سنقوم بتطبيق طريقة بوكس جيكينز باتباع الخطوات التالية وذلك باستعمال برنامج الإعلام الآلي(TspEviews).

VIII-7-1 مرحلة التعرف على النموذج

من أجل تحديد النموذج الملائم للسلسلة الزمنية نقوم بما يلي:

VIII-7-1-1 دراسة تطبيقية للسلسلة الزمنية

إن الشكل البياني للسلسلة الزمنية والذي يبين تطور الإنتاج الشهري من جانفي 1987 إلى ديسمبر 2004 لمنتج الحليب يبين عدم استقرارية هذه السلسلة.

كذلك الشكل البياني لدوال الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئية والتي تسمى (corrélogramme) يبين أن السلسلة غير مستقرة: حيث نلاحظ وجود أعمدة على مختلف الدالتين كما يمثله البيان في الصفحة الموالية، ولمعرفة السياق هل هو DS أم TS نستخدم اختبار الجذور الأحادية(Dickey-Fuller) .

الجدول48):بيان دالة الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئية لسلسلة plait

Plait: السلسلة الأصلية لإنتاج للحليب.

العينة: 1987:01 2004:12
الملاحظات المحتواة: 216

الارتباط الذاتي	الارتباط الذاتي الجزئي		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.|***** |	.|***** |	1	0.631	0.631	87.313	0.000
.|*** |	.|* |	2	0.443	0.074	130.47	0.000
.|* |	*|. |	3	0.196	-0.184	138.92	0.000
.|. |	*|. |	4	0.023	-0.101	139.04	0.000
.|. |	.|. |	5	-0.054	0.022	139.68	0.000
*|. |	*|. |	6	-0.172	-0.148	146.35	0.000
**|. |	*|. |	7	-0.222	-0.082	157.43	0.000
**|. |	*|. |	8	-0.312	-0.155	179.51	0.000
***|. |	*|. |	9	-0.372	-0.148	210.99	0.000
***|. |	.|. |	10	-0.334	-0.002	236.48	0.000
**|. |	.|. |	11	-0.251	0.034	250.93	0.000
**|. |	*|. |	12	-0.207	-0.132	260.83	0.000
*|. |	.|* |	13	-0.074	0.076	262.09	0.000
.|. |	.|. |	14	0.020	0.052	262.19	0.000
.|* |	.|* |	15	0.185	0.147	270.21	0.000
.|*** |	.|** |	16	0.395	0.291	306.93	0.000
.|**** |	.|** |	17	0.563	0.289	382.04	0.000
.|****** |	.|**** |	18	0.781	0.510	527.17	0.000
.|**** |	**|. |	19	0.542	-0.218	597.26	0.000
.|*** |	.|. |	20	0.398	-0.015	635.41	0.000
.|* |	*|. |	21	0.156	-0.090	641.28	0.000
.|. |	*|. |	22	-0.012	-0.081	641.31	0.000
*|. |	.|. |	23	-0.063	0.048	642.28	0.000
*|. |	.|. |	24	-0.175	-0.051	649.80	0.000
**|. |	*|. |	25	-0.242	-0.090	664.23	0.000
***|. |	.|. |	26	-0.330	-0.012	691.22	0.000
***|. |	.|* |	27	-0.363	0.081	724.01	0.000
***|. |	.|. |	28	-0.324	0.041	750.35	0.000
**|. |	.|* |	29	-0.233	0.089	764.08	0.000
**|. |	.|. |	30	-0.194	-0.018	773.61	0.000
*|. |	.|. |	31	-0.068	-0.023	774.77	0.000
.|. |	*|. |	32	-0.001	-0.078	774.78	0.000
.|* |	*|. |	33	0.141	-0.067	779.86	0.000
.|*** |	.|. |	34	0.343	0.021	810.34	0.000
.|**** |	.|. |	35	0.508	0.064	877.47	0.000
.|***** |	.|. |	36	0.656	0.036	990.12	0.000

- **اختبار الجذور الأحادية**

هذا الاختبار يسمح بالكشف عن مركبة الاتجاه العام، وزيادة على ذلك يوضح لنا أيضا الطريقة المثلى لاستقرار السلسلة الزمنية.

يعتمد هذا الاختبار على ثلاثة نماذج:

النموذج(1): $y_t = \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$

النموذج(2): $y_t = \phi_1 y_{t-1} + c + \varepsilon_t$

النموذج(3): $y_t = \phi_1 y_{t-1} + c + bt + \varepsilon$

حيث:

c: ثابت.

bt: مركبة الاتجاه العام

فرضية الاختبار هي كالتالي:

$$H_0 : \phi_1 = 1$$
$$H_1 : |\phi_1| < 1$$

إذا كان أحد النماذج الثلاثة السابقة الفرضية الصفرية H_0 محققة فإن السياق يكون بذلك غير مستقر(عشوائي).

ولأغراض إحصائيةDickey-Fuller اختارا القيمة $(\phi - 1)$ بدلا من ϕ لنحصل في الأخير على النماذج التالية:

نموذج(1): $y_t = (\phi_1 - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t$

نموذج(2): $y_t = (\phi_1 - 1) y_{t-1}) + c + \varepsilon_t$

نموذج(3): $y_t = (\phi_1 - 1) y_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$

ونقارن القيم الحرجة مع مختلف قيم ستودنت المتحصل عليها عن طريق تقدير العوامل، ومنه نقبل الفرضية الصفرية إذا كانت القيمة t لستودنت أكبر من القيمة المجدولة. وفي هذه الحالة تكون السلسلة في وضع عشوائي.

ملاحظة1:

- سياق من النوع DS(Differency stationary): يتميز هذا السياق بأمله **الرياضي** المتعلق بالزمن وكذلك التباين، كما يأخذ هذا السياق الشكل التالي:

$$y_t = y_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$$

$$\begin{cases} E(y_t) = c + \beta t \cdot \forall t \\ VAR\ (y_t) = t\sigma_\varepsilon^2 \cdot \forall t \\ COV\ (y_t, y_s) = \min(t, s)\sigma_\varepsilon^2 \cdot \forall t, s \neq t \end{cases}$$

ولاستقرار هذه السلسلة نقوم بمعامل التفاضل.

- سياق من النوع TS(Trend Stationary): والذي يتميز بالاستقرارية المنظمة والحتمية.

هذا السياق من الشكل: $y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varepsilon_t$

$$\begin{cases} E(y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 t, \forall t \\ VAR\ (y_t) = \sigma_\varepsilon^2, \forall t \\ COV\ (y_t, y_s) = 0, \forall t, s \neq t \end{cases}$$

والطريقة المثلى لاستقرار هذا النوع هو تقدير العوامل α_0 وα_1 بواسطة (MCO) والقيمة المقدرة هي $\hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_0$

ملاحظة2: اختبارDickey-Fuller المطور: في الحالة السابقة فرض بأن البواقي صدمات عشوائية. لإصلاح هذا Dickey-Fuller أدخلا عامل التأخر.

$$\begin{cases} H_0 : \phi_1 = 1 \\ H_1 : |\phi_1| < 1 \end{cases}$$

والنماذج هي كالتالي:

نموذج(4): $$\Delta y_t = (\phi_1 - 1) y_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta y_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

نموذج(5): $$\Delta y_t = (\phi_1 - 1) y_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta y_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

نموذج(6): $$\Delta y_t = (\phi_1 - 1) y_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta y_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

ومن اجل معرفة نوع السياق هل هو DS أم TS نقوم بتقديم مختلف الحالات الممكنة لاختبار (DF) و (ADF).

الجدول49): يوضح مختلف الحالات الممكنة لاختبار (DF) و (ADF)

النموذج	إحصاءة ستودنت	قيمة $\hat{\phi}_1$ و $\hat{b}$	القرار
(1)أو(4) (2)أو(5) (3)أو(6)	$t_{\hat{\phi}_1} > t_\alpha$ $t_{\hat{\phi}_1} > t_\alpha$ $t_{\hat{\phi}_1} > t_\alpha$ $t_{\hat{b}} < t_\alpha$	$\hat{\phi} = 1$ $\hat{\phi} = 1$ $\hat{b} \neq 0, \hat{\phi} = 1$	النموذج من النوع DS
(1)أو(4) (2)أو(5) (3)أو(6)	$t_{\hat{\phi}_1} > t_\alpha$ $t_{\hat{\phi}_1} > t_\alpha$ $t_{\hat{\phi}_1} < t_\alpha$ $t_{\hat{b}} > t_\alpha$	$\hat{\phi} = 1$ $\hat{\phi} = 1$ $\hat{b} = 0, \hat{\phi} < 1$	النموذج من النوع DS
(1)أو(4) (2)أو(5) (3)أو(6)	$t_{\hat{\phi}_1} < t_\alpha$ $t_{\hat{\phi}_1} < t_\alpha$ $t_{\hat{\phi}_1} < t_\alpha$ $t_{\hat{b}} < t_\alpha$	$\hat{\phi} < 1$ $\hat{\phi} < 1$ $\hat{b} \neq 0, \hat{\phi} < 1$	النموذج من النوع TS
(1)أو(4) (2)أو(5) (3)أو(6)	$t_{\hat{\phi}_1} > t_\alpha$ $t_{\hat{\phi}_1} > t_\alpha$ $t_{\hat{\phi}_1} < t_\alpha$ $t_{\hat{b}} < t_\alpha$	$\hat{\phi} = 1$ $\hat{\phi} = 1$ $\hat{b} \neq 0, \hat{\phi} < 1$	النموذج من النوع TS
(1)أو(4) (2)أو(5) (3)أو(6)	$t_{\hat{\phi}_1} < t_\alpha$ $t_{\hat{\phi}_1} < t_\alpha$ $t_{\hat{\phi}_1} < t_\alpha$ $t_{\hat{b}} > t_\alpha$	$\hat{\phi} < 1$ $\hat{\phi} < 1$ $\hat{b} = 0, \hat{\phi} < 1$	لا توجد مركبة الاتجاه العام

ملاحظة: توجد النماذج (1)،(2)،(3) في اختبارات Dickey-Fuller البسيط(DF) بينما توجد النماذج (4)،(5)،(6) عندما نستعمل اختبار Dickey-Fuller المطور أو المعدل.

ولإثبات وجود مركبة الاتجاه العام نقوم بتقديم النماذج الثلاثة (4)،(5)،(6)، باتباعنا لمنهجية اختبارات Dickey-Fuller بتأخر 4 فترات فتكون النتائج كمايلي:

نموذج(4): $$\Delta y_t = (\phi_1 - 1) y_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta y_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

نموذج(5): $$\Delta y_t = (\phi_1 - 1) y_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta y_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

نموذج(6): $$\Delta y_t = (\phi_1 - 1) y_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta y_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

كما أن مع كل نموذج $\phi = \rho - 1$ و $\varepsilon_t \rightarrow BB(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ، نختبر فرض العدم $\phi = 0$(عدم الاستقرارية) ضد الفرض البديل $\phi < 1$ (استقرارية السلسلة) وهذا بالرجوع للقيم الجدولية لDickey-Fuller (أنظر الملحق رقم1)، أين تكون القيم الحرجة سالبة.[39]

قاعدة أخذ القرار هي كالتالي:

- إذا كانت قيمة إحصائية t المرتبطة بـ ϕ أقل من القيمة الحرجة، وبالتالي نرفض فرض العدم القائل بغياب الاستقرارية. أما إذا كانت الإحصائية المحسوبة t المرتبطة بـ ϕ أكبر من القيمة الحرجة، نقبل فرض العدم.

في الواقع لإجراء هذا الاختبار يجب تطبيقه على نموذج واحد من النماذج المذكورة سابقا بتبني إستراتيجية تتابعية على ثلاث مراحل:

المرحلة الأولى: نقدر النموذج(3) نبدأ باختبار معنوية الاتجاه العام بالرجوع لجدول Dickey-Fuller الثاني (أنظر الملحق رقم1)، حالتين ممكن مصادفتهما:

- إذا كان الاتجاه العام غير معنوي، نمر إلى المرحلة الثانية.
- إذا كان الاتجاه العام معنوي، نختبر فرض العدم للجذر الأحادي بمقارنة إحصائية t لـ ϕ بالقيم المجدولة لـDickey-Fuller (الجدول1)، لدينا حالتين:

❖ إذا قبلنا فرض العدم، y_t غير مستقرة، في هذه الحالة نقوم بالتفاضل ونعيد الاختبار على السلسلة المفاضلة.

❖ أما إذا رفضنا فرض العدم فإن y_t مستقرة وفي هذه الحالة ينتهي الاختبار وتكون هذه السلسلة التي يتم العمل عليها أي على y_t.

المرحلة الثانية: لا تطبق هذه المرحلة إلا إذا كان الاتجاه العام غير معنوي في النموذج السابق(3). نقدر النموذج(2)ونبدأ باختبار معنوية الثابت بالرجوع لجدول-Dickey Fuller الثاني(الملحق رقم1)، لدينا هنا أيضا حالتين:

- إذا كان الثابت غير معنوي، نمر للمرحلة الثالثة.
- إذا كان الثابت معنوي، نختبر فرض العدم للجذر الأحادي بمقارنة إحصائية t لـ ϕ بالقيم المجدولة لـDickey-Fuller (الجدول1(الملحق رقم1))، لدينا حالتين:

❖ إذا قبلنا فرض العدم، y_t غير مستقرة. في هذه الحالة، يجب مفاضلتها وإعادة الاختبار على السلسلة المفاضلة.

❖ أما إذا رفضنا فرض العدم، y_t مستقرة، في هذه الحالة ينتهي الاختبار ونعمل مباشرة على السلسلة y_t.

المرحلة الثالثة: لا تطبق هذه المرحلة إلا إذا لم يكن الثابت معنوي في النموذج السابق(2). نقدر النموذج(1)، ونختبر فرض العدم للجذر الأحادي باستعمال القيم الحرجة للجدول(1) لـ Dickey-Fuller تنتج حالتين:

- إذا قبلنا فرض العدم، y_t غير مستقرة. في هذه الحالة نفاضلها ونعيد الاختبار على السلسلة المفاضلة.

- إذا رفضنا فرض العدم، y_t مستقرة. في هذه الحالة ينتهي الاختبار ويمكن العمل على السلسلة y_t.

الجدول(50):يوضح نتائج تقديرات النماذج الثلاثة 4،5،6 بطريقة (ADF) على سلسلة إنتاج الحليب (plait)

النماذج	اختبار ADF		القيم الحرجة α=5%
(4)	$t_{\hat{\phi}_1}$	-0.919689	-1.9412
(5)	$t_{\hat{\phi}_1}$	-1.774887	-2.8753
	t_c	1.611369	2.54(*)
(6)	$t_{\hat{\phi}_1}$	-3.048205	-3.4321
	t_c	3.044359	3.11(*)
	$t_{\hat{b}}$	-2.576621	2.79(*)

(*): القيم الحرجة لجدول Dickey-Fuller أما القيم الحرجة المتبقية فهي نتاج تطبيق ADF باستعمال برنامج الإعلام الآلي TspEview ومنه بإتباع المراحل السابقة لإجراء الاختبار يمكن استنتاج ما يلي:

- من الجدول نلاحظ بالنسبة للنموذج(6) أن الاتجاه العام غير معنوي (-2.57<2.79)، ومنه نمر للمرحلة الثانية بالنسبة للنموذج(5) فنجد أن الثابت غير معنوي(1.61<2.54)، وبالتالي نمر للمرحلة الثالثة ونقدر النموذج(4) فنجد أننا نقبل فرض العدم (السلسلة غير مستقرة)، إذن بما أن كل إحصائيات t لـ ϕكانت أكبر من القيم المجدولة لـDickey-Fuller بالنسبة للنماذج الثلاثة وعليه:

النموذج(4): $\hat{\Phi}_1 = 1$

النموذج(5): $\hat{\Phi}_1 = 1$

النموذج(6): $\hat{\phi}_1 < 1, \hat{b} \neq 0$

تكون السلسلة من النوع DS يجب مفاضلتها، وبما انه كان الاتجاه العام من الدرجة الثانية فيجب مفاضلة السلسلة بنفس الدرجة، ومن خلال بيان دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي تظهر أعمدة بعد مفاضلة السلسلة تدل على وجود الفصلية يجب إزالتها بغرض جعل السلسلة مستقرة.وهذا باستعمال البرنامجtspEviews المذكور سابقا.

ثم نقوم بتطبيق اختبار Dickey-Fuller المعدل عل السلسلة المفاضلة والمنزوعة الفصلية (plait2sa) للتأكد من استقرار هذه السلسلة.فنحصل على الجدول التالي:

الجدول51):يوضح نتائج تقديرات النماذج الثلاثة 4،5،6 بطريقة (ADF) على سلسلة إنتاج الحليب (plait2sa)

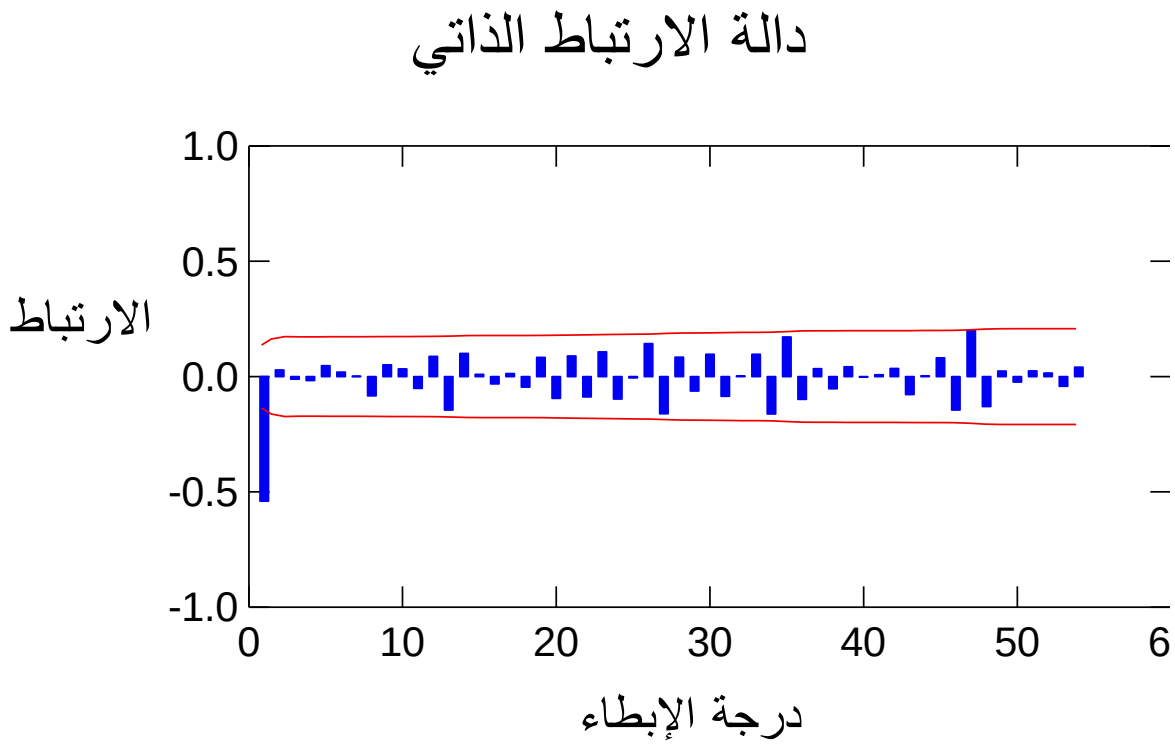
النماذج	اختبار ADF		القيم الحرجة α=5%
(4)	$t_{\hat{\phi}_1}$	-13.80983	-1.9412
(5)	$t_{\hat{\phi}_1}$	-13.77682	-2.8753
	t_c	0.114535	2.54(*)
(6)	$t_{\hat{\phi}_1}$	-13.74848	-3.4321
	t_c	0.309346	3.11(*)
	$t_{\hat{b}}$	-0.289968	2.79(*)

من خلال الجدول وفي النموذج(6) نرى أن الاتجاه العام غير معنوي (-0.28<2.79) وبالتالي نمر للمرحلة الثانية للنموذج(5) نجد أن الثابت معنوي ومنه نختبر

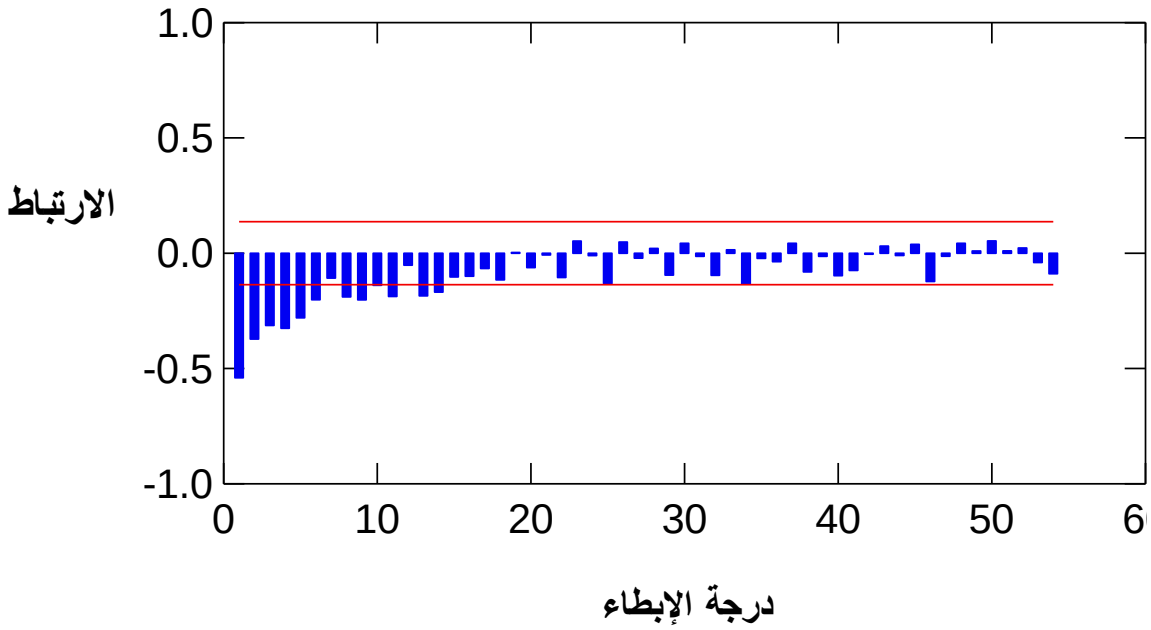
فرض العدم وبمقارنة الإحصائية المحسوبة (-13.77<-2.87) ومنه نرفض فرض العدم وبالتالي السلسلة (plait2sa) مستقرة.

2-1-7-VIII مرحلة تحديد معاملات النموذج p وq واختيار أحسن نموذج

بعدما تأكدنا من استقرارية السلسلة نقوم بتحديد الدرجتين p و q وذلك من خلال تفحصنا لبيان دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئية للسلسلة (plait2sa) نلاحظ من خلال التمثيل البياني خروج معاملات عن مجال العدم وبناءا على هذا استخرجنا ثلاث نماذج، ثم قمنا بالمفاضلة بينها باستعمال معايير منها AIC و (SC)[SCHWAETZ].



دالة الارتباط الذاتي الجزئية



حيث النموذج الأول:

تكون المتغيرة التابعة فيه هي (plait2sa) والمتغيرات المستقلة هي:

MA(1),AR(1),AR(2),AR(3),AR(4),AR(5).بعد التقدير تحصلنا على:

$$\Delta_{12}{}^{2} y_t = -174\ .85\ - 0.36\ \Delta_{12}{}^{2} y_{t-1} - 0.35\ \Delta_{12}{}^{2} y_{t-2} - 0.31\ \Delta_{12}{}^{2} y_{t-3} - 0.22\ \Delta_{12}{}^{2} y_{t-4} - 0.09\ \Delta_{12}{}^{2} y_{t-5} - 0.98\ \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

النموذج الثاني:

تكون المتغيرة التابعة فيه هي (plait2sa) والمتغيرات المستقلة هي:

MA(1),AR(1),AR(2),AR(3),AR(4).بعد التقدير تحصلنا على:

$$\Delta_{12}{}^{2} y_t = -0.35\ \Delta_{12}{}^{2} y_{t-1} - 0.30\ \Delta_{12}{}^{2} y_{t-2} - 0.27\ \Delta_{12}{}^{2} y_{t-3} - 0.19\ \Delta_{12}{}^{2} y_{t-4} - 0.98\ \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

النموذج الثالث:

تكون المتغيرة التابعة فيه هي (plait2sa) والمتغيرات المستقلة هي:

MA(1),AR(1),AR(2),AR(3).بعد التقدير تحصلنا على:

$$\Delta_{12}{}^{2} y_t = -0.32\ \Delta_{12}{}^{2} y_{t-1} - 0.25\ \Delta_{12}{}^{2} y_{t-2} - 0.20\ \Delta_{12}{}^{2} y_{t-3} - 0.98\ \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

جدول (52): يوضح معايير المقارنة بين هذه النماذج:

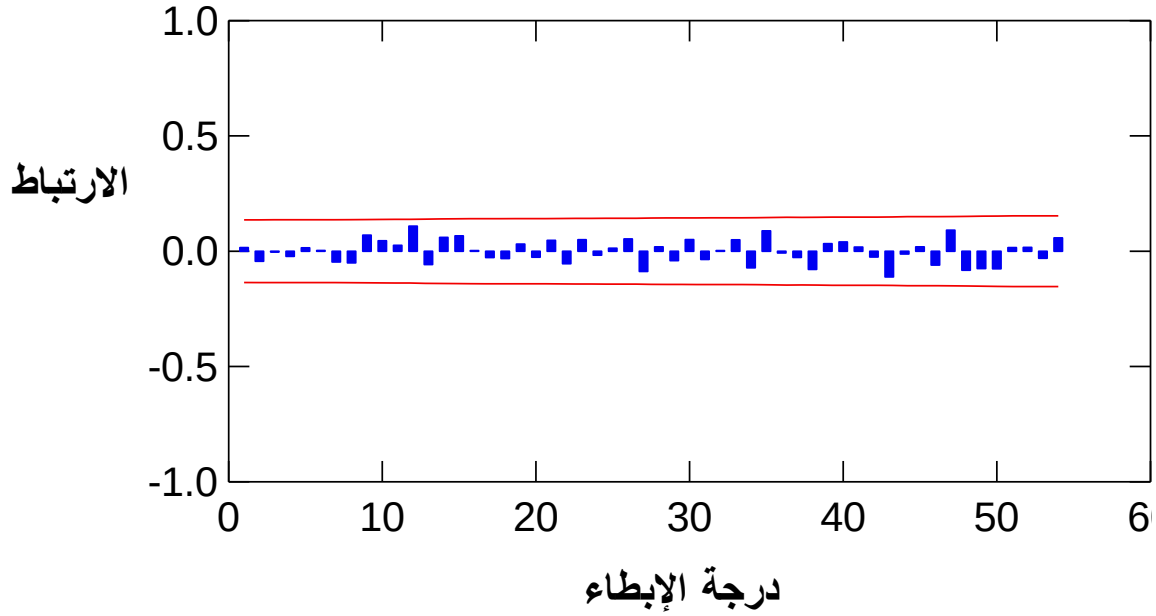
المعايير / النماذج	AIC	SC	R^2	DW
النموذج الأول	25.36297	25.47492	0.66	2.03
النموذج الثاني	25.37166	25.45135	0.65	1.99
النموذج الثالث	25.40273	25.46628	0.65	2.04

من خلال الجدول سيتم اختيار النموذج الثاني صغر قيمة AIC مقارنة بالنماذج الأخرى، ولأنه أيضا في النموذج الأول لم يكن معامل AR(5) و C معنوية (أنظر الملحق رقم 6)والآن سنختبر بواقي هذا النموذج لمعرفة ما إذا كانت تشكل صدمات عشوائية أم لا.

من خلال الرسم البياني لدالة الارتباط الذاتي للبواقي سنلحظ أن كل المعاملات داخل مجال المعنوية ويحقق المتراجحة $\left|\rho_j(\hat{\varepsilon}_i)\right| < 2/\sqrt{n}$ حيث $2/\sqrt{n} = 0{,}136$.ومنه نستنتج أن ε_t عبارة عن صدمات عشوائية BB.

بيان دالة الارتباط الذاتي للبواقي

دالة الإرتباط الذاتي



للتأكد من أن ε_t عبارة عن صدمات عشوائية BB نقوم باختبار بوكس بيارس و لجانـف بوكس التي تعطى نتائجهما عبر برنامج TSP كالتالي:

إحصائية Ljung Box-Pierce = 33.82

ولدينا $\chi^2_{(0.95\,;49)} = \frac{(z_{0.95} + \sqrt{2(49)-1})^2}{2} = 66{,}11$ وبالمقارنة نجد أن الإحصائية المحسوبة أقل من المجدولة وبالتالي البواقي تشكل صدمات عشوائية أو تشتت أبيض.

نشير إلى أن 49 تمثل درجات الحرية (ddl=k-p-q) حيث k=n/4=54 وp,q درجات النماذج للانحدار وللمتوسطات المتحركة حيث q=1 وp=4 وبما أن 49 >30 نستعمل القيم المقروءة من جدول التوزيع الطبيعي وحساب كاي مربع معطى بالصيغة :

$$\chi^2_{(0.95\,;k-p-q)} = \frac{(z_{0.95} + \sqrt{2(k-p-q)-1})^2}{2} = 66{,}11$$

VIII-7-2 مرحلة التنبؤ

لقد وجدنا النموذج الأكثر ملائمة للسلسلة الزمنية هو النموذج:

AR(1),AR(2),AR(3),AR(4),MA(1) ويكتب بالصيغة التالية:

$$\Delta_{12}^{2} y_t = \phi_1 \Delta_{12}^{2} y_{t-1} + \phi_2 \Delta_{12}^{2} y_{t-2} + \phi_3 \Delta_{12}^{2} y_{t-3} + \phi_4 \Delta_{12}^{2} y_{t-4} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

مع العلم أن $\phi_1, \phi_2, \phi_3, \phi_4, \theta_1$ معالم مقدرة.فالنموذج المقدر هو كالتالي:

$$\Delta_{12}{}^{2} y_t = -0.35\ \Delta_{12}{}^{2} y_{t-1} - 0.30\ \Delta_{12}{}^{2} y_{t-2} - 0.27\ \Delta_{12}{}^{2} y_{t-3} - 0.19\ \Delta_{12}{}^{2} y_{t-4} - 0.98\ \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

في الجدول التالي قيم التنبؤ لسنة 2005 مع مجال الثقة للتنبؤ وهذا باستعمال النموذج المتحصل عليه باستعمال برنامج TSPEviews.

الجدول53): قيم التنبؤ لسنة 2005

		أدنى	أعلى
	قيم التنبؤ	95%	95%
جانفي	891280	232426,8	1484075
فيفري	791265	231210,7	1482859
مارس	1124302	246133,6	1497782
أفريل	1031884	217381,1	1469029
ماي	1205975	191250,7	1442899
جوان	879576,5	175879,7	1427528
جويلية	626897,3	164488,1	1416136
أوت	465518,9	155405,1	1407053
سبتمبر	543683,1	141088,8	1392737
أكتوبر	742757,6	125030,6	1376679
نزفمبر	672929,2	109843,5	1361492
ديسمبر	619783,3	95823,2	1347471

لقياس دقة التنبؤ نستعمل معيار Theil الذي يعتمد على معيار جذر متوسط البواقي RMSE والذي يعطى بالصيغة التالية:

$$Theil = \frac{\sqrt{RMSE}}{\sqrt{\frac{1}{k}\sum_{t=1}^{K} X_t^2} + \sqrt{\frac{1}{k}\sum_{t=1}^{k} \hat{X}_t^2}}$$

حيث: $RMSE = \sqrt{\frac{1}{k}\sum_{t=1}^{k} (X_t - \hat{X}_t)^2}$

X_t : القيم الحقيقية

$\hat{X}_t$: القيم المتوقعة

K: عدد الأشهر

بكون التنبؤ جيدا كلما اقترب معيار تايل من الصفر.

ولحساب معيار تايل نعتمد على الجدول التالي:

جدول رقم54: القيم المتوقعة للأشهر الأربعة لسنة 2005 ومعيار دقة التنبؤ

الأشهر	القيم الحقيقية	القيم المتوقعة	$X_t - \hat{X}$	$(X_t - \hat{X}_t)^2$	X_t^2	$\hat{X}_t^2$
جانفي	714392	891280,02	-176888,02	3,1289E+10	5,10356E+11	7,9438E+11
فبراير	694136	791265,02	-97129,02	9434046526	4,81825E+11	6,261E+11
مارس	925471	1124302,1	-198831,1	3,9534E+10	8,56497E+11	1,26406E+12
أبريل	923639	1031883,6	-108244,6	1,1717E+10	8,53109E+11	1,06478E+12
المجموع				9,1974E+10	2,70179E+12	3,74932E+12

$$Theil = \frac{\sqrt{\frac{1}{4}(9{,}1974E + 10)}}{\sqrt{\frac{1}{4}(2{,}70179E + 12)} + \sqrt{\frac{1}{4}(3{,}74932E + 12)}} = 0.084$$

نلاحظ أن هذا المعيار قريب من الصفر وبالتالي القيم المتنبأ بها جيدة.

من خلال الدراسة الأولية للمعطيات وجدنا أن المعطيات الخاطئة لا تتعدى 5%، وبالتالي اعتبرنا أن المعطيات صحيحة وغير خاطئة ويمكن استخدامها في الدراسة.

أما عند تحليل السلسلة الزمنية وجدنا أن السلسلة تحوي مركبة اتجاه عام وهذا باستخدام اختبار دانيال، وعرفنا شكل مركبة اتجاه العام الذي كان من الدرجة الثانية وذا باستعمال معيار معامل التحديد للمفاضلة بين أشكال مركبة الاتجاه العام. وبعد نز ع أثر مركبة الاتجاه العام قمنا باستخدام اختبار كريسكال واليس الذي كشف لنا عن الفصلية، كما وجدنا أن شكل السلسلة تجميعي باستعمال الانحدار.

أخيرا طبقنا طريقة بوكس جيكينز للتنبؤ بقيم الإنتاج لسنة 2005 حيث سمحت لنا بالتعرف على ثلاث نماذج وهذا بعد جعل السلسلة مستقرة بعد إزالة أثر الفصلية والاتجاه العام، وتم التعرف على استقرار السلسلة باستعمال اختبار الجذور الأحادية لديكو فولار المطور وبإجراء التقدير لكل نموذج باستخدام برنامج (TSPEviews) استطعنا التعرف على النموذج الأكثر شرحا للظاهرة عن طريق المفاضلة ما بين النماذج وهذا باستعمال معيار معامل التحديد ومعيار AIC كما أجرينا اختبار على بواقي النموذج للتأكد أنها تشكل صدمات عشوائية.وفي الأخير تحصلنا على نتائج جيدة للتنبؤ تساعد المسير في اتخاذ قرارات سليمة.

خـاتمـة

منهجيا كانت الغاية من هذا العمل تقديم دليل مبسط للمسير لاستعمال الطرق الكمية في التسيير، من أجل الخوض في هذا الموضوع تطرقنا إلى ست عناصر أساسية كانت هدف

كل عنصر من عناصر البحث من خلال دراسة كل عنصر حاولنا استخراج جملة من الاستنتاجات.

عمدت الجزائر إلى استيراد البقر الحلوب وهذا من أجل تطوير الإنتاج المحلي، حيث عرفت الفترة (1985-1992) استيراد 85000 رأس.

وكان الإنتاج الوطني لسنة 1992 قدر ب1.2 مليار لتر قبل أن يستقر عند 1 مليار لتر إلى غاية 1997، وكان جمع الحليب الطازج منخفض حيث كانت الكميات المجمعة سنة 1999 أقل من سنة 1993 مليون لتر أي بنسبة 7.7% من الإنتاج الوطني، فيما يخص معدل الادماج للكميات المجمعة من الحليب بقى ضعيفا حيث عرف معدل 10.1% سنة 1999.

فيما يخص الواردات من الحليب ومشتقاته تستورد الجزائر حوالي 70%، حوالي معدل 3400 مليون لتر خلال الفترة (1996-1999) ومنه السوق العالمي له تأثير هام على نشاط شعبة الحليب في الجزائر.

فيما يخص توزيع الحليب كانت هناك ثلاث قنوات (موازية، رسمية، واسعة)، هذه الأخيرة عرفت تطورا خاصة مع تحرير الاقتصاد وغياب احتكار المؤسسات العمومية، فيما يحص أسعار الحليب تعرف دعم من طرف الدولة على سعر الإنتاج والاستهلاك، أما مشتقات الحليب فتخضع للسوق.

أما العنصر الثالث خاصة بوحدة الدراسة تيزي ، ما يمكن استخلاصه هو انه بعد تحرير الاقتصاد لم تبقى هناك عوائق كثيرة للمؤسسات في اتخاذ سياسات وتدابير خاصة بها، فمؤسسة Giplait فيما يخص تسويق المنتوج لا يوجد أي سياسة للإشهار لمنتوجها بغض النظر عن أهمية المنتوج بالنسبة للمستهلك، كما أنها لا تغطي السوق المحلية حيث توجد منافسة فيما يخص حليب الاستهلاك بغض النظر عن مشتقاته.

عرفت وحدة تيزي منذ نشأتها ليومنا هذا خفض في عدد عمالها وهذا بعد الإصلاحات، أما فيما يخص الإنتاج تطور مستقر لعملية جمع الحليب وإدماجه في العملية الصناعية.

كما تناولنا في هذا العنصر دراسة اولية للمعطيات، حيث عرضنا بعض الطرق الممكن استعمالها لمعالجة المعطيات الناقصة والمعطيات الخاطئة، حيث وهذا باكمال المعطيات

الناقصة، واعتمدنا طريقة الانحدار الخطي البسيط،واخترنا متغيرة واحدة لاتمام معطياتنا لوحدة تيزي، ألا وهي كمية المسحوق المستعملة لدى وحدة سيدي بلعباس، ولو كانت لدينا معطيات من وحدات أخرى كوهران وغيرها، لكان ذلك أحسن، حيث نستعمل الانحدار الخطي المتعدد، وما يمكن انتقاده هو شح المعطيات، لكن لجانا إلى طريقة عملية، وقدرنا نسبة لاتمام معطياتنا الناقصة، وهذا بعدما لم تفلح الطريقة العلمية في إعطائنا نموذج صالح للتنبؤ، حيث تحصلنا على عدة نماذج خطية وغير خطية، كان معامل التحديد فيها لا يتجاوز45%.

الدالة	الشكل	R^2
$Yi= b_0+b_1Xi+u_i$	خطي	0.45
$Yi= b_0+ b_1 Ln\ x_i+u$	لوغاريثمي	0.45
$Yi= b_0+ b_1/x_i+u$	مقلوب	0.45
$Yi= b_0+ b_1x_i+b_2x_i^2+u$	تربيعي	0.45
$Y=b_0x^{b1}e^u$	لوغاريثمي مزدوج	0.37

في العنصر الرابع بعد اتمام جدول المعطيات قمنا بتطبيق طريقة التحليل بواسطة المركبات الأساسية لايجاد العوامل المؤثرة في الإنتاج، ومن خلال هذه الطريقة وصلنا إلى ان مسحوق الحليب وعدد العمال لهما تأثير كبير في الإنتاج الكلي، في حين أن الحليب الطبيعي سجل ارتباط ضعيف جدا.

PTOT	LPOD	LCRU	EFFC

PTOT	1.00	0.86	0.02	0.72
LPOD	0.86	1.00	-0.04	0.80
LCRU	0.02	-0.04	1.00	0.11
EFFC	0.72	0.80	0.11	1.00

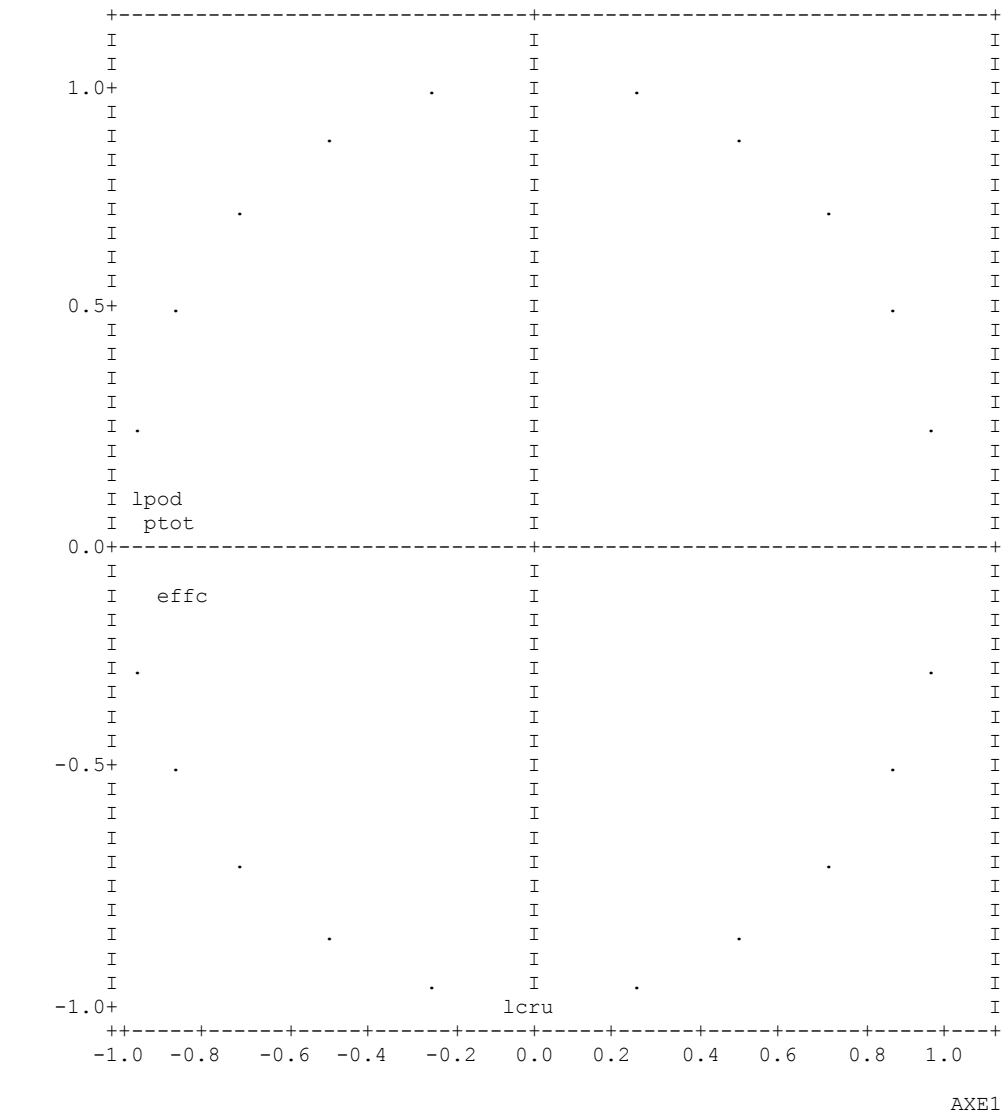
كما مكنتنا هذه الطريقة من معرفة تطور الإنتاج عبر السنوات، وما هي السنوات التي عرفت جمع الحليب الطبيعي بصفة جيدة أو ملائمة، والسنوات عكس ذلك، نفس الشيء بالنسبة لتطور عدد العمال والإنتاج الكلي. كما هو موضح في التمثيلات البيانية التالية:

Graphique des variables :

AXE1 Axe no 1

AXE2 Axe no 2

0 individus hors du cadre
4 individus dans le cadre
0 points superpos,s



Graphique des variables : تمثيل الأفراد على المخطط العاملي الأول

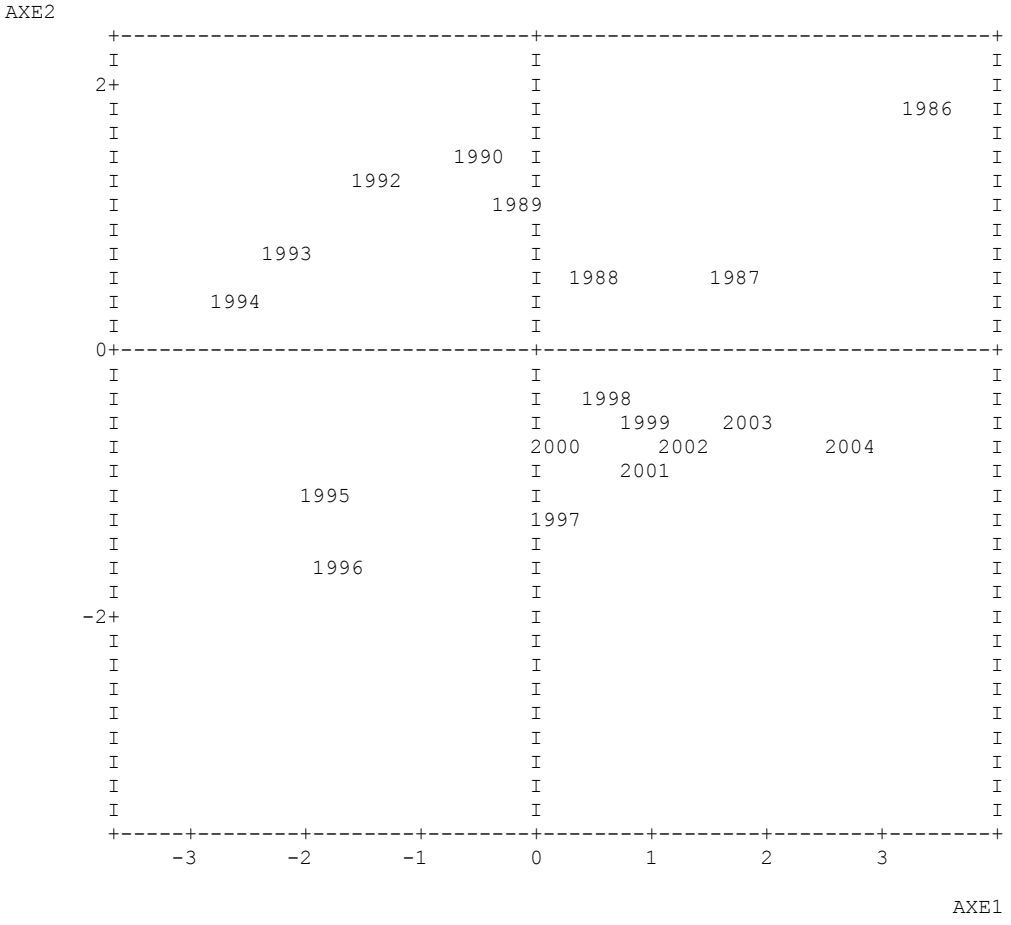
AXE1 Composante principale no 1

AXE2 Composante principale no 2

0 individus hors du cadre
19 individus dans le cadre
1 points superpos,s

points superpos,s :

1991 AXE1 = -0.96 AXE2 = 1.41



فيما يخص العنصر الخامس و من خلاله لجأنا إلى استعمال الانحدار الخطي المتعدد، حيث اتبعنا طريقة التقدير خطوة بخطوة (Stepwise) باستعمال البرنامج الاحصائي SPSS . وتحصلنا على نموذج قياسي ذو دلالة يمكن استعماله في التنبؤ بحجم الإنتاج فالمبيعات. حيث يضم هذا النموذج متغيرة واحدة وهي مسحوق الحليب.

معادلة الانحدار

PTOT = 827770.2 + 16,1719 LPOD

S = 1613037 R^2 = 97,6 % R^2 المقدر = 97,4 %

تحليل التباين

المصدر	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط المربعات	F	P
الانحدار	1	1,766E+15	1,766E+15	678,567	0,000
الخطأ	17	4,423E+13	2,602E+12		
المجموع	18	1,810E+15			

التنبؤ بالقيم

المتغيرة : الإنتاج الكلي للحليب Ptot

	B	القيمة	* Valeur
Lpod	16,17191	499775,0	8082316,
Ord.Orig			827770,
التنبؤ			8910086,
-95,0%LP			5014737,
+95,0%LP			12805435,

بعد تحديد العوامل المؤثرة في الإنتاج بإمكان الملبنة زيادة هذا الأخير من خلال القيام بدراسات تنبئية للطلب وتوسيع مجال التوزيع.

في العنصر الأخير تعرضنا فيه بالتنبؤ باستعمال طريقة بوكس جيكينز حيث قمنا بتحليل السلسلة الزمنية وجدنا أن السلسلة تحوي مركبة اتجاه عام وهذا باستخدام اختبار دانيال،

وعرفنا شكل مركبة اتجاه العام الذي كان من الدرجة الثانية وذا باستعمال معيار معامل التحديد للمفاضلة بين أشكال مركبة الاتجاه العام. وبعد نز ع أثر مركبة الاتجاه العام قمنا باستخدام اختبار كريسكال واليس الذي كشف لنا عن الفصلية، كما وجدنا أن شكل السلسلة تجميعي باستعمال الانحدار.

أخيرا طبقنا طريقة بوكس جيكينز للتنبؤ بقيم الإنتاج لسنة 2005 حيث سمحت لنا بالتعرف على ثلاث نماذج وهذا بعد جعل السلسلة مستقرة بعد إزالة أثر الفصلية والاتجاه العام، وتم التعرف على استقرار السلسلة باستعمال اختبار الجذور الأحادية لديكو فولار المطور وبإجراء التقدير لكل نموذج باستخدام برنامج (TSPEviews) استطعنا التعرف على النموذج الأكثر شرحا للظاهرة عن طريق المفاضلة ما بين النماذج وهذا باستعمال معيار معامل التحديد ومعيار AIC كما أجرينا اختبار على بواقي النموذج للتأكد أنها تشكل صدمات عشوائية.وفي الأخير تحصلنا على نتائج معقولة للتنبؤ.

إذن يجب على الملبنة أن تقوم بمراقبة دورية لمستوى المخزون بهدف ضمان الحصول على المواد الأولية طوال السنة، لضمان استمرار الإنتاج. كذلك على الملبنة الاهتمام بالعمال والظروف المحيطة بهم، إذ لابد من التركيز على اليد العاملة المؤهلة وكذا تحسين وتطوير الظروف المحيطة بالعامل وتنظيم مكان العمل.

كما يجب على المؤسسة معرفة شكل السوق وحجمه ومواكبة التطور الحادث خاصة في مجال مشتقات الحليب من نوعية وتعليب وإشهار.

ضرورة الاعتماد على نظام معلوماتي متطور يضمن جمع تحليل ونشر المعلومات بين مختلف هيئات المؤسسة، من أجل تشديد المنافسة وتسهيل عملية الاتصال بين القمة والقاعدة، وهذا لن يتم إلا بإدخال وسائل الإعلام في المؤسسة نظرا لأهميتها البالغة. فهو يبسط ويسهل عمل المسير، وذلك بإعطائه وسيلة سريعة وفعالة للمعالجة وبأقل تكلفة ممكنة.

كما يجب على المؤسسة تشجيع المربين وإنشاء جمعيات خاصة لجمع الحليب الطازج للتقليل من الاعتماد على المادة الأولية المستوردة، إذا كان لا يكلف مقارنة مع الاستيراد .

المراجـــع

قائمة المراجع

المراجع باللغة العربية

[1] أبوبكر بعيرة (1991): "التسويق ودوره في التنمية ", منشورات قار بن يونس بنغازي.

[2] جميل توفيق (1976): "مبادئ التسويق وإدارة المبيعات" , دار النهضة العربية، بيروت.

[3] دومينيك سالفاتور (1993): " نظريات ومسائل في الإحصاء والإقتصاد القياسي ", سلسلة ملخصات شوم ،ديوان المطبوعات الجامعية.

[4] د.مجيد علي حسن (1998): "الاقتصاد القياسي النظرية والتطبيق ", دار وائل للطباعة والنشر.

[5] مجدي السويرتي(1994):" الاقتصاد القياسي" الدار المصرية اللبنانية.

[6] د.محمد مؤمن بطران (1988): "فن البيع والإعلان ", دار الثقافة، بيروت.

[7] محمد الحناوي (1984): " إدارة التسويق", دار الجامعة المصرية ،الاسكندرية.

[8] محمد عبد الله عبد الرحيم (1988): " التسويق المعاصر" , القاهرة.

[9] محمد عبيدات (1995): "إدارة المبيعات ", مدخل سلوكي، دار المستقبل للنشر والتوزيع.

[10] محمد فريد الصحن (1984): " قراءات في إدارة التسويق "، الدار الجامعية للطباعة والنشر.

[11] محمد فريد الصحن (1983): " التسويق ", الدار الجامعية للطباعة والنشر والتوزيع.

[12] محمد صبحي أبو صالح (1983) :" مقدمة في الاحصاء" ، دار جوني ويلي وأبنائه.

[13] مولود حشمان (1998): " نماذج وتقنيات التنبؤ القصير المدى"،ديوان المطبوعات الجامعية.

[14] د/نفيسة باشري ،د/هناء عبد الحليم(1986): " **إدارة المبيعات** "، الناشر مكتبة نهضة الشرق.

[15] ناصر دادي عدون (1998): " اقتصاد المؤسسة"، دار المحمدية الجزائر.

[16] نوادي محمد، فريوع عمور(1996) :" الاقتصاد" ، ديوان المطبوعات الجامعية.

[17] عبد العزيز شرابي (2000): " طرق إحصائية للتوقع الإقتصادي"، ، ديوان المطبوعات الجامعية.

[18] عبد العزيز فهمي هيكل (1998): " طرق التحليل الإحصائي" ، دار النهضة العربية.

[19] علي ربايعية، فتحي ذياب (1997): "إدارة المبيعات"، دار الصفاء والتوزيع، الأردن .

[20] زياد رمضان (1997): " مبادئ الإحصاء الوصفي والتطبيقي"، دار وائل للنشر والتوزيع.

المراجع باللغة الفرنسية

[21] Ansion.G(1990) : « Les Méthodes de Prévision en Economie » , Armand.colin.

[22] Armand Dayan (1987) : « Manuel de la Distribution » les éditions d'organisations .Paris 9éme edition,

[23] Béatrice Brechignac-Roubaud(1998) « Le Marketing des services » Edition d'organisation, Paris .

[24] Bourbonnais R.Terraza.M(1998) : « Analyse des séries chronologiques en économie »Presse Universitaire de France.

[25] Bourbonnais R.,Usinier (1992): « Pratique de la prévision des ventes »; Economica.

[26] Bourbonnais R.,Usinier (1998) : « Econométrie » ;Ed Dunod ;Paris.

[27] Carletti G (1976): « Détection automatique des valeurs anormales » ;Revue de statistique appliquée ;vol 25 ;N°3.

[28] Jacques et Hillen Meyer (1981) : **«** La pratique Marketing **»**édition Economica ,Paris.

[29] J.MICHAUD et M.DAVID (1989) : « la prévision, Approche empirique d'une méthode statistique ».Ed Masson Paris.

[30] Harari Jean Claud(1974) : « Marketing Bancaire » DALLOZ ,Paris ,1ére édition.

[31] J.Pierre Védrine ,Sylive Martin (1996) : **«** Marketing les concepts clé ».chihab eyrolles.

[32] - Jean-Jacques Croutsche (1997) : « Pratique de l'analyse des données en Marketing et Gestion »Edition ESKA,Paris.

[33] Makridakis S., Wheel Wright S.C(1974): «Choix et valeur des méthodes de prévision » ; ed.Organisation,Paris.

[34] Mohamed Seghir Djitli (1990) : « Comprendre le marketing » Berti édition.

[35] LARDIC Sandrine,MIGNON Valérie(2002) : « Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières »édition Economica,Paris.

[36] P.Kotler et B Dubois (1992) : « Marketing Management » ,publi union, Paris,7éme édition ,

[37] - Philippe CHSIN (1999) : « Analyse des données et des panels des données »Perspective Marketing, Edition Boeck Université Belgique.

[38] - R.Arnauld (1998) : « Econométrie,Théorie et Application **»** ,Ed Nathan,Paris,

[39] USINIER J.C (1982) : « Pratique de prévision à court terme »Ed Dunod ,Paris.

[40] Vincent Giard (1995) : « Statistique appliquée à la Gestion »7éme édition ,Economica, Paris.

[41] Yves Chirouze (1991) : « le Marketing » tome 1 Ed chotard et associe ,France 4éme édition.

المواقع على الأنترنت

[42] Banque mondiale (www.worldbank.org)

[43] Food and Agriculture Organization (www.fao.org)

[44] www.bib.fsagx.ac.be

[45] www.who.int/health.systems

[46] www.stat.ucl.ac.be/cours

[47] Recueil des communications du séminaire : Stratégie des acteurs de la filière lait en Algérie-SAFLA- Institut technique des Elevages (ITELV) ; Institut National de la Recherche Agronomique (INRA) ; Institut Agronomique de l'Université de Blida ; Institut Agronomique Méditerraniéen de Montpellier (CIHEAM/IAMM). 6 et 7 juin 2000,Blida, Algérie.

[48] http://francesurf.net/search.asp

[49] http://museum.agropolis.fr/pays/savoir/lait

[50]lecontre@stat.ucl.ac.be

[51] www.journaldespm.com

الملاحق

الملحق رقم 2

نتائج استعمال برنامج TspEviews لحساب المعاملات الفصلية لسلسلة الإنتاج Plait واستعمال الفروقات، وأيضا حساب سلسلة Resid بواقي نموذج التنبؤ المختار.

Date	FACT	PLAIT	PLAITSA	PLAITSA1	PLAITSA2	RESID
1987:01	33029,02	2899846,00	2866816,98			
1987:02	-65769,78	2876504,00	2942273,78	75456,80		
1987:03	252344,38	3277512,00	3025167,62	82893,84	7437,04	
1987:04	188678,35	3098803,00	2910124,65	-115042,97	-197936,81	
1987:05	388899,74	2335474,00	1946574,26	-963550,39	-848507,42	
1987:06	77872,70	2661417,00	2583544,30	636970,04	1600520,43	
1987:07	-163414,89	1901589,00	2065003,89	-518540,41	-1155510,46	-587154,27
1987:08	-315710,31	1466786,00	1782496,31	-282507,58	236032,83	-532028,14
1987:09	-223229,76	1915287,00	2138516,76	356020,45	638528,03	121119,13
1987:10	-8097,09	2437988,00	2446085,09	307568,33	-48452,13	343106,99
1987:11	-62738,39	2561101,00	2623839,39	177754,30	-129814,02	242679,29
1987:12	-101863,98	2555117,00	2656980,98	33141,59	-144612,72	242258,38
1988:01	33029,02	2948621,00	2915591,98	258611,00	225469,41	474196,78
1988:02	-65769,78	2229600,00	2295369,78	-620222,20	-878833,19	-415068,64
1988:03	252344,38	2609443,00	2357098,62	61728,84	681951,04	-30897,04
1988:04	188678,35	3161216,00	2972537,65	615439,03	553710,19	536098,23
1988:05	388899,74	2495250,00	2106350,26	-866187,39	-1481626,42	-743667,65
1988:06	77872,70	1654717,00	1576844,30	-529505,96	336681,43	-731440,89
1988:07	-163414,89	1165429,00	1328843,89	-248000,41	281505,54	-500764,01
1988:08	-315710,31	1057091,00	1372801,31	43957,42	291957,83	-293735,40
1988:09	-223229,76	2761750,00	2984979,76	1612178,45	1568221,03	1293812,09
1988:10	-8097,09	2845907,00	2854004,09	-130975,67	-1743154,13	306113,53
1988:11	-62738,39	2480925,00	2543663,39	-310340,70	-179365,02	99886,01
1988:12	-101863,98	1921497,00	2023360,98	-520302,41	-209961,72	-232241,64
1989:01	33029,02	2366002,00	2332972,98	309612,00	829914,41	292779,95

الملحق رقم 2

نتائج استعمال برنامج TspEviews لحساب المعاملات الفصلية لسلسلة الإنتاج Plait واستعمال الفروقات، وأيضا حساب سلسلة Resid بواقي نموذج التنبؤ المختار.

Date	FACT	PLAIT	PLAITSA	PLAITSA1	PLAITSA2	RESID
1989:02	-65769,8	2676998,0	2742767,8	409794,8	100182,8	270752,5
1989:03	252344,4	3286737,0	3034392,6	291624,8	-118170,0	344966,3
1989:04	188678,4	3121460,0	2932781,6	-101611,0	-393235,8	115306,7
1989:05	388899,7	3241962,0	2853062,3	-79719,4	21891,6	132801,2
1989:06	77872,7	3689503,0	3611630,3	758568,0	838287,4	847835,3
1989:07	-163414,9	3005505,0	3168919,9	-442710,4	-1201278,5	-183590,3
1989:08	-315710,3	3093482,0	3409192,3	240272,4	682982,8	264855,2
1989:09	-223229,8	2485531,0	2708760,8	-700431,5	-940704,0	-572716,0
1989:10	-8097,1	2890890,0	2898987,1	190226,3	890657,9	28993,5
1989:11	-62738,4	2894016,0	2956754,4	57767,3	-132459,0	-100218,3
1989:12	-101864,0	2604453,0	2706317,0	-250437,4	-308204,7	-316169,4
1990:01	33029,0	2835088,0	2802059,0	95742,0	346179,4	-46194,6
1990:02	-65769,8	3055658,0	3121427,8	319368,8	223626,8	328292,6
1990:03	252344,4	3375843,0	3123498,6	2070,8	-317298,0	85713,4
1990:04	188678,4	2979941,0	2791262,6	-332236,0	-334306,8	-258344,3
1990:05	388899,7	3693361,0	3304461,3	513198,6	845434,6	496438,5
1990:06	77872,7	3534394,0	3456521,3	152060,0	-361138,6	284769,3
1990:07	-163414,9	2912463,0	3075877,9	-380643,4	-532703,5	-269268,7
1990:08	-315710,3	2683482,0	2999192,3	-76685,6	303957,8	-95110,7
1990:09	-223229,8	3006752,0	3229981,8	230789,5	307475,0	215325,1
1990:10	-8097,1	3296902,0	3304999,1	75017,3	-155772,1	54495,7
1990:11	-62738,4	3053926,0	3116664,4	-188334,7	-263352,0	-186625,9
1990:12	-101864,0	3034706,0	3136570,0	19905,6	208240,3	17371,2
1991:01	33029,0	3257236,0	3224207,0	87637,0	67731,4	93037,3
1991:02	-65769,8	3081856,0	3147625,8	-76581,2	-164218,2	-82049,6

الملحق رقم 2

نتائج استعمال برنامج TspEviews لحساب المعاملات الفصلية لسلسلة الإنتاج Plait واستعمال الفروقات، وأيضا حساب سلسلة Resid بواقي نموذج التنبؤ المختار.

Date	FACT	PLAIT	PLAITSA	PLAITSA1	PLAITSA2	RESID
1991:02	-65769,8	3081856,0	3147625,8	-76581,2	-164218,2	-82049,6
1991:03	252344,4	3677366,0	3425021,6	277395,8	353977,0	243499,0
1991:04	188678,4	3138745,0	2950066,6	-474955,0	-752350,8	-381903,8
1991:05	388899,7	3518410,0	3129510,3	179443,6	654398,6	85958,6
1991:06	77872,7	3328329,0	3250456,3	120946,0	-58497,6	97246,8
1991:07	-163414,9	3297832,0	3461246,9	210790,6	89844,5	225299,5
1991:08	-315710,3	3092223,0	3407933,3	-53313,6	-264104,2	12563,3
1991:09	-223229,8	2979409,0	3202638,8	-205294,5	-151981,0	-107487,7
1991:10	-8097,1	2841390,0	2849487,1	-353151,7	-147857,1	-372584,8
1991:11	-62738,3917	1840767	1903505,39	-945981,696	-592830,022	-1111491,95
1991:12	-101863,98	3299705	3401568,98	1498063,59	2444045,28	1006605,01
1992:01	33029,0249	3260527	3227497,98	-174071,005	-1672134,59	-57388,5884
1992:02	-65769,779	3323510	3389279,78	161781,804	335852,809	235311,017
1992:03	252344,38	3905264	3652919,62	263639,841	101858,037	489457,342
1992:04	188678,353	3564895	3376216,65	-276702,973	-540342,814	69067,6641
1992:05	388899,743	3286438	2897538,26	-478678,39	-201975,417	-495881,75
1992:06	77872,6989	3027459	2949586,3	52048,0441	530726,434	-106299,047
1992:07	-163414,889	3124550	3287964,89	338378,588	286330,544	185216,293
1992:08	-315710,311	3407922	3723632,31	435667,422	97288,8333	392140,802
1992:09	-223229,762	3182569	3405798,76	-317833,549	-753500,971	-143764,915
1992:10	-8097,08783	2997849	3005946,09	-399852,674	-82019,125	-293924,683
1992:11	-62738,3917	3098067	3160805,39	154859,304	554711,978	86924,2236
1992:12	-101863,98	2914121	3015984,98	-144820,412	-299679,716	-221697,609
1993:01	33029,0249	2757527	2724497,98	-291487,005	-146666,593	-459160,59
1993:02	-65769,779	2756468	2822237,78	97739,8039	389226,809	-75776,2237

الملحق رقم 2

نتائج استعمال برنامج TspEviews لحساب المعاملات الفصلية لسلسلة الإنتاج Plait واستعمال الفروقات، وأيضا حساب سلسلة Resid بواقي نموذج التنبؤ المختار.

Date	FACT	PLAIT	PLAITSA	PLAITSA1	PLAITSA2	RESID
1993:02	-65769,78	2756468,00	2822237,78	97739,80	389226,81	-75776,22
1993:03	252344,38	3037366,00	2785021,62	-37216,16	-134955,96	-98275,70
1993:04	188678,35	3384478,00	3195799,65	410778,03	447994,19	328457,00
1993:05	388899,74	3699578,00	3310678,26	114878,61	-295899,42	222221,74
1993:06	77872,70	3218345,00	3140472,30	-170205,96	-285084,57	-4059,76
1993:07	-163414,89	3200017,00	3363431,89	222959,59	393165,54	294339,29
1993:08	-315710,31	2750098,00	3065808,31	-297623,58	-520583,17	-174578,90
1993:09	-223229,76	2635120,00	2858349,76	-207458,55	90165,03	-274421,49
1993:10	-8097,09	2773422,00	2781519,09	-76830,67	130627,88	-210760,44
1993:11	-62738,39	2851350,00	2914088,39	132569,30	209399,98	6386,23
1993:12	-101863,98	2822627,00	2924490,98	10402,59	-122166,72	-70495,07
1994:01	33029,02	3185073,00	3152043,98	227553,00	217150,41	215910,89
1994:02	-65769,78	3205339,00	3271108,78	119064,80	-108488,19	222336,78
1994:03	252344,38	3382856,00	3130511,62	-140597,16	-259661,96	-8833,38
1994:04	188678,35	3253019,00	3064340,65	-66170,97	74426,19	-22433,77
1994:05	388899,74	3464018,00	3075118,26	10777,61	76948,58	13561,46
1994:06	77872,70	3356617,00	3278744,30	203626,04	192848,43	169148,39
1994:07	-163414,89	3499687,00	3663101,89	384357,59	180731,54	412973,50
1994:08	-315710,31	3239353,00	3555063,31	-108038,58	-492396,17	69797,20
1994:09	-223229,76	2898114,00	3121343,76	-433719,55	-325680,97	-312684,47
1994:10	-8097,09	3087453,00	3095550,09	-25793,67	407925,88	-81325,74
1994:11	-62738,39	3050223,00	3112961,39	17411,30	43204,98	-86795,26
1994:12	-101863,98	3046365,00	3148228,98	35267,59	17856,28	-102055,32
1995:01	33029,02	2978488,00	2945458,98	-202770,00	-238037,59	-270632,92
1995:02	-65769,78	2841951,00	2907720,78	-37738,20	165031,81	-99293,09

الملحق رقم 2

نتائج استعمال برنامج TspEviews لحساب المعاملات الفصلية لسلسلة الإنتاج Plait واستعمال الفروقات، وأيضا حساب سلسلة Resid بواقي نموذج التنبؤ المختار.

Date	FACT	PLAIT	PLAITSA	PLAITSA1	PLAITSA2	RESID
1995:03	252344,38	2892643,00	2640298,62	-267422,16	-229683,96	-328310,94
1995:04	188678,35	3458646,00	3269967,65	629669,03	897091,19	481575,81
1995:05	388899,74	3614609,00	3225709,26	-44258,39	-673927,42	51474,08
1995:06	77872,70	3026778,00	2948905,30	-276803,96	-232545,57	-183900,01
1995:07	-163414,89	2775280,00	2938694,89	-10210,41	266593,54	-3540,59
1995:08	-315710,31	2434330,00	2750040,31	-188654,58	-178444,17	-176475,92
1995:09	-223229,76	2508136,00	2731365,76	-18674,55	169980,03	-165651,22
1995:10	-8097,09	2795036,00	2803133,09	71767,33	90441,87	-37771,45
1995:11	-62738,39	2633806,00	2696544,39	-106588,70	-178356,02	-133801,18
1995:12	-101863,98	2783114,00	2884977,98	188433,59	295022,28	139854,03
1996:01	33029,02	3042380,00	3009350,98	124373,00	-64060,59	178158,80
1996:02	-65769,78	2785927,00	2851696,78	-157654,20	-282027,19	-71489,01
1996:03	252344,38	3172690,00	2920345,62	68648,84	226303,04	83167,86
1996:04	188678,35	2933532,00	2744853,65	-175491,97	-244140,81	-131246,32
1996:05	388899,74	2875415,00	2486515,26	-258338,39	-82846,42	-315839,50
1996:06	77872,70	2282906,00	2205033,30	-281481,96	-23143,57	-427282,57
1996:07	-163414,89	2490732,00	2654146,89	449113,59	730595,54	250858,13
1996:08	-315710,31	2183748,00	2499458,31	-154688,58	-603802,17	-169540,57
1996:09	-223229,76	1984139,00	2207368,76	-292089,55	-137400,97	-321544,70
1996:10	-8097,09	2084333,00	2092430,09	-114938,67	177150,88	-182489,06
1996:11	-62738,39	2141001,00	2203739,39	111309,30	226247,98	37136,47
1996:12	-101863,98	2149274,00	2251137,98	47398,59	-63910,72	-35577,14
1997:01	33029,02	2704803,00	2671773,98	420636,00	373237,41	404639,00
1997:02	-65769,78	2399337,00	2465106,78	-206667,20	-627303,19	-25168,06
1997:03	252344,38	2912581,00	2660236,62	195129,84	401797,04	289610,78

الملحق رقم 2

نتائج استعمال برنامج TspEviews لحساب المعاملات الفصلية لسلسلة الإنتاج Plait واستعمال الفروقات، وأيضا حساب سلسلة Resid بواقي نموذج التنبؤ المختار.

Date	FACT	PLAIT	PLAITSA	PLAITSA1	PLAITSA2	RESID
1997:04	188678,35	2289350,00	2100671,65	-559564,97	-754694,81	-426687,38
1997:05	388899,74	2529615,00	2140715,26	40043,61	599608,58	-67033,57
1997:06	77872,70	2428908,00	2351035,30	210320,04	170276,43	86785,88
1997:07	-163414,89	2103263,00	2266677,89	-84357,41	-294677,46	-97764,25
1997:08	-315710,31	1870827,00	2186537,31	-80140,58	4216,83	-120921,58
1997:09	-223229,76	1990505,00	2213734,76	27197,45	107338,03	50035,69
1997:10	-8097,09	2123883,00	2131980,09	-81754,67	-108952,13	-67413,58
1997:11	-62738,39	2170310,00	2233048,39	101068,30	182822,98	59600,91
1997:12	-101863,98	2208000,00	2309863,98	76815,59	-24252,72	95303,25
1998:01	33029,02	2649824,00	2616794,98	306931,00	230115,41	360356,70
1998:02	-65769,78	2030764,00	2096533,78	-520261,20	-827192,19	-368272,00
1998:03	252344,38	2800381,00	2548036,62	451502,84	971764,04	410154,65
1998:04	188678,35	2226392,00	2037713,65	-510322,97	-961825,81	-403704,29
1998:05	388899,74	3258135,00	2869235,26	831521,61	1341844,58	717142,75
1998:06	77872,70	2285477,00	2207604,30	-661630,96	-1493152,57	-487734,72
1998:07	-163414,89	1964547,00	2127961,89	-79642,41	581988,54	-109428,34
1998:08	-315710,31	1828185,00	2143895,31	15933,42	95575,83	-68599,61
1998:09	-223229,76	1818741,00	2041970,76	-101924,55	-117857,97	-134876,17
1998:10	-8097,09	2101801,00	2109898,09	67927,33	169851,88	-84568,72
1998:11	-62738,39	2412211,00	2474949,39	365051,30	297123,98	363844,83
1998:12	-101863,98	2328501,00	2430364,98	-44584,41	-409635,72	91124,15
1999:01	33029,02	2485432,00	2452402,98	22038,00	66622,41	124497,05
1999:02	-65769,78	2437152,00	2502921,78	50518,80	28480,81	160474,52
1999:03	252344,38	2979582,00	2727237,62	224315,84	173797,04	307589,74
1999:04	188678,35	2507920,00	2319241,65	-407995,97	-632311,81	-312060,83

الملحق رقم 2

نتائج استعمال برنامج TspEviews لحساب المعاملات الفصلية لسلسلة الإنتاج Plait واستعمال الفروقات، وأيضا حساب سلسلة Resid بواقي نموذج التنبؤ المختار.

Date	FACT	PLAIT	PLAITSA	PLAITSA1	PLAITSA2	RESID
1999:05	388899,74	2455159,00	2066259,26	-252982,39	155013,58	-305626,50
1999:06	77872,70	2271535,00	2193662,30	127403,04	380385,43	-4736,50
1999:07	-163414,89	2085643,00	2249057,89	55395,59	-72007,46	-31177,32
1999:08	-315710,31	1640859,00	1956569,31	-292488,58	-347884,17	-360888,75
1999:09	-223229,76	1981650,00	2204879,76	248310,45	540799,03	165611,38
1999:10	-8097,09	2332815,00	2340912,09	136032,33	-112278,13	185928,51
1999:11	-62738,39	2179595,00	2242333,39	-98578,70	-234611,02	-32748,69
1999:12	-101863,98	2270000,00	2371863,98	129530,59	228109,28	160095,27
2000:01	33029,02	2274133,00	2241103,98	-130760,00	-260290,59	-26498,77
2000:02	-65769,78	2623330,00	2689099,78	447995,80	578755,81	448264,98
2000:03	252344,38	2505910,00	2253565,62	-435534,16	-883529,96	-294993,34
2000:04	188678,35	2782000,00	2593321,65	339756,03	775290,19	316175,23
2000:05	388899,74	2723239,00	2334339,26	-258982,39	-598738,42	-169774,01
2000:06	77872,70	2537879,00	2460006,30	125667,04	384649,43	106725,83
2000:07	-163414,89	2603402,00	2766816,89	306810,59	181143,54	292793,64
2000:08	-315710,31	2917086,00	3232796,31	465979,42	159168,83	605437,89
2000:09	-223229,76	2892656,00	3115885,76	-116910,55	-582889,97	121964,85
2000:10	-8097,09	2781209,00	2789306,09	-326579,67	-209669,13	-132899,60
2000:11	-62738,39	2678499,00	2741237,39	-48068,70	278510,98	-26410,27
2000:12	-101863,98	2698985,00	2800848,98	59611,59	107680,28	-6302,74
2001:01	33029,02	2218161,00	2185131,98	-615717,00	-675328,59	-716779,49
2001:02	-65769,78	2352777,00	2418546,78	233414,80	849131,81	-29840,07
2001:03	252344,38	1825221,00	1572876,62	-845670,16	-1079084,96	-933977,35
2001:04	188678,35	2357074,00	2168395,65	595519,03	1441189,19	232270,85
2001:05	388899,74	3640648,00	3251748,26	1083352,61	487833,58	1007961,81

الملحق رقم 2

نتائج استعمال برنامج TspEviews لحساب المعاملات الفصلية لسلسلة الإنتاج Plait واستعمال الفروقات، وأيضا حساب سلسلة Resid بواقي نموذج التنبؤ المختار.

Date	FACT	PLAIT	PLAITSA	PLAITSA1	PLAITSA2	RESID

2001:06	77872,70	2624825,00	2546952,30	-704795,96	-1788148,57	-325503,98
2001:07	-163414,89	1860801,00	2024215,89	-522736,41	182059,54	-436973,76
2001:08	-315710,31	2001522,00	2317232,31	293016,42	815752,83	294510,94
2001:09	-223229,76	2130291,00	2353520,76	36288,45	-256727,97	-4190,30
2001:10	-8097,09	2521956,00	2530053,09	176532,33	140243,88	24571,80
2001:11	-62738,39	2552498,00	2615236,39	85183,30	-91349,02	149463,54
2001:12	-101863,98	2218200,00	2320063,98	-295172,41	-380355,72	-148225,11
2002:01	33029,02	1965694,00	1932664,98	-387399,00	-92226,59	-407663,32
2002:02	-65769,78	1677978,00	1743747,78	-188917,20	198481,81	-349368,93
2002:03	252344,38	1948033,00	1695688,62	-48059,16	140858,04	-277077,75
2002:04	188678,35	1980835,00	1792156,65	96468,03	144527,19	-111431,65
2002:05	388899,74	1920626,00	1531726,26	-260430,39	-356898,42	-339284,19
2002:06	77872,70	1776468,00	1698595,30	166869,04	427299,43	79775,67
2002:07	-163414,89	1555501,00	1718915,89	20320,59	-146548,46	38823,85
2002:08	-315710,31	1349156,00	1664866,31	-54049,58	-74370,17	-28553,91
2002:09	-223229,76	1373501,00	1596730,76	-68135,55	-14085,97	-62816,57
2002:10	-8097,09	1896561,00	1904658,09	307927,33	376062,88	322965,85
2002:11	-62738,39	2194678,00	2257416,39	352758,30	44830,98	447761,00
2002:12	-101863,98	1514600,00	1616463,98	-640952,41	-993710,72	-440015,61
2003:01	33029,02	1598523,00	1565493,98	-50970,00	589982,41	-86205,75
2003:02	-65769,78	1439619,00	1505388,78	-60105,20	-9135,19	-104405,79
2003:03	252344,38	1754004,00	1501659,62	-3729,16	56376,04	-125700,60
2003:04	188678,35	1788914,00	1600235,65	98576,03	102305,19	-24190,46
2003:05	388899,74	1796063,00	1407163,26	-193072,39	-291648,42	-163120,57
2003:06	77872,70	1755306,00	1677433,30	270270,04	463342,43	242742,03
2003:07	-163414,89	1572381,00	1735795,89	58362,59	-211907,46	141157,03
2003:08	-315710,31	1352894,00	1668604,31	-67191,58	-125554,17	18885,00
2003:09	-223229,76	1222024,00	1445253,76	-223350,55	-156158,97	-174576,45
2003:10	-8097,09	1434881,00	1442978,09	-2275,67	221074,88	-18400,66
2003:11	-62738,39	1379945,00	1442683,39	-294,70	1980,98	-54080,79
2003:12	-101863,98	1013018,00	1114881,98	-327801,41	-327506,72	-377227,01
2004:01	33029,02	1034579,00	1001549,98	-113332,00	214469,41	-243105,22
2004:02	-65769,78	888431,00	954200,78	-47349,20	65982,81	-157406,78
2004:03	252344,38	1064665,00	812320,62	-141880,16	-94530,96	-248365,77
2004:04	188678,35	1011943,00	823264,65	10944,03	152824,19	-107844,77
2004:05	388899,74	1003394,00	614494,26	-208770,39	-219714,42	-246482,82
2004:06	77872,70	981497,00	903624,30	289130,04	497900,43	208849,65
2004:07	-163414,89	860555,00	1023969,89	120345,59	-168784,46	171095,06
2004:08	-315710,31	688228,00	1003938,31	-20031,58	-140377,17	86480,63
2004:09	-223229,76	676628,00	899857,76	-104080,55	-84048,97	-6569,72
2004:10	-8097,09	1086986,00	1095083,09	195225,33	299305,88	264263,51
2004:11	-62738,39	835216,00	897954,39	-197128,70	-392354,02	-116162,70
2004:12	-101863,98	740588,00	842451,98	-55502,41	141626,28	-68757,51

الملحق رقم3

نتائج استعمال برنامج TspEviews لحساب AIC و R^2 للنموذج الأول

LS // Dependent Variable is PLAIT2SA
Date: 09/10/06 Time: 14:45
Sample(adjusted): 1987:08 2004:12
Included observations: 209 after adjusting endpoints
Failure to improve SSR after 20 iterations

Variable Coefficient Std. Error t-Statistic Prob.

C	-174.8579	182.4235	-0.958527	0.3389
AR(1)	-0.369503	0.069295	-5.332312	0.0000
AR(2)	-0.358165	0.072270	-4.955920	0.0000
AR(3)	-0.310847	0.071938	-4.321032	0.0000
AR(4)	-0.229895	0.071120	-3.232491	0.0014
AR(5)	-0.098455	0.067834	-1.451409	0.1482
MA(1)	-0.989896	0.000136	-7291.996	0.0000

R-squared	0.660808	Mean dependent var	2597.240
Adjusted R-squared	0.650733	S.D. dependent var	535515.7
S.E. of regression	316483.4	Akaike info criterion	25.36297
Sum squared resid	2.02E+13	Schwarz criterion	25.47492
Log likelihood	-2939.989	F-statistic	65.58880
Durbin-Watson stat	2.032347	Prob(F-statistic)	0.000000

Inverted AR Roots	.38+.64i	.38 -.64i	-.30+.50i	-.30 -.50i
-.52				
Inverted MA Roots	.99			

الملحق رقم3

نتائج استعمال برنامج TspEviews لحساب AIC و R^2 للنموذج الثاني

LS // Dependent Variable is PLAIT2SA
Date: 09/10/06 Time: 14:52
Sample(adjusted): 1987:07 2004:12
Included observations: 210 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 17 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

AR(1)	-0.357548	0.068223	-5.240878	0.0000
AR(2)	-0.305069	0.069168	-4.410546	0.0000
AR(3)	-0.270925	0.069110	-3.920181	0.0001
AR(4)	-0.190781	0.067074	-2.844316	0.0049
MA(1)	-0.989913	0.000241	-4100.302	0.0000

R-squared	0.657724	Mean dependent var	-3120.954
Adjusted R-squared	0.651046	S.D. dependent var	540621.3
S.E. of regression	319357.8	Akaike info criterion	25.37166
Sum squared resid	2.09E+13	Schwarz criterion	25.45135
Log likelihood	-2957.001	F-statistic	98.48300
Durbin-Watson stat	1.998290	Prob(F-statistic)	0.000000

Inverted AR Roots	.30+.65i	.30 -.65i	-.48 -.37i	-.48+.37i
Inverted MA Roots	.99			

نتائج استعمال برنامج TspEviews لحساب AIC و R^2 للنموذج الثالث

LS // Dependent Variable is PLAIT2SA
Date: 09/10/06 Time: 14:56
Sample(adjusted): 1987:06 2004:12
Included observations: 211 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 24 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.329712	0.066637	-4.947920	0.0000
AR(2)	-0.259432	0.067925	-3.819373	0.0002
AR(3)	-0.209852	0.066679	-3.147195	0.0019
MA(1)	-0.989909	5.16E-05	-19185.39	0.0000

R-squared	0.656233	Mean dependent var	4492.472
Adjusted R-squared	0.651251	S.D. dependent var	550554.4
S.E. of regression	325129.8	Akaike info criterion	25.40273
Sum squared resid	2.19E+13	Schwarz criterion	25.46628
Log likelihood	-2975.385	F-statistic	131.7174
Durbin-Watson stat	2.044866	Prob(F-statistic)	0.000000

Inverted AR Roots	.11 -.61i	.11+.61i	-.55	
Inverted MA Roots	.99			

الملحق رقم4

نتائج اختبار Duckey Fuller المطور(ADF) مع الثابت C

ADF Test Statistic	-13.77682	1% Critical Value*	-3.4630
	5% Critical Value	-2.8754	
	10% Critical Value	-2.5741	

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
LS // Dependent Variable is D(PLAIT2SA)
Date: 09/10/06 Time: 14:59
Sample(adjusted): 1987:08 2004:12
Included observations: 209 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PLAIT2SA(-1)	-4.671400	0.339077	-13.77682	0.0000
D(PLAIT2SA(-1))	2.641496	0.294511	8.969078	0.0000
D(PLAIT2SA(-2))	1.683190	0.224117	7.510311	0.0000
D(PLAIT2SA(-3))	0.869461	0.143464	6.060476	0.0000
D(PLAIT2SA(-4))	0.277892	0.065761	4.225797	0.0000
C 2916.372	25462.62	0.114535	0.9089	

R-squared	0.850638	Mean dependent var	5528.972
Adjusted R-squared	0.846959	S.D. dependent var	940926.6
S.E. of regression	368094.6	Akaike info criterion	25.66048
Sum squared resid	2.75E+13	Schwarz criterion	25.75643
Log likelihood	-2972.078	F-statistic	231.2228
Durbin-Watson stat	2.124266	Prob(F-statistic)	0.000000

الملحق رقم4

نتائج اختبار Duckey Fuller المطور(ADF) مع الثابت C والاتجاه العام

ADF Test Statistic	-13.74848	1% Critical Value*	-4.0049
	5% Critical Value	-3.4323	
	10% Critical Value	-3.1396	

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

LS // Dependent Variable is D(PLAIT2SA)
Date: 09/10/06 Time: 15:02
Sample(adjusted): 1987:08 2004:12
Included observations: 209 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PLAIT2SA(-1)	-4.672854	0.339881	-13.74848	0.0000
D(PLAIT2SA(-1))	2.642800	0.295212	8.952200	0.0000
D(PLAIT2SA(-2))	1.683929	0.224639	7.496154	0.0000
D(PLAIT2SA(-3))	0.869738	0.143792	6.048578	0.0000
D(PLAIT2SA(-4))	0.277949	0.065910	4.217105	0.0000
C	16536.50	53456.32	0.309346	0.7574
@TREND(1987:01)	-122.6906	423.1185	-0.289968	0.7721

R-squared	0.850700	Mean dependent var	5528.972
Adjusted R-squared	0.846265	S.D. dependent var	940926.6
S.E. of regression	368927.8	Akaike info criterion	25.66963
Sum squared resid	2.75E+13	Schwarz criterion	25.78158
Log likelihood	-2972.035	F-statistic	191.8303
Durbin-Watson stat	2.124886	Prob(F-statistic)	0.000000

الملحق رقم4

نتائج اختبار Duckey Fuller المطور(ADF) بدون الثابت C والاتجاه العام

ADF Test Statistic	-13.80983	1% Critical Value*	-2.5754
	5% Critical Value	-1.9412	
	10% Critical Value	-1.6165	

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
LS // Dependent Variable is D(PLAIT2SA)
Date: 09/10/06 Time: 15:05
Sample(adjusted): 1987:08 2004:12
Included observations: 209 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PLAIT2SA(-1)	-4.671180	0.338250	-13.80983	0.0000
D(PLAIT2SA(-1))	2.641284	0.293792	8.990307	0.0000
D(PLAIT2SA(-2))	1.683048	0.223571	7.528022	0.0000
D(PLAIT2SA(-3))	0.869381	0.143115	6.074701	0.0000
D(PLAIT2SA(-4))	0.277861	0.065601	4.235618	0.0000

R-squared	0.850628	Mean dependent var	5528.972
Adjusted R-squared	0.847699	S.D. dependent var	940926.6
S.E. of regression	367203.2	Akaike info criterion	25.65097
Sum squared resid	2.75E+13	Schwarz criterion	25.73093
Log likelihood	-2972.085	F-statistic	290.4303
Durbin-Watson stat	2.124131	Prob(F-statistic)	0.000000

اختبار حسن المطابقة

المعطيات:

المتغيرة المختبرة:PLAIT سلسلة إنتاج الحليب الشهرية

الفرضيات

H0 : توزيع المتغيرة PLAIT طبيعي

H1 : توزيع المتغيرة PLAIT غير طبيعي

نتائج التحليل:

متوسط المتغيرة PLAIT: 2497813

الانحراف المعياري المتغيرة PLAIT: 708175

درجة الحرية: 4

Chi2 = 24

الخلاصة:

رفض H_0 بمستوى معنوية 0.014 %. ومنه احتمال رفض توزيع PLAIT طبيعيا صغير جدا وبالتالي هو موزع طبيعيا بمستوى معنوية 5%.