

وزارة التعليم العالي والبحث العلمي

جامعة بابل

كلية علوم التسيير

فرع إدارة الأعمال



طريقة بوكس - جنكز للتنبؤ بالمبيعات
دراسة حالة الشركة الإفريقية للزجاج بالطاهير

مذكرة محكمة لنيل شهادة الماجستير في تخصص إدارة الأعمال المؤسسات

إشرافه

أ.د. المعدي رجال

إعداد الطالبة:

بوهالي رتيبة

لجنة المناقشة:

رئيسا

جامعة بابل

- د. مبيرونك محمد البشير

مقررا

المركز الجامعي أم البواقي

- أ.د. المعدي رجال

عضوا

جامعة قسنطينة

- أ.د. شمام عبد الوهاب

عضوا

جامعة قسنطينة

- د. محنون محمود

السنة الجامعية 2006/2005

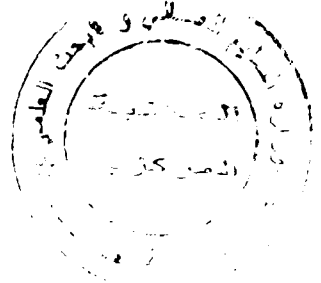
وزارة التعليم العالي والبحث العلمي

جامعة جيبال

كلية علوم التسيير

TH/002

فروع إدارة الأعمال



طريقة بوكس - جنكز للتنبؤ بالمبيعات
دراسة حالة الشركة الإفريقية للزجاج بالظاهير

مذكرة محملة لنيل شهادة الماجستير في تخصص إدارة الأعمال المؤسسات

إشرافه

أ.د. السعدي رجال

إعداد الطالبة:

بوصالي رتيبة

لجنة المناقشة:

رئيسها

جامعة جيبال

- د. مبيرونك محمد البشير

مقررا

المركز الجامعي أم البواقي

- أ.د. السعدي رجال

عضوا

جامعة قنيطرة

- أ.د. شمام محمد الوهاب

عضوا

جامعة قنيطرة

- د. سحنون محمود

السنة الجامعية 2006/2005

في امة شكر وتقدير

في البداية احمده الله عز وجل واشكر فضله علي في اضاءة درب العلم لي منذ الصبا وابعثني علي اتمام هذا البحث، واساله نجاحا يتلوه نجاح وان يوفقني الي ما فيه الخير لي ولامتي.

ولما كان للفضل ان ينسب لاهله، فان الفضل فيما وصلت له اليوم من بعد الله عز وجل للوالدين الكريمين حفظهما الله واطال عمرهما حيث كانا الدم الحقيقي لي وسندي المتين بالإضافة الي الاخوة والاحوات وكل العائلة.

واتقدم بجزيل الشكر الي كل من له الفضل في تعليمي حرفا، الي كل اساتذتي الكرام وعلى رأسهم الاستاذ المشرف "ا.د السعدي رجال" الذي لم يبخل علي بالتوجيه والدعم المعنوي والعلمي.

والي كل مسؤولي وموظفي كلية علوم التسيير وموظفي المكتبة بجامعة جيبيل والجامعات التي تمت زيارتها، وذلك لما تم توفيره لي عند جمع المادة العلمية واطتمام هذا البحث، دونما ان انسى مسؤولي الشركة الإفريقية للزجاج الذين زودوني بالمعلومات والإحصاءات اللازمة.

في الاخير اتقدم بهذا الحمد المتواضع الي الوالدين، كل افراد العائلة واساتذتي وكل الزميلات والزملاء.

بوهالي رتيبة

المحتويات

أ-هـ	مقدمة.....
1	القسم النظري.....
2	الفصل الأول: التنبؤ بالمبيعات والسلاسل الزمنية.....
3	1-1 مفاهيم أساسية للتنبؤ والتنبؤ بالمبيعات.....
3	1-1-1 مفهوم التنبؤ والتنبؤ بالمبيعات.....
3	1-1-1-1 مفهوم التنبؤ.....
4	1-1-1-2 مفهوم التنبؤ بالمبيعات.....
5	1-1-2 أهمية التنبؤ بالمبيعات ومجالات استخدامه.....
5	1-2-1-1 أهمية التنبؤ بالمبيعات.....
7	1-2-1-2 مجالات استخدام التنبؤ بالمبيعات.....
12	1-3-1-1 خطوات عملية التنبؤ بالمبيعات والمسؤول عنها.....
13	1-3-1-2 خطوات عملية التنبؤ بالمبيعات.....
14	1-3-1-3 المسؤول عن التنبؤ بالمبيعات.....
15	2-1 الطرق الكمية والكيفية للتنبؤ بالمبيعات والعوامل المؤثرة في الاختيار منها.....
16	1-2-1 الطرق الكمية للتنبؤ بالمبيعات.....
17	1-1-2-1 الطرق الاستقرائية.....
24	2-1-2-1 الطرق السببية.....
26	2-2-1 الطرق الكيفية للتنبؤ بالمبيعات.....
26	1-2-2-1 طريقة دلفي.....
27	2-2-2-1 طريقة المقارنات التكنولوجية المستقلة عن الزمن.....
27	3-2-2-1 الطريقة اللوجستية.....
28	3-2-1 العوامل المؤثرة في اختيار تقنية التنبؤ.....
28	1-3-2-1 متطلبات التخطيط.....
30	2-3-2-1 خصائص طرق التنبؤ.....
31	3-3-2-1 العوامل الأخرى.....

32 مفهوم السلسلة الزمنية ومركباتها وطرق الكشف عنها.	3-1
32 1-3-1 مفهوم السلسلة الزمنية.	
33 2-3-1 مركبات السلسلة الزمنية.	
34 1-2-3-1 مركبة الاتجاه العام.	
34 2-2-3-1 المركبة الموسمية.	
34 3-2-3-1 المركبة الدورية.	
35 4-2-3-1 المركبة العشوائية.	
36 3-3-1 طرق الكشف عن مركبات السلسلة الزمنية.	
37 1-3-3-1 عن طريق تحليل المعلومات بيانيا.	
37 2-3-3-1 عن طريق الاختبارات الإحصائية.	
53 الفصل الثاني: الدراسة النظرية لطريقة بوكس-جنكنز.	
54 1-2 أسس تحليل السلاسل الزمنية.	
54 1-1-2 مفاهيم أساسية لتحليل السلاسل الزمنية.	
55 1-1-1-2 السياق العشوائي والمستقر.	
56 2-1-1-2 الصدمات العشوائية.	
56 3-1-1-2 دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية.	
59 4-1-1-2 مشغل الإزاحة للخلف ومشغل الفروق.	
60 2-1-2 طرق تعديل السلسلة الزمنية غير المستقرة.	
61 1-2-1-2 تثبيت التباين.	
61 2-2-1-2 إزالة الاتجاه العام.	
63 3-2-1-2 إزالة الأثر الموسمي.	
65 2-2 نماذج الخطية للسلاسل الزمنية.	2-2
65 1-2-2 نماذج الانحدار الذاتي AR .	
65 1-1-2-2 نماذج الانحدار الذاتي من الرتبة الأولى.	
69 2-1-2-2 نماذج الانحدار الذاتي من الرتبة الثانية ورتب أعلى.	
73 2-2-2 نماذج المتوسطات المتحركة MA .	
73 1-2-2-2 نماذج المتوسطات المتحركة من الرتبة الأولى $MA(1)$.	
76 2-2-2-2 نماذج المتوسطات المتحركة من الرتبة الثانية ورتب أعلى.	

793-2-2 نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة المختلطة
791-3-2-2 نموذج ARMA(1,1)
812-3-2-2 نموذج ARMA(p,q)
834-2-2 النماذج غير المستقرة
831-4-2-2 نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة التكاملية ARIMA
842-4-2-2 نماذج موسمية
863-2 مراحل طريقة بوكس-جنكنز
861-3-2 مرحلة التعرف
922-3-2 مرحلة تقدير المعالم
921-2-3-2 تقدير معالم نموذج الانحدار الذاتي AR(p)
942-2-3-2 تقدير معالم النماذج المختلطة ونماذج MA(q)
953-3-2 فحص النموذج
951-3-3-2 اختبار معالم النموذج
962-3-3-2 تحليل البواقي
993-3-3-2 مقارنة النماذج
1014-3-2 مرحلة التنبؤ
1011-4-3-2 التنبؤ بنقطة
1022-4-3-2 التنبؤ بمجال
1033-4-3-2 قياس دقة التنبؤ
105القسم التطبيقي
106الفصل الثالث: الشركة الإفريقية للزجاج
1071-3 لمحة عن الشركة الإفريقية للزجاج
1071-1-3 نشأة وتطور الشركة الإفريقية للزجاج
1092-1-3 أهمية وأهداف الشركة
1103-1-3 الهيكل التنظيمي للشركة ووظيفة كل مديرية
1101-3-1-3 المديرية العامة
1102-3-1-3 مديرية الموارد البشرية
1133-3-1-3 مديرية المالية والمحاسبة

1134-3-1-3 مديرية الجودة والشؤون الصناعية	
1145-3-1-3 مديرية التجارة	
1166-3-1-3 مديرية الاستغلال	
117منتجات الشركة وتصنيفها	2-3
1171-2-3 منتجات الشركة	
1171-1-2-3 الزجاج السائل	
1182-1-2-3 سليكات الصودا	
1183-1-2-3 الزجاج الأمني	
1182-2-3 زبائن وموردين الشركة	
1181-2-2-3 زبائن الشركة	
1192-2-2-3 موردين الشركة	
1193-2-3 تصنيف منتجات الشركة وفق طريقة ABC	
1201-3-2-3 التعريف بطريقة ABC	
1202-3-2-3 خطوات التصنيف لطريقة ABC	
1223-3 كيفية التنبؤ بالمبيعات والسياسات التسويقية والمشاكل التي تواجه الشركة	
1221-3-3 كيفية التنبؤ بالمبيعات بالشركة	
1232-3-3 السياسات التسويقية بالشركة	
1231-2-3-3 سياسة التسعير والبيع	
1252-2-3-3 سياسة الإشهار والتوزيع	
1263-3-3 المشاكل التي تواجه الشركة	
128	الفصل الرابع: الدراسة التطبيقية لطريقة بوكس-جنكنز	
1291-4 تطبيق طريقة B-J على كمية مبيعات سليكات الصودا	
1311-1-4 دراسة إستقرارية السلسلة SS	
1311-1-1-4 كشف الشكل النظري للسلسلة SS	
1322-1-1-4 كشف مركبات السلسلة SS	
1392-1-4 مرحلة التعرف وتقدير النماذج الممكنة	
1391-2-1-4 مرحلة التعرف	
1392-2-1-4 مرحلة تقدير النماذج الممكنة	

140	3-1-4	مرحلة اختبار صلاحية النموذج.	
140	1-3-1-4	مقارنة النماذج.	
141	2-3-1-4	اختبار البواقي لأفضل نموذج.	
141	4-1-4	مرحلة التنبؤ بالمبيعات وقياس دقة التنبؤ.	
142	1-4-1-4	مرحلة التنبؤ بالمبيعات.	
144	2-4-1-4	قياس دقة التنبؤ.	
145	2-4	تطبيق طريقة B-J على كمية مبيعات الزجاج المطبوع الشفاف.	
146	1-2-4	دراسة إستقرارية السلسلة IC.	
146	1-1-2-4	كشف الشكل النظري للسلسلة IC.	
147	2-1-2-4	كشف مركبات السلسلة IC.	
154	2-2-4	مرحلة التعرف وتقدير النماذج الممكنة.	
154	1-2-2-4	مرحلة التعرف.	
154	2-2-2-4	مرحلة تقدير النماذج الممكنة.	
155	3-2-4	مرحلة اختبار صلاحية النموذج.	
155	1-3-2-4	مقارنة النماذج.	
155	2-3-2-4	اختبار البواقي لأفضل نموذج.	
157	4-2-4	التنبؤ بالمبيعات وقياس دقة التنبؤ.	
157	1-4-2-4	مرحلة التنبؤ بالمبيعات.	
159	2-4-2-4	قياس دقة التنبؤ.	
160	3-4	تطبيق طريقة B-J على كمية مبيعات زجاج الواجهات الأمامية للسيارات.	
161	1-3-4	دراسة إستقرارية السلسلة PB.	
161	1-1-3-4	كشف الشكل النظري للسلسلة PB.	
162	2-1-3-4	كشف مركبات السلسلة PB.	
169	2-3-4	مرحلة التعرف وتقدير النماذج الممكنة.	
169	1-2-3-4	مرحلة التعرف.	
169	2-2-3-4	مرحلة تقدير النماذج الممكنة.	
169	3-3-4	مرحلة اختبار صلاحية النموذج.	
170	1-3-3-4	مقارنة النماذج.	

171اختبار البواقي لأفضل نموذج 2-3-3-4
172مرحلة التنبؤ بالمبيعات وقياس دقة التنبؤ 4-3-4
172مرحلة التنبؤ بالمبيعات 1-4-3-4
174قياس دقة التنبؤ 2-4-3-4
176الخاتمة
180قائمة المراجع
185قائمة الأشكال والجداول
188قائمة المصطلحات
190الملاحق

المقدمة

في ظل التغيرات المتسارعة والمتداخلة والمتضاربة في البيئة التي تعمل بها منظمات الأعمال تزايدت أهمية ترشيد استخداماتها من الموارد المختلفة، خاصة وأنها تعد الأساس في الاقتصاد ومنطلق تقدم وازدهار الدول، فهي تستهلك المواد الأولية وتقدم المنتجات والخدمات وتوظف العمالة وتمنح الأجور، كما تسهم في توفير العملة الأجنبية من خلال التصدير... الخ، إلا أن قدرتها على النشاط تتوقف على حسن تسييرها، وتأقلمها مع التغيرات المختلفة مع مواجهتها للتحديات المتزايدة من عولمة الأسواق وحدة المنافسة خاصة مع التطور التكنولوجي.

إن اتخاذ القرارات المناسبة هو الحد الفاصل لبقاء المنظمة في السوق خاصة مع حالة عدم التأكد التي تنشط فيها، وعليه أصبح التخطيط ضرورة لكل مسير حتى يضمن مكانة لمنظمتهم بين المنافسين. ولما كان التنبؤ هو المدخل الأساسي للتخطيط، كون أنه لا يمكن الاستعداد للمستقبل دونما التعرف على المسلك الذي ستنهجه الظاهرة مستقبلا، فقد زاد الاهتمام بالدراسات المستقبلية والتركيز على الأدوات والتقنيات العلمية التي تساعد في تفعيل التخطيط وبالتالي القرارات المتخذة. وتعتبر طرق التنبؤ أهم هذه التقنيات، وقد تم التوصل إلى العديد منها، حيث تساعد على التصور في المستقبل بصدق متغير ما، وإن كانت هذه التقنيات لا تعطي حقيقة المستقبل بصورة أكيدة إلا أنها ومن خلال تركيبها وأهميتها تقرب مما سيحدث مستقبلا انطلاقا من الماضي بصورة عامة.

أهمية الموضوع:

تعتبر الدراسات المستقبلية بالغة الأهمية سواء على المستوى الكلي أو الجزئي، حيث أن المنظمة للبقاء والاستمرار تحتاج إلى التحكم في مختلف التكاليف، ويمكنها ذلك من خلال التعرف على حجم الطلب على منتجاتها مستقبلا مما يتيح لها فرصة التخطيط لعملياتها والمفاضلة بين البدائل المتاحة. ونظرا لأهمية رقم الأعمال وما سينتج عنه من أرباح في استمرار تواجد المنظمة فإن المبيعات هي العنصر الأساسي في هذا المجال، وحتى لا تبقى الأمور في صورة العشوائية يجب التنبؤ بالمبيعات من خلال اعتماد ما هو متوفر من تقنيات، بهدف الاستعداد لمواجهة تحديات السوق. وإن تعددت تقنيات التنبؤ في هذا المجال فإن تقنية بوكس-جنكز تنفرد عن غيرها بعدة مزايا منها اكتفاءها و فقط ببيانات الماضي عن المبيعات دون الحاجة للبحث عن بيانات متغيرات أخرى لها صلة بالمتغير محل الدراسة، كما أن هذه الطريقة تسمح بمعالجة السلاسل الزمنية المعقدة وكذا الحالات التي يكون فيها النموذج الملائم للسلسلة الزمنية المدروسة غير مطروح مسبقا.

هدف الدراسة:

تهدف الدراسة إلى الاضطلاع على الجانب النظري لتقنيات التنبؤ مع تركيز الاهتمام على طريقة بوكس- جنكز للتنبؤ بالمبيعات، هذا مع تدعيم الدراسة بالتطبيق على شركة إنتاجية وهي الشركة الإفريقية للزجاج، وذلك للتأكد من دقة الطريقة وإتاحة استخدامها للمسيرين خاصة مع زيادة الحاجة لمثل هذه الدراسات الموجهة لمستقبل المنظمات والمحددة لقدراتها. أسباب اختيار الموضوع:

- أهمية التخطيط بالنسبة للمنظمة واعتماده على قدرة هذه الأخيرة على إجراء التنبؤات.
 - الحدثة الدائمة للموضوع، حيث أن التنبؤ يستمر باستمرار حياة الأفراد والمنظمات والدول وبالتالي ينتظر الجديد في هذا المجال.
 - أهمية الموضوع العلمية والعملية، حيث أنه يسمح بتكوين رصيد معرفي وفي نفس الوقت يفيد المنظمات حتى تتمكن من الاستمرار.
 - التحديات المتزايدة التي تواجه المنظمات وتجعل مستقبلها رهن قدرتها على ترشيد قراراتها من خلال التخطيط المبني على التنبؤ.
 - أهمية هذه الدراسة للشركة لتصحيح أوضاعها وتوجهاتها، إذا ما أخذت بالتوصيات المتوقع الوصول إليها من خلال النتائج.
 - يعتبر هذا الموضوع مدخل لتطلعات مستقبلية لما له من أهمية في الحياة العملية، نظرا لتأثير التنبؤ على عدة مجالات وخاصة عقلنة الإنتاج.
- ### الإشكالية:

تعد جل القرارات الإدارية ذات بعد مستقبلي وهذا الأخير في غالب الأحوال ما يكون امتدادا بشكل أو آخر للماضي، ومن هنا جاءت أهمية الاستفادة من هذا الماضي من خلال اعتماد التقنيات المتخصصة للتنبؤ بالمستقبل، فالتنبؤ يمثل همزة الوصل بين المنظمة والظروف الخارجية المحيطة، وبشكل خاص ذلك التنبؤ الذي يتعلق بالعوامل الموجودة خارج المنظمة ولها تأثيرا على أعمالها والتي هي بصفة خاصة اتجاه مبيعات المنتجات التي تقدمها، فالسبب الأساسي لوجود أي وحدة إنتاجية هو وجود طلب على منتجاتها، ونجاحها يتوقف على قدرتها على تلبية الطلب في الوقت المناسب وذلك من خلال التنبؤ بالمبيعات، إلا أن أساليب وتقنيات التنبؤ تتطلب توفر المنظمة على مجموعة من الإمكانيات لاعتماد إحداها، في حين نقل متطلبات تطبيق طريقة بوكس- جنكز.

هدف الدراسة:

تهدف الدراسة إلى الاضطلاع على الجانب النظري لتقنيات التنبؤ مع تركيز الاهتمام على طريقة بوكس- جنكنز للتنبؤ بالمبيعات، هذا مع تدعيم الدراسة بالتطبيق على شركة إنتاجية وهي الشركة الإفريقية للزجاج، وذلك للتأكد من دقة الطريقة وإتاحة استخدامها للمسيرين خاصة مع زيادة الحاجة لمثل هذه الدراسات الموجهة لمستقبل المنظمات والمحددة لقدراتها. أسباب اختيار الموضوع:

- أهمية التخطيط بالنسبة للمنظمة واعتماده على قدرة هذه الأخيرة على إجراء التنبؤات.
 - الحدائة الدائمة للموضوع، حيث أن التنبؤ يستمر باستمرار حياة الأفراد والمنظمات والدول وبالتالي ينتظر الجديد في هذا المجال.
 - أهمية الموضوع العلمية والعملية، حيث أنه يسمح بتكوين رصيد معرفي وفي نفس الوقت يفيد المنظمات حتى تتمكن من الاستمرار.
 - التحديات المتزايدة التي تواجه المنظمات وتجعل مستقبلها رهن قدرتها على ترشيد قراراتها من خلال التخطيط المبني على التنبؤ.
 - أهمية هذه الدراسة للشركة لتصحيح أوضاعها وتوجهاتها، إذا ما أخذت بالتوصيات المتوقع الوصول إليها من خلال النتائج.
 - يعتبر هذا الموضوع مدخل لتطلعات مستقبلية لما له من أهمية في الحياة العملية، نظرا لتأثير التنبؤ على عدة مجالات وخاصة عقلنة الإنتاج.
- ### الإشكالية:

تعد جل القرارات الإدارية ذات بعد مستقبلي وهذا الأخير في غالب الأحوال ما يكون امتدادا بشكل أو آخر للماضي، ومن هنا جاءت أهمية الاستفادة من هذا الماضي من خلال اعتماد التقنيات المتخصصة للتنبؤ بالمستقبل، فالتنبؤ يمثل همزة الوصل بين المنظمة والظروف الخارجية المحيطة، وبشكل خاص ذلك التنبؤ الذي يتعلق بالعوامل الموجودة خارج المنظمة ولها تأثيرا على أعمالها والتي هي بصفة خاصة اتجاه مبيعات المنتجات التي تقدمها، فالسبب الأساسي لوجود أي وحدة إنتاجية هو وجود طلب على منتجاتها، ونجاحها يتوقف على قدرتها على تلبية الطلب في الوقت المناسب وذلك من خلال التنبؤ بالمبيعات، إلا أن أساليب وتقنيات التنبؤ تتطلب توفر المنظمة على مجموعة من الإمكانيات لاعتماد إحداها، في حين نقل متطلبات تطبيق طريقة بوكس- جنكنز.

171 2-3-3-4 اختبار البواقي لأفضل نموذج.
172 4-3-4 مرحلة التنبؤ بالمبيعات وقياس دقة التنبؤ.
172 1-4-3-4 مرحلة التنبؤ بالمبيعات.
174 2-4-3-4 قياس دقة التنبؤ.
176 الخاتمة.
180 قائمة المراجع.
185 قائمة الأشكال والجداول.
188 قائمة المصطلحات.
190 الملحق.

المقدمة

في ظل التغيرات المتسارعة والمتداخلة والمتضاربة في البيئة التي تعمل بها منظمات الأعمال تزايدت أهمية ترشيد استخداماتها من الموارد المختلفة، خاصة وأنها تعد الأساس في الاقتصاد ومنطلق تقدم وازدهار الدول، فهي تستهلك المواد الأولية وتقدم المنتجات والخدمات وتوظف العمالة وتمنح الأجور، كما تسهم في توفير العملة الأجنبية من خلال التصدير... الخ، إلا أن قدرتها على النشاط تتوقف على حسن تسييرها، وتأقلمها مع التغيرات المختلفة مع مواجهتها للتحديات المتزايدة من عولمة الأسواق وحدة المنافسة خاصة مع التطور التكنولوجي.

إن اتخاذ القرارات المناسبة هو الحد الفاصل لبقاء المنظمة في السوق خاصة مع حالة عدم التأكد التي تنشط فيها، وعليه أصبح التخطيط ضرورة لكل مسير حتى يضمن مكانة لمنظمتها بين المنافسين. ولما كان التنبؤ هو المدخل الأساسي للتخطيط، كون أنه لا يمكن الاستعداد للمستقبل دونما التعرف على المسلك الذي ستتجهه الظاهرة مستقبلا، فقد زاد الاهتمام بالدراسات المستقبلية والتركيز على الأدوات والتقنيات العلمية التي تساعد في تفعيل التخطيط وبالتالي القرارات المتخذة. وتعتبر طرق التنبؤ أهم هذه التقنيات، وقد تم التوصل إلى العديد منها، حيث تساعد على التصور في المستقبل بصدق متغير ما، وإن كانت هذه التقنيات لا تعطي حقيقة المستقبل بصورة أكيدة إلا أنها ومن خلال تركيبها وأهميتها تقرب مما سيحدث مستقبلا انطلاقا من الماضي بصورة عامة.

أهمية الموضوع:

تعتبر الدراسات المستقبلية بالغة الأهمية سواء على المستوى الكلي أو الجزئي، حيث أن المنظمة للبقاء والاستمرار تحتاج إلى التحكم في مختلف التكاليف، ويمكنها ذلك من خلال التعرف على حجم الطلب على منتجاتها مستقبلا مما يتيح لها فرصة التخطيط لعملياتها والمفاضلة بين البدائل المتاحة. ونظرا لأهمية رقم الأعمال وما سينتج عنه من أرباح في استمرار تواجد المنظمة فإن المبيعات هي العنصر الأساسي في هذا المجال، وحتى لا تبقى الأمور في صورة العشوائية يجب التنبؤ بالمبيعات من خلال اعتماد ما هو متوفر من تقنيات، بهدف الاستعداد لمواجهة تحديات السوق. وإن تعددت تقنيات التنبؤ في هذا المجال فإن تقنية بوكس-جنكز تنفرد عن غيرها بعدة مزايا منها اكتفاءها و فقط ببيانات الماضي عن المبيعات دون الحاجة للبحث عن بيانات متغيرات أخرى لها صلة بالمتغير محل الدراسة، كما أن هذه الطريقة تسمح بمعالجة السلاسل الزمنية المعقدة وكذا الحالات التي يكون فيها النموذج الملائم للسلسلة الزمنية المدروسة غير مطروح مسبقا.

هدف الدراسة:

تهدف الدراسة إلى الاضطلاع على الجانب النظري لتقنيات التنبؤ مع تركيز الاهتمام على طريقة بوكس- جنكنز للتنبؤ بالمبيعات، هذا مع تدعيم الدراسة بالتطبيق على شركة إنتاجية وهي الشركة الإفريقية للزجاج، وذلك للتأكد من دقة الطريقة وإتاحة استخدامها للمسيرين خاصة مع زيادة الحاجة لمثل هذه الدراسات الموجهة لمستقبل المنظمات والمحددة لقدراتها.

أسباب اختيار الموضوع:

- أهمية التخطيط بالنسبة للمنظمة واعتماده على قدرة هذه الأخيرة على إجراء التنبؤات.
- الحدائة الدائمة للموضوع، حيث أن التنبؤ يستمر باستمرار حياة الأفراد والمنظمات والدول وبالتالي ينتظر الجديد في هذا المجال.
- أهمية الموضوع العلمية والعملية، حيث أنه يسمح بتكوين رصيد معرفي وفي نفس الوقت يفيد المنظمات حتى تتمكن من الاستمرار.
- التحديات المتزايدة التي تواجه المنظمات وتجعل مستقبلها رهن قدرتها على ترشيد قراراتها من خلال التخطيط المبني على التنبؤ.
- أهمية هذه الدراسة للشركة لتصحيح أوضاعها وتوجهاتها، إذا ما أخذت بالتوصيات المتوقع الوصول إليها من خلال النتائج.
- يعتبر هذا الموضوع مدخل لتطلعات مستقبلية لما له من أهمية في الحياة العملية، نظرا لتأثير التنبؤ على عدة مجالات وخاصة عقلنة الإنتاج.

الإشكالية:

تعد جل القرارات الإدارية ذات بعد مستقبلي وهذا الأخير في غالب الأحوال ما يكون امتدادا بشكل أو آخر للماضي، ومن هنا جاءت أهمية الاستفادة من هذا الماضي من خلال اعتماد التقنيات المتخصصة للتنبؤ بالمستقبل، فالتنبؤ يمثل همزة الوصل بين المنظمة والظروف الخارجية المحيطة، وبشكل خاص ذلك التنبؤ الذي يتعلق بالعوامل الموجودة خارج المنظمة ولها تأثيرا على أعمالها والتي هي بصفة خاصة اتجاه مبيعات المنتجات التي تقدمها، فالسبب الأساسي لوجود أي وحدة إنتاجية هو وجود طلب على منتجاتها، ونجاحها يتوقف على قدرتها على تلبية الطلب في الوقت المناسب وذلك من خلال التنبؤ بالمبيعات، إلا أن أساليب وتقنيات التنبؤ تتطلب توفر المنظمة على مجموعة من الإمكانيات لاعتماد إحداها، في حين تقل متطلبات تطبيق طريقة بوكس- جنكنز.

ومن هنا نتساءل:

ما هو دور التنبؤ بالمبيعات في سيرورة المنظمة وكيف تتم هذه العملية وفق طريقة بوكس-جنكنز (B-J)؟.

وينجر عن هذا التساؤل المركزي مجموعة من التساؤلات الجزئية التالية:

- ما هو مفهوم التنبؤ عامة والتنبؤ بالمبيعات خاصة وما مدى أهميته بالنسبة للمنظمة؟.
 - ما هي أهم الطرق المتاحة للتنبؤ بالمبيعات؟.
 - ما هي الخلفية النظرية لطريقة بوكس-جنكنز للتنبؤ بالمبيعات؟.
 - ما هو واقع تطبيق طريقة بوكس-جنكنز للتنبؤ بالمبيعات في الشركة الإفريقية للزجاج؟.
- الفرضيات:**

- ظهرت إلى الوجود عدة تقنيات في مجال التنبؤ وتباينت هذه التقنيات في المجالات التطبيقية إلا أنها لا تمكن من الوقوف على المستقبل بدقة.
 - أساليب التنبؤ أدوات وليست غاية، لذا يتوجب الاحتياط عند استخدامها للاستفادة من نتائجها.
 - يعتبر التنبؤ بالمبيعات المدخل الأساسي للتخطيط.
 - اختلاف بيئة المنظمة لا يؤثر على دقة النتائج التي تعطيها الطريقة.
 - طريقة بوكس-جنكنز تتسم بدقة النتائج التي تمكن من الحصول عليها.
- منهجية الدراسة:**

إن طبيعة الدراسة تستدعي اعتماد المنهج التحليلي الوصفي من أجل عرض الجانب النظري للموضوع وتحليل واقع الشركة والوقوف على المعطيات وأهميتها لاعتمادها في تشغيل التقنية المعتمدة. أما المنهج الإحصائي فيستخدم لمعالجة السلاسل الزمنية وتطبيق مراحل طريقة بوكس-جنكنز للتنبؤ بمبيعات ثلاثة منتجات، في حين المنهج المقارن يعتمد للوقوف على مدى تطابق أو تباعد النتائج المتحصل عليها مع الواقع ومن ثم الحكم على مدى تماشي التقنية التي وقع اختيارنا عليها مع المحيط الذي تم اعتماده من خلال الشركة الإفريقية للزجاج.

ويتم عرض قائمة المراجع التي تم اعتمادها بهذه الدراسة بصورة مفصلة متوخين في ترتيب هذه القائمة الترتيب الأبجدي حسب اللغة التي صدرت بها، هذا وقد أبقينا على المعطيات كما هي نظرا لصعوبة التمييز في الكثير منها بين الاسم واللقب، بينما سنعتمد منهجية الاقتضاب عند الإشارة إلى هذه المراجع في هوامش الصفحات، وسنكتفي بذكر اسم المؤلف مع رقم مؤلفه ضمن القائمة تاركين التفاصيل الأخرى لقائمة المراجع المعروضة في نهاية المذكرة.

الدراسات السابقة:

من بين الدراسات السابقة في هذا المجال نذكر:

- رجال السعدي، "أسس استخدام جدول التشابك في التنبؤ بهيكل التعليم في الجزائر" رسالة ماجستير، جامعة قسنطينة، معهد العلوم الاقتصادية 1984م.
- بختي إبراهيم، "التنظيم المعلوماتي للمبيعات ونمذجتها، حالة الشركة الوطنية للغازات الصناعية وحدة ورقلة" رسالة ماجستير، جامعة الجزائر، معهد العلوم الاقتصادية 1994م.
- عطوي سميرة، "تحسين التوقع بالطلب على المنتجات الصيدلانية، دراسة تطبيقية لمؤسسة أنكوفارم" رسالة ماجستير، جامعة قسنطينة، معهد العلوم الاقتصادية 1998م.

خطة البحث:

من أجل معالجة هذا الموضوع ارتأينا تقسيمه إلى قسمين: قسم نظري وآخر تطبيقي، حيث يعالج في القسم النظري التنبؤ بالمبيعات والسلاسل الزمنية في الفصل الأول، والذي خصص المبحث الأول منه لتحديد المفاهيم الأساسية للتنبؤ والتنبؤ بالمبيعات وتحديد الأهمية، الاستخدامات وخطوات عملية التنبؤ، أما المبحث الثاني فخصص لعرض أهم طرق التنبؤ والتي اختير اعتماد تصنيفها إلى كمية وكيفية، ثم تحديد معايير الاختيار من بينها، في حين يعالج في المبحث الثالث السلاسل الزمنية من حيث التعريف، المركبات وطرق الكشف عنها. بينما خصص الفصل الثاني للتركيز على طريقة بوكس-جنكنز Box-Jenkins من خلال الدراسة النظرية لها والتي نبدأها بضبط عناصر تحليل السلاسل الزمنية التي سبق التعريف بها، ليعرض المبحث الموالي النماذج الخطية للسلاسل الزمنية كونها أساس طريقة بوكس-جنكنز، لنختم هذا الفصل بعرض المراحل الأربعة للطريقة محل الدراسة. أما بالنسبة للقسم التطبيقي فيضم الفصل الثالث والرابع للمذكورة، حيث خصص الفصل الثالث للتعرف على الشركة محل الدراسة من خلال ثلاث مباحث: الأول يقدم لمحة عن الشركة من حيث النشأة، الأهمية والأهداف والهيكل التنظيمي لها، أما الثاني فيعرض فيه منتجات الشركة، زبائنها ومورديها وطريقة ABC لتصنيف المنتجات، في حين المبحث الثالث خصص لتحديد كيفية التنبؤ بالمبيعات والسياسات التسويقية المعتمدة وأبرز المشاكل التي تواجه الشركة. ويعالج في الفصل الرابع ثلاثة سلاسل زمنية لكميات المبيعات لأهم منتجات الشركة والتي توزع على ثلاثة مباحث يتدرج كل مبحث من دراسة إستقرارية السلسلة الزمنية إلى مرحلة التعرف والتقدير، ثم اختبار صلاحية النموذج، وأخيرا التنبؤ بكمية مبيعات سنة 2006م وقياس دقة النتائج باعتماد المحقق منها. لنخلص إلى الخاتمة التي تضم التوصيات وأبرز

الملاحظات. هذا ويتم تدعيم الدراسة بقائمة لأهم المصطلحات الواردة بالذاكرة وذلك باللغة العربية، الفرنسية والإنجليزية.

في الأخير نشير إلى بعض الصعوبات التي واجهتنا عند إعداد هذه المذكرة والتي تحولت بالتأكيد إلى عوائد علمية ومعرفية، حيث من جهة كنا الدفعة الأولى على مستوى الليسانس وكذا الماجستير وعليه فلا توجد بالجامعة تراكمات بحثية ولا مراجع متنوعة تتماشى وغايتنا، مما اضطرنا للانتقال إلى جامعات مختلفة، بالإضافة إلى وجود المشرف بجامعة أخرى مما استوجب التنقل للاستفادة من توجيهاته وإطلاعنا على سير البحث. من جهة أخرى اختلاف الرموز المعطاة للمتغيرات في المراجع المعتمدة مما صعب عملية التوحيد، مع ضرورة التكوين من أجل استعمال برمجية EVIEWS لتطبيق الطريقة محل الدراسة، فضلا عن عدم التمكن من الحصول على معطيات تفوق 8 سنوات وذلك لكون الشركة الإفريقية للزجاج لم تنطلق بشكل مستقل عن الشركة الأم ENAVA إلا ابتداء من سنة 1997م، وعليه لم تكن تهتم كفرع بالاحتفاظ بالأرشيف. إلا أنه وكون طريقة بوكس-جنكز تتطلب بيانات لخمس سنوات مضت كحد أدنى، فإن ما حصلنا عليه كان كافيا ورغبتنا في المزيد كانت لتحسين النتائج المتحصل عليها.

القسم النظري

الفصل الأول:

التنبؤ بالمبيعات والسلاسل الزمنية

1-1 مفاهيم أساسية للتنبؤ والتنبؤ بالمبيعات

2-1 الطرق الكمية والكيفية للتنبؤ بالمبيعات والعوامل المؤثرة في الاختيار منها

3-1 مفهوم السلسلة الزمنية ومركباتها وطرق الكشف عنها

إن تغير مفهوم التسويق من فلسفة بيع ما يمكن إنتاجه إلى إنتاج ما يمكن بيعه والتوجه نحو إرضاء حاجات المستهلك، قد جعل من المدخل الذاتي لاتخاذ القرارات والقائم بالأساس على خبرة المسيرين غير قادر على تمكين المنظمة من الصمود في السوق ومواجهة حدة المنافسة، خاصة مع الطبيعة الديناميكية للقوى المتحركة في البيئة المحيطة بها والتي جعلت من عملية التنبؤ ضرورة ملحة للمنظمة، كون أن تحديد صورة تقريبية للمستقبل هو جوهر عملية التخطيط والتي هي بدورها أساس نجاح مختلف الوظائف الأخرى، من حيث تمكينها من الاستعداد لما قد يتخلل المستقبل من قيود وفرص تفرضها هذه البيئة، وعلى هذا الأساس فقد تم وضع وتطوير عدة طرق وتقنيات للتنبؤ يخضع الاختيار من بينها لعدة معايير. ويعد أهم مجال لاستخدام هذه الطرق هو مجال البيع، كون المبيعات المصدر الأول للتدفق النقدي بالمنظمة وكمياتها المتنبأ بها هي المحدد الأساسي للمشتريات، الإنتاج، الائتمان والتوظيف... الخ.

للإمام بأهم جوانب الموضوع نعرض فيما يلي المفاهيم الأساسية للتنبؤ والتنبؤ بالمبيعات ثم بعض الطرق الكمية والكيفية المعتمدة في التنبؤ وكذا معايير الاختيار من بينها، لنختم هذا الفصل بعرض لمركبات للسلسلة الزمنية وطرق الكشف عنها، وذلك لأنها أساس تطبيق العديد من طرق التنبؤ ومن بينها الطريقة محل الدراسة.

1-1 مفاهيم أساسية للتنبؤ والتنبؤ بالمبيعات:

لابد من ضبط المفاهيم الأساسية للتنبؤ والتنبؤ بالمبيعات أي تحديد المفهوم الذي سيتم اعتماده لكل مصطلح، ثم دعم المفهوم بتحديد أهمية التنبؤ بالمبيعات، مجالات استخدامه وخطوات هذه العملية والمسؤول عنها.

1-1-1 مفهوم التنبؤ والتنبؤ بالمبيعات:

' نظرا لقلّة الأبحاث باللغة العربية حول المستقبل، فقد ظلت المفاهيم الأساسية المتعلقة بهذا المجال المعرفي غير مميزة، حيث لا يزال مصطلح التنبؤ يستعمل للدلالة على أية معرفة عن المستقبل، إلا أنه وفي اللغات الأجنبية (الحيّة) يوجد تمييز واضح بين مجموعة من المفاهيم المتعلقة بموضوع المعرفة المستقبلية والتي تحمل مضامين محددة. هذا التمييز بين المفاهيم ضروري لكسب وإرساء معارف علمية في مجال الدراسات المستقبلية.

1-1-1-1 مفهوم للتنبؤ:

يعني التنبؤ الحصول على المستويات المستقبلية للظاهرة المدروسة، بإحلال قيم مفترضة محل المتغيرات التفسيرية في النموذج ثم حساب قيمة الظاهرة في الفترة المستقبلية في شكل قيمة وسطى ضمن مجال معين.

ويعتمد التنبؤ على النموذج الناتج عن عملية التقدير التي هي عملية إدراك الواقع وصياغته في شكل نموذج رياضي إحصائي يوضح العلاقة السببية أو الارتباطية بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع، فالتقدير هو عملية تحويل المعارف اللفظية إلى الصياغة الرياضية.

وتقوم عملية التنبؤ على الفروض التالية:

- النموذج المعتمد يطابق الواقع إلى حد كبير،

- الظروف والشروط العامة المحيطة بالظاهرة المدروسة تبقى على حالها للفترة المستقبلية،

ومن هنا كانت عملية التنبؤ هي إسقاط للماضي على المستقبل بواسطة مقولات الحاضر.

وتجدر الإشارة إلى أن التنبؤ يمكن أن يتم من خلال النماذج الرياضية القائمة على الأرقام والحسابات وبالتالي فهو يهتم في هذا الجانب بتطور الظواهر القابلة للقياس والتكميم مثل حجم المبيعات معدل النمو الاقتصادي، عدد السكان... الخ، لذلك تم تصنيفه ضمن ما يعرف بالتوقع، بينما نجد الجانب الآخر من التنبؤ يقوم على تقديرات الخبراء ويهتم أيضا بالظواهر غير القابلة للتكميم وبالتغيرات الطارئة والظواهر الاقتصادية والاجتماعية المعقدة مثل اكتشاف مصدر جديد للطاقة، انهيار دولة معينة، وصول تيار سياسي معين إلى الحكم وغيرها.

وتعتمد عملية التنبؤ على الخبرة الهائلة والمعرفة العلمية والعملية في مجال الظاهرة المدروسة مما يجعل موضوع التنبؤ يتموقع بين العلم والفن.⁽¹⁾ وسيتم اعتماد فيما يلي مصطلح التنبؤ كون أن التوقع يقتصر على تطبيق الطرق الكمية في حين يشمل التنبؤ كل من الطرق الكمية والكيفية.

1-1-1-2 مفهوم التنبؤ بالمبيعات:

ضمن أدبيات إدارة المبيعات هناك أكثر من مصطلح للدلالة على التنبؤ بالمبيعات منها تقدير المبيعات، التوقع بالمبيعات... الخ،⁽²⁾ إلا أنه وبعد ضبط مفهوم التنبؤ فإنه سيتم اعتماد فيما يلي مصطلح التنبؤ بالمبيعات لأنه الأكثر ملاءمة. وقبل تقديم مفهوم التنبؤ بالمبيعات لابد من تحديد مفهوم المبيعات والتي هي ما يقدم من منتجات (سلع، خدمات، أفكار) من قبل المنظمة المنتجة أو البائع إلى العميل أو المشتري نتيجة نجاح عملية البيع بين الطرفين. وتمثل عملية البيع هذه عملية تبادل المنافع بين البائع والمشتري بشكل إرادي طوعي وبقناعة كافة الأطراف المعنية بهذه العملية.⁽³⁾

أما بالنسبة للتنبؤ بالمبيعات فيعني التنبؤ بحجم أو قيمة مبيعات المنظمة خلال فترة زمنية محددة في المستقبل في ضوء خطة تسويقية معينة، وذلك بإتباع الطريقة العلمية في التنبؤ التي تعتمد على المعلومات

(1) نظر د. عبد العزيز شربي، المرجع [13]، ص 9-12.

(2) نظر د. علي عبد الرضا الجبشي، المرجع [19]، ص 150.

(3) نظر د. صبحي العتيبي، المرجع [11]، ص 15.

الموثقة وأساليب البحث العلمي سواء كانت أساليب كمية أو كيفية، والابتعاد عن طرق التخمين التي لا تركز على معلومات واقعية ولا تتبع أساليب علمية في جمع وتحليل المعلومات للوصول لنتائج دقيقة. (1)

ويعطي التنبؤ بالمبيعات مؤشرا عن "حجم المبيعات المتوقعة والذي يمكن تحقيقه من سلعة أو مجموعة من السلع خلال فترة زمنية مقبلة وفي ضوء خطة تسويقية معينة. ويتأثر حجم المبيعات المتوقع-بالإضافة إلى العوامل المتعلقة بالشركة و جهوداتها التسويقية- بجميع المتغيرات التي يتأثر بها السوق المتوقع، وكذلك الجهودات التسويقية للمنافسين". (2)

وتجدر الإشارة إلى الفرق بين المبيعات المتنبأ بها (المتوقعة) والمحتملة، والذي يكمن في أن الأولى يعنى بها مستوى المبيعات الذي تتبأ المنظمة تحقيقه خلال فترة زمنية معينة في ضوء برنامج تسويقي معين أما الثانية فتعني حصة المنظمة من السوق المحتملة التي هي أعلى مستوى ممكن من الطلب في سوق معينة خلال فترة زمنية معينة، فالمبيعات المحتملة هي إذن أقصى حد من المبيعات يمكن أن تصل إليه المنظمة. (3)

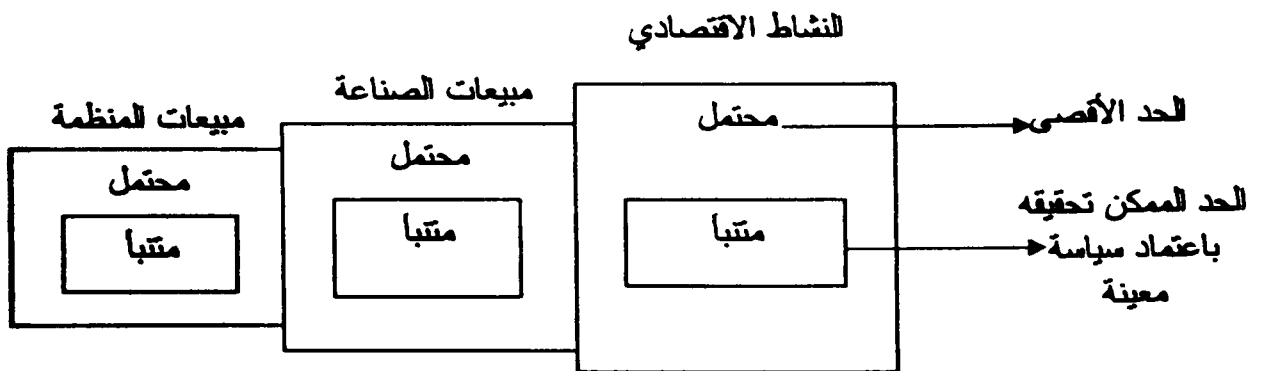
1-1-2 أهمية التنبؤ بالمبيعات ومجالات استخدامه:

تعتبر عملية التنبؤ بالمبيعات في غاية الأهمية بالنسبة للمنظمة لأغراض تخطيط وتصميم جهودها وبرنامجها البيعية واستخدامات أخرى متنوعة، وفيما يلي تحديد لأهميتها وأبرز مجالات استخدامها.

1-1-2-1 أهمية التنبؤ بالمبيعات:

إن منطلق التنبؤ يكون بالطاقة الاستيعابية للسوق ككل والتي يوفرها المناخ الاقتصادي للعام لكل العاملين في مجال الصناعة، ثم التنبؤ بحجم مبيعات الصناعة، ويليهما التنبؤ بمبيعات المنظمة. وفيما يلي توضيح لأهمية التنبؤ بالمبيعات على المستويات الثلاثة الموضحة في الشكل التالي:

شكل (1-1): مستويات التنبؤ



المصدر: أنظر د. محمد عبيدات وآخرون، المرجع [28]، ص 184.

(1) أنظر دصحي العتيبي، المرجع [11]، ص 31.

(2) أنظر علي ربيعة وفحي ذيب، المرجع [17]، ص 33

(3) أنظر دنجاني معلا، المرجع [30]، ص 176.

أ- التنبؤ على مستوى الاقتصاد الكلي:

بسبب التأثير المتزايد للاقتصاد الوطني والعالمي على الأداء العام للمنظمات، يعتبر التنبؤ بالظروف الاقتصادية والتجارية خطوة هامة تستلزمها عملية التنبؤ بالمبيعات، ويمكن اعتبار المياسة المالية والنقدية في البلاد، إنفاق المستهلك وأسعار الأسهم في السوق المالية مؤشرات للدورات التجارية كما أن هناك مؤشرات تستفيد منها المنظمات كمعدل البطالة، الأرقام القياسية لأسعار الجملة والتجزئة. وتبرز أهمية التنبؤ بالمبيعات على مستوى الخطط والتوجهات التي تحددها الحكومة بهدف تنمية الاقتصاد وإقامة المشاريع وذلك في حالتين:

- قبل إقامة المشروع: حيث تعتبر الدراسات التسويقية ركنا هاما من دراسات الجدوى الاقتصادية والفنية لاي مشروع تخطط للدولة لإقامته. وفي مقامة هذه الدراسة نجد التنبؤ بمبيعات سلع المشروع المقترح إنشاؤه،

- تخطيط فعالية القطاع التجاري (التجارة الداخلية والخارجية) حيث يقضي التنبؤ بالمبيعات على حالة العجز في عرض السلع، كما يساعد على تحديد الحجم الضروري من الإستيرادات عند عجز المنظمات الوطنية عن تغطية طلب السوق والعكس بوجود الفائض أين يكون التصدير.⁽¹⁾

ب- التنبؤ على مستوى الصناعة:

تقوم المنظمة وهي بصدد تقييم الفرص المتاحة لها بالتنبؤ بحجم الطلب في سوق الصناعة الذي يتم شراؤه بواسطة مجموعة من المستهلكين في منطقة جغرافية معينة، وفي وقت معين وفي ظروف بيئية معينة، وبرنامج تسويقي معين، وحتى يمكن التنبؤ بالطلب يتوجب على الإدارة القيام بما يلي:

- تحديد إمكانيات السوق أو أعلى مستوى ممكن للطلب في ظروف معينة، بحيث يكون للقيام بأي جهود تسويقية إضافية أثر بسيط في زيادة الطلب،

- التنبؤ بحجم سوق الصناعة والذي يمكن الوصول إليه بجهود تسويقية معينة.⁽²⁾

ج- التنبؤ على مستوى المنظمة:

لما كانت المبيعات هي المصدر الأساسي لإيرادات المنظمة، والمبيعات المتنبأ بها هي المحدد الأساسي لكمية السلع والخدمات الواجب إنتاجها أو تقديمها للمستهلك، حيث كمية الإنتاج والمبني على أساس المبيعات المتنبأ بها تؤثر في حجم التكاليف وعناصر الإنتاج الواجب استخدامها،⁽³⁾ فإن التنبؤ بالمبيعات يعتبر نقطة الإنطلاق في التخطيط لجميع أوجه النشاط بالمنظمة، ويمكن تلخيص أهميته في مايلي:

(1) لظفر د. علي عبد لرضا الجبتي، المرجع [19]، ص 147.

(2) لظفر دنجاني معلا، المرجع [30]، ص ص 177، 178.

(3) لظفر د. أحمد سيد مصطفى، المرجع [1]، ص 175.

- يُمكن التنبؤ المنظمة من مواجهة التغيرات المحتمل وقوعها في المستقبل واتخاذ الإجراءات الكفيلة بتحسين وضعيتها،

- للقرارات المتخذة تكون مؤسسة وليست ارتجالية مما يحقق وفورات اقتصادية⁽¹⁾ وذلك بتفعيل استخدام الموارد الموجودة، مع تحديد الموارد الضرورية المراد التحصل عليها للاستفادة من فرص السوق.⁽²⁾

- يعتبر التنبؤ بالمبيعات أساس جدولة العمليات الإنتاجية بالإضافة إلى القرارات التسويقية المتعلقة بعناصر المزيج التسويقي (المنتج، التسعير، التوزيع، الترويج) كما أنه أساس إعداد الموازنات التقديرية وبالتالي التنبؤ بحجم الأرباح،⁽³⁾

- يمثل التنبؤ بالمبيعات أداة رقابية ضرورية يمكن استخدامها في الرقابة وتقييم الأنشطة الإدارية في المنظمة، فهو إذن أداة للتخطيط والرقابة في نفس الوقت.⁽⁴⁾

وتجدر الإشارة إلى أنه إذا كانت أرقام المبيعات المتبنا تحقيقها تنعكس على فعاليات التخطيط وعلى مختلف الوظائف - كما سيتضح فيما يلي - على صعيد المنظمة (المستوى الجزئي) فإنه للتنبؤ بالمبيعات أهمية على مستوى الاقتصاد (المستوى الكلي)، لذلك فإن التنبؤ يعتبر لغة العصر والمبيعات من الأنشطة الاقتصادية التي يجب أن يظهر فيها التنبؤ بصورة أو بأخرى.⁽⁵⁾

1-1-2-2 مجالات استخدام التنبؤ بالمبيعات:

لما كان التنبؤ محاولة لاستشراف المستقبل.⁽⁶⁾ وبالتالي مرشد لتحديد الاحتياجات من الموارد على مدى الفترة الزمنية محل التخطيط أي التي يشملها التنبؤ، فإن منظمات الأعمال تعتمد لتحديد الاحتياجات المتوقعة من التنفقات النقدية، الموارد، الإنفاق الرأسمالي والعمالة وباقي مقومات التشغيل.⁽⁷⁾ وتبرز أهمية التنبؤ أكثر في المنظمة من خلال استخدامه في الوظائف المكونة لها، وفيما يلي يتم توضيح بعض الوظائف التي يستخدم فيها التنبؤ والتنبؤ بالمبيعات حيث سنتنصر الدراسة على المستوى الجزئي.

أ- وظيفة التسويق:⁽⁸⁾

لقد برزت وظيفة التسويق كوظيفة أساسية في المنظمة خاصة مع انفتاح الأسواق أين أصبح بقاء أي مؤسسة مرتبط بقدرتها على تحقيق رضا المستهلك، من خلال إنتاج ما يشبع احتياجاته وقد أصبح التسيير الحديث للمؤسسات يركز أساسا على عملية تحليل المبيعات التي تعتبر من الركائز الأساسية

(1) أنظر د. المهدي لطاهر غنية، المرجع [3]، ص 121.

(2) أنظر Marc David et Jean Claude Michaud، المرجع [54]، ص 5.

(3) أنظر د. بشير عيسى الملاق وقحطان بدر المبلي، المرجع [7]، ص 300.

(4) أنظر د. أحمد شاكر العسكري، المرجع [2]، ص 126.

(5) أنظر د. أمين عبد العزيز حسن، المرجع [6]، ص 293.

(6) أنظر د. أحمد سيد مصطفى، المرجع [1]، ص 175.

(7) أنظر د. أحمد سيد مصطفى، المرجع [1]، ص 182.

(8) أنظر Rudolph Lewandowski، المرجع [60]، ص 20-22.

لوظيفة التسويق، فهي تساعد في الحصول على حجم كبير من المعلومات المتعلقة بالسوق من حيث طبيعة وعدد المنافسين، توزيع المبيعات حسب الزبائن وحسب المناطق... الخ. حيث تؤثر هذه المعلومات على القرارات المتخذة في المنظمة وخاصة منها المتعلقة بوظيفة التسويق، هذا وتساعد أيضا على إعداد استراتيجية للمراقبة وكذا القيام بتخطيط الأهداف المسطرة لتفعيل تسيير المنظمة.

إن دقة التنبؤات في مجال التسويق ترتبط بمدى مصداقية أو مدى صحة المعلومات المتاحة وكيفية معالجتها. وهنا تبرز مكانة نظام المعلومات التسويقي (M.I.S) والذي من مكوناته الأساسية:

1- الوظيفة المعلوماتية:

تهدف الوظيفة المعلوماتية للتسويق إلى التسجيل الكامل للمعلومات والتخزين العقلاني لها، ويتم ذلك عن طريق وضع البرمجيات (Logiciel)، وهذا بالتعاون مع مسؤولي مصلحة الإعلام الآلي بالمنظمة أو باللجوء للمكاتب المتخصصة في هذا المجال، وترتبط إمكانية تحقيق هذا البرنامج بتطوير بنية بنك المعلومات وبالمعالجة الأوتوماتيكية لها.

2- وظيفة التحليل الكمي للمعلومات:

إن التزايد المستمر في حجم المعلومات المتعلقة بالمبيعات، يستوجب تخزينها ويصعب معالجتها بالطرق التقليدية، مما يستوجب البحث عن طرق إحصائية ورياضية للتحليل. فالتحليل الكمي للمعلومات الخاصة بالمبيعات يهدف أساسا لإبراز الخصائص الأساسية لسلسلة المعطيات المتوفرة في أي فترة زمنية (كالمتوسط، الاتجاه العام والعوامل الموسمية... الخ)، والكشف بصورة سريعة عن التغيرات التي قد تحدث على مستوى السوق، وبالتالي التغيرات في خصائص السلسلة المدروسة، حتى تتمكن المنظمة من تسيير مبيعاتها بفعالية.

3- الوظيفة الاستراتيجية:

إن هذه الوظيفة تهدف إلى إيجاد الحلول الأنسب لبعض المشاكل التي تواجهها المنظمة في مجال التسويق باعتماد طرق رياضية وتتجلى أبرز هذه المشاكل في:

- مشاكل التوزيع و تحديد سياسة التسعير،

- المشاكل المتعلقة بتحديد موازنة الإعلان،

- مشاكل البحث عن أسواق جديدة أو منتجات جديدة أو تنويع البعض منها.

وتجدر الإشارة إلى أن الوظيفة المعلوماتية هي القاعدة الأساسية لوظيفة التحليل الكمي، أما الوظيفة الاستراتيجية فبالرغم من اعتمادها على النماذج الرياضية فلا يمكن تحقيقها إلا بتحقيق الوظيفتين السابقتين. فمكونات نظام للمعلومات التسويقي تتكامل فيما بينها لتحقيق الهدف منها.

ب- وظيفة الإنتاج: (1)

ترتبط وظيفة الإنتاج بوظيفة التسويق ارتباطا وثيقا، لأنها تعنى بإنتاج ما يطلبه المستهلك بالاعتماد على التقارير الواردة من إدارة التسويق. ويهدف تخطيط الإنتاج على المدى القصير لتحقيق مثولية توظيف عوامل الإنتاج وتلبية الطلب وذلك بترجمة الأرقام المتوقعة للطلب إلى خطط للمواد الأولية والعمل وأوقات المعدات... الخ. (2) إلا أن التسيير الجيد للإنتاج والمخزونات يرتبط بجانب كبير بـ:

- دقة التنبؤ بالمبيعات في أفق زمني من 3 إلى 12 شهرا،

- القدرة على تعديل الخطط في حالة الفرق بين المبيعات الفعلية والمتنبأ بها وتوفير المخزون الملائم.

وتجدر الإشارة إلى الدور الهام لإدارة المخزون في عملية الإنتاج والمتمثل أساسا في:

- التقليل من نفقات الحفظ والتخزين للموارد والمنتجات،

- توفير المواد الأولية بالكمية والنوعية والسعر المناسب في الفترة المطلوبة.

هذا ويتم ترجمة الأرقام المتوقعة للطلب إلى إنتاج بالاستناد على القرارات المرتبطة بـ: (3)

- إعداد مخطط الإنتاج حسب نتائج التنبؤ المتحصل عليها،

- تشكيل المخزونات من المواد الأولية بالكمية والنوعية المطلوبة و بأقل تكلفة ممكنة،

- تحديد اتجاهات تغير تكلفة اليد العاملة والمواد الأولية على المدى الطويل،

- تحديد قدرات المنظمة المادية، المالية والبشرية.

ج- الوظيفة المالية: (4)

إن التسيير المالي التنبؤي يهدف أساسا إلى التنبؤ بالتدفقات النقدية الناتجة عن تنبؤات تقدمها كل مصلحة في المنظمة، وخاصة المصلحة التجارية ومصلحة الإنتاج، فبالنسبة للمصلحة التجارية تقدم التنبؤات الخاصة بالمبيعات، وبالتالي الإيرادات المرتقبة والتي على أساسها يحدد حجم الإنتاج، أما مصلحة الإنتاج فتقوم بتقديم تنبؤات النفقات المتعلقة باليد العاملة والمواد الأولية... الخ. وانطلاقا من هذه التنبؤات يقوم المسؤول عن التسيير المالي بإعداد موازنات جزئية وعامة، واستنتاج الحالة المالية للمنظمة، ويمكن توضيح ذلك من خلال الشكل المبسط التالي:

(1) أنظر Rudolph Lewandowski ، المرجع [60]، ص ص 15-16.

(2) أنظر د. علي عبد الرضا الجبشي، المرجع [19]، ص 148.

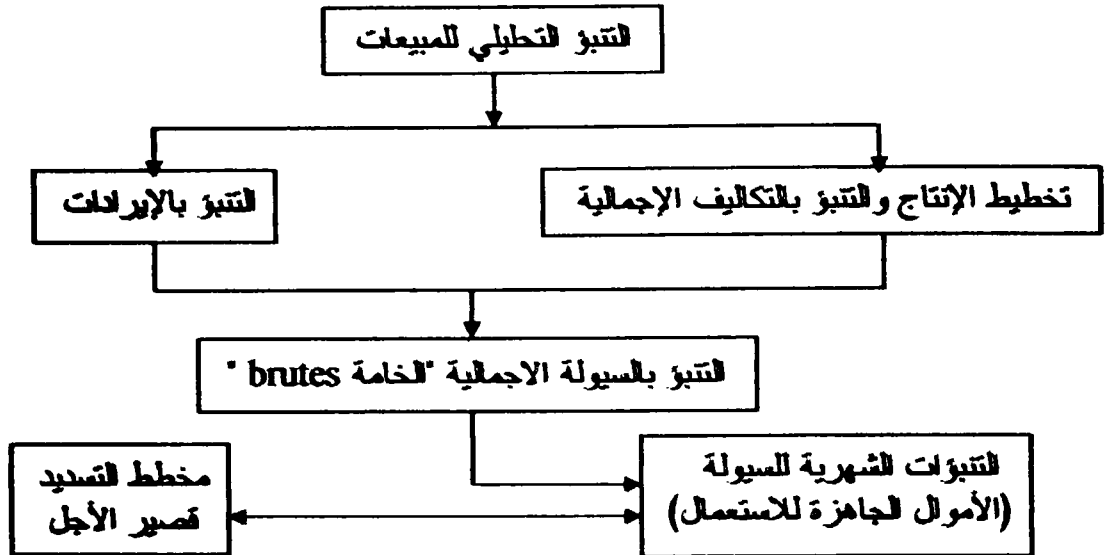
(3) أنظر S. Makridakis et S.C. Wheelwright، المرجع [61]، ص 18.

(4) أنظر Rudolph Lewandowski، المرجع [60]، ص ص 17-18.

- التنبؤ بقيمة أوراق القبض حتى يتمكن المسير المالي من مراقبة حسابات الزبائن المشكوك في تحصيلها وكذا الزيادات غير العادية لرأس المال العامل. (1)

والشكل التالي يوضح عملية التنبؤ في مجال التسيير المالي:

شكل (3-1): التنبؤ في التسيير المالي



المصدر: نظر Rudolph Lewandowski، المرجع [60]، ص 18.

د- وظيفة الإدارة العامة:

إن دور التنبؤ في هذه الوظيفة لا يقل أهمية عن دوره في الوظائف السابقة، كونه يساعد على اتخاذ القرار المناسب. إلا أنه بالنسبة لهذه الوظيفة لا يقتصر التنبؤ على العوامل الاقتصادية كونها أساس التخطيط ومنطلق التوسع في النشاط، بل يشمل كل وظائف المنظمة من تسويق، إنتاج... الخ، ومن بين أهم التنبؤات المنجزة على مستوى الإدارة العامة ما يلي:

- التنبؤ بتطور الأسعار والتكاليف،

- التنبؤ بنمو خطوط الإنتاج والأرباح،

- التنبؤ بالنتائج المحققة على مستوى المنظمات الأخرى.

ه- وظيفة تسيير الموارد البشرية:

إن المورد البشري هو المحرك الحقيقي للمؤسسة، لذا يولى تسييره أهمية خاصة، ويساعد التنبؤ

في ذلك حيث تبرز أهميته في:

- تسهيل القرارات الخاصة بمخطط التوظيف،

(1) نظر S.Makridakis et S.C.Weelwright، المرجع [61]، ص 18- 19.

- التنبؤ بعدد العمال الذين سيتم توظيفهم ضمن السلم المهني وكذلك الحاجات لبرامج التكوين،
 - التنبؤ بالتغيرات التي يمكن أن تطرأ على الساعات القانونية للعمل وكذا التقاعد.
- فالتنبؤ "يساعد في تخطيط القوى العاملة أي تقدير الاحتياجات من العمالة وخصائصها... الخ".⁽¹⁾
- وبشكل عام يمكن تلخيص أهم مجالات استخدام التنبؤ في الجدول التالي:

جدول (1-1): مجالات استخدام التنبؤ في المنظمة

الأفق الزمني	الاستخدامات	الوظائف
3-6 أشهر	- التنبؤ بالمبيعات - تحديد الأهداف	التسيير التجاري
3-9 أشهر	- التنبؤ بالطلبات أو التوريد - تخطيط الإنتاج - تسيير المخزون	تسيير الإنتاج
6-12 شهرا	- التنبؤ بالمبيعات - مخطط التسويق	التسويق
/	- تسيير الخزينة - تسيير خطر الصرف	المالية
15-18 شهرا	- الموازنات	مراقبة التسيير
3 سنوات فأكثر	- التنبؤ والتخطيط الاستراتيجي	المخطط Plan

المصدر: أنظر Régis bourbonnais et Jean C. Usunier، المرجع [55]، ص9.

وعليه فالتنبؤ يستخدم على مستوى وظائف المنظمة، حيث هذه الأخيرة متداخلة وتتفاعل فيما بينها بما يمكن من اتخاذ القرارات المناسبة، وذلك بعد جمع وتحليل المعلومات والتي على أساس مصداقيتها يمكن الحصول على تنبؤات دقيقة وبالتالي قرارات سليمة.⁽²⁾

1-1-3 خطوات التنبؤ بالمبيعات والمسؤول عنها:

تسند عملية التنبؤ بالمبيعات لجهة أو عدة جهات في المنظمة أو لجهة خارجية، ويتم وفق مجموعة من الخطوات.

(1) أنظر د. أحمد سيد مصطفى، المرجع [1]، ص176.

(2) أنظر د. علي ربابعة وفتحي دياب، المرجع [17]، ص33.

1-3-1-1 خطوات التنبؤ بالمبيعات:

من الضروري إتباع خطوات محددة لإجراء عملية التنبؤ، وذلك لتفادي الوصول إلى أرقام متحيزة، كون العمل وفق خطوات محددة يقلل الوقت ويوجد الإجراءات على مستوى المنظمة خاصة الكبيرة منها، كما أن تلك الخطوات تمكن من تحديد مستوى وزمن التخطيط الفعال بشكل جيد،⁽¹⁾ ويعد منطلق التنبؤ تحديد أولوياته من حيث المنتجات أو المركبات الأكثر حساسية.⁽²⁾ ويمكن تلخيص خطوات التنبؤ بما يلي:

- أ- تحديد الغرض من التنبؤ وبالتالي نوعية التنبؤ المطلوب مما يمكن من تحديد المتغيرات الواجب التنبؤ بها والأفق الزمني المغطى، مستوى الثقة المطلوبة...الخ،
 - ب- جمع البيانات التاريخية سواء عن الاتجاهات الاقتصادية من السندات الحكومية أو سجلات المنظمة وفي حالة المنتجات الجديدة تستخدم البيانات المتاحة عن المنافسين،⁽³⁾
 - ج- عرض البيانات على رسم بياني لتحديد مدى وجود نمط معين لاتجاهها، هذا مع وجوب تخطيط البيانات من الأحداث التي لا تتكرر في المستقبل،
 - د- اختيار تقنية التنبؤ أو النموذج الذي هو هيكل رياضي عام للتحليل، حيث إذا ما تم إمداده بالأرقام المطلوبة يمكن المنظمة من التنبؤ بالمبيعات المستقبلية، واختيار النموذج من الأهمية بما كان حيث يرتبط كل واحد بمجموعة من الخصائص والافتراضات التي تحدد طبيعة العلاقة بين المبيعات من جانب والمتغيرات المؤثرة فيها من جانب آخر،⁽⁴⁾ ويراعى عند الاختيار مدى الدقة في الوصول إلى النتائج ومدى ثبات النموذج في تقديمها، وعادة يستخدم الأسلوب أو النموذج الذي ينتج عنه أصغر متوسط للخطأ،
 - هـ- استخدام أسلوب التنبؤ للتنبؤ بقيم المتغيرات التابعة وأثر حدوثها خلال فترة التنبؤ،
 - و- دمج التأثير الخاص بالمعلومات المتعلقة بالعوامل الداخلية والخارجية على النتائج المتحصل عليها وفق أسلوب التنبؤ،
 - ز- متابعة نتائج تطبيق أسلوب التنبؤ عن طريق تسجيل الأداء الفعلي ومراقبة خطأ التنبؤ الذي إذا تجاوز الحد المقبول وجب تعديل النموذج أو اعتماد نموذج جديد للتنبؤ.⁽⁵⁾
- والشكل التالي يوضح خطوات عملية التنبؤ:

(1) أنظر د. طلعت أسعد عبد الحميد، المرجع [12]، ص 243.

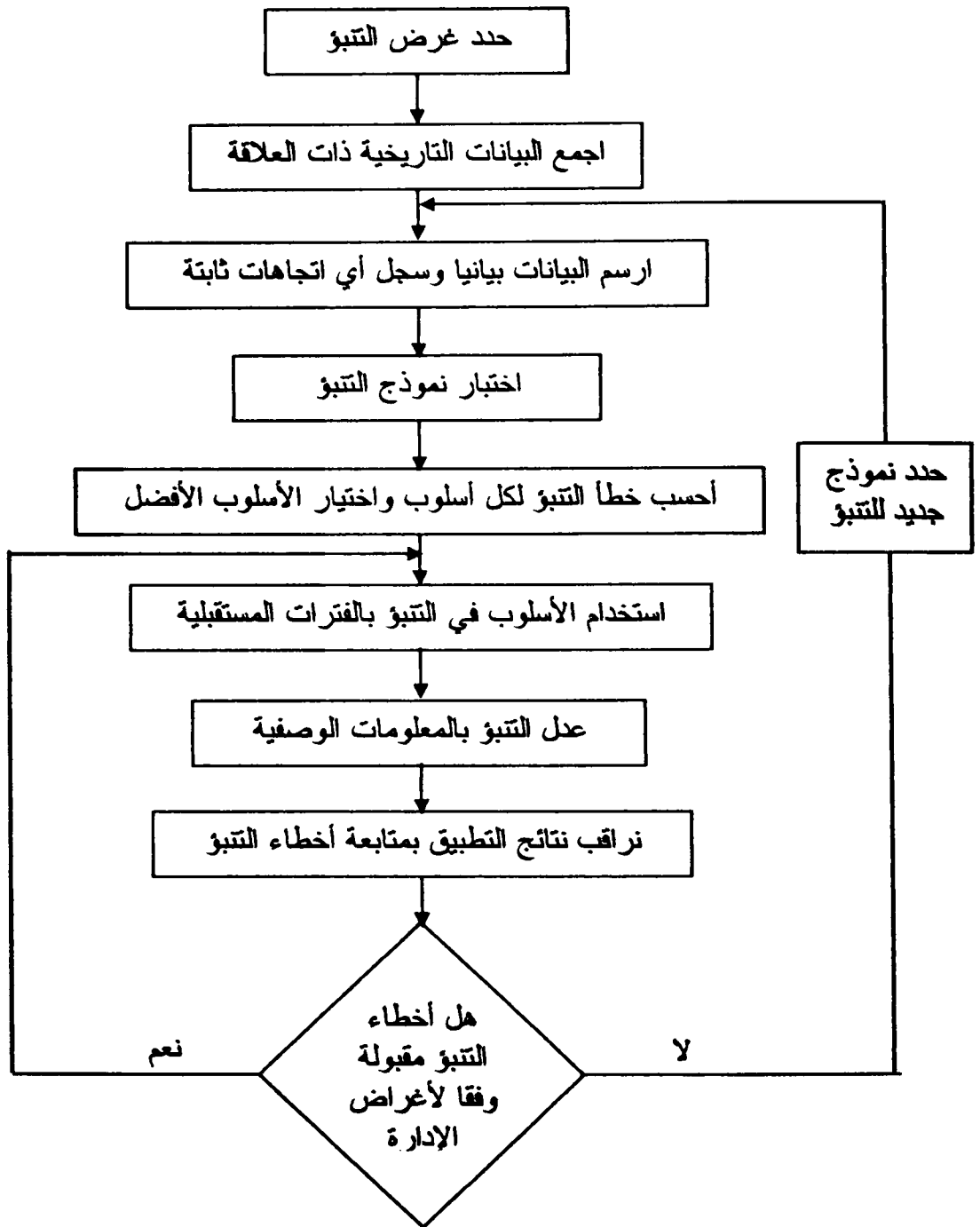
(2) أنظر Armand dayan et autres ، المرجع [40]، ص 560.

(3) أنظر د. سونيا محمد البكري، المرجع [10]، ص 65.

(4) أنظر د. طلعت أسعد عبد الحميد، المرجع [12]، ص 243.

(5) أنظر د. سونيا محمد البكري، المرجع [10]، ص 67-68.

شكل (4-1): خطوات عملية التنبؤ



المصدر: أنظر دسونيا محمد البكري، المرجع [10]، ص 70.

1-3-2 المسؤول عن التنبؤ بالمبيعات:

يضطلع بمسؤولية التنبؤ بحجم مبيعات المنظمة كل من إدارتي التسويق والإنتاج والعمليات في علاقة تعاونية تفاعلية، ويختلف دور كل من هاتين الإدارتين من منظمة لأخرى- بالنسبة لممارسة عملية التنبؤ- وفقا لفسلفة كل منها والاختصاصات التنظيمية بها. لكن مسؤولية إدارة التسويق واضحة بالنسبة للتنبؤ بمجموعات المنتج أو مزيج المنتجات، وكذلك تكون مسؤولية إدارة الإنتاج والعمليات واضحة

بالنسبة للتنبؤ بمستلزمات الإنتاج. بينما تقوم إدارة الإنتاج والعمليات بترجمة أرقام المبيعات المتوقعة إلى خطط إنتاج، تقوم إدارة التسويق بإبلاغ إدارة الإنتاج والعمليات بدواعي تغيير أرقام ومواقب الإنتاج استجابة لمتغيرات وطلبات السوق،⁽¹⁾ هذا ويوجد شكلين للقيام بالتنبؤ، الشكل الأول ويتمثل في قيام الأشخاص الموجودين بالسوق من باعة، منتجين، موزعين... الخ بالتنبؤات المطلوبة. هذا المدخل يبدو مثالي لأن القائم بالتنبؤ لديه أفضل المعلومات الممكنة لاحتكاكه أو قربه من المنتج والعملاء وما يجري بالسوق كما أنهم يسألون عن الانحرافات بين المتوقع والمحقق لذا يسعون لتتقيق تنبؤاتهم، إلا أنه وبالتجربة وجد أن هذه التنبؤات لا تكون دقيقة وذلك نتيجة لخلط رجل السوق بين الأهداف والتنبؤ، بين تقدير تطور السوق وما يعتقد حول ما يمكن عمله قرب العميل، إضافة إلى قوة الاتجاه العام من حيث آخر تجربة.⁽²⁾

أما الشكل الثاني للتنبؤ فهو إسناد العملية لأخصائيين في الطرق الإحصائية غير المتصلين بالسوق من أجل تجنب الانحرافات المحتملة. إلا أن هذا المدخل غير فعال لوجود هوة بين المتخصصين والمستعملين للتنبؤات نتيجة نقص الفهم لدى المستعملين، مما يجعل لديهم الارتياح والحذر وبالتالي تعطل العملية.⁽³⁾ ونظرا لأن التنبؤ بالمبيعات أساس إتخاذ قرارات متعددة وهامة فلا بد على العاملين بالمجالات المعنية، الإلمام بطرق التنبؤ الممكن استخدامها، حتى يتم استغلال مزايا كلا الشكلين السابقين وإحداث التقارب بين المتخصصين (الطرق والنماذج العملية) والمستعملين (الخبرة والمعلومات الواقعية).⁽⁴⁾

1-2 الطرق الكمية والكيفية للتنبؤ بالمبيعات والعوامل المؤثرة في الاختيار منها

لقد زاد الاهتمام كثيرا خلال العقود الثلاثة الماضية بالتنبؤ، سواء على المستوى الكلي للاقتصاد أو على مستوى المنظمات والشركات، مما أدى إلى زيادة عدد تقنيات التنبؤ حيث يوجد الآن أكثر من 150 تقنية الأمر الذي يستوجب تصنيف هذه التقنيات.

في الأدبيات المتخصصة يمكن مصادفة العديد من التصنيفات لتقنيات وطرق التنبؤ، والتي أغلبها تتقصها الدقة والصرامة العلمية وذلك لعدم الالتزام بالمبادئ الأساسية لعملية التصنيف والمتمثلة خصوصا في:

- المعرفة الكاملة لجميع تقنيات التنبؤ،
- وضوح معيار التصنيف،
- تكامل وعدم تداخل مجموعات التصنيف،

(1) انظر د. أحمد سيد مصطفى، المرجع [1]، ص ص 182، 183.

(2) انظر Régis Bourbonnais et Jean C. Usunier، المرجع [55]، ص 19.

(3) انظر Armand Dayan et autres، المرجع [40]، ص 560.

(4) انظر د. أحمد سيد مصطفى، المرجع [1]، ص 183.

- انفتاح التصنيف على إمكانية احتواء تقنيات جديدة. (1)

ومن بين التصنيفات المتداولة نجد: طرق التنبؤ النظامية وغير النظامية، وطرق التنبؤ قصير المدى وأخرى متوسطة وطويلة المدى، أما التصنيف الأكثر تداولاً فهو الطرق الكمية التي تقوم على النماذج الرياضية، والطرق الكيفية التي تعتمد منهجية غير رياضية وتستعمل أساساً للتنبؤ متوسط وطويل الأجل،⁽²⁾ وفيما يلي عرض لبعض طرق التنبؤ وفقاً لهذا التصنيف.

1-2-1 الطرق الكمية للتنبؤ بالمبيعات:

طرق التنبؤ الكمية تبحث في معطيات ماضي قوانين السلوك والتي بعدها تسقط على المستقبل،⁽³⁾ حيث تكون المعطيات تاريخية لقيم الظاهرة وتسمى السلاسل الزمنية (التي يتم دراستها في المبحث الموالي)، وقد لقت الطرق الكمية إقبالا كبيرا من طرف رجال الأعمال خلال 20 سنة الأخيرة لما تتسم به من سهولة المناهج المتبعة ودقة النتائج المحصل عليها،⁽⁴⁾ وكذا تطور استعمال أجهزة الإعلام الآلي التي تسمح بتخزين المعطيات وتسريع وتفعيل تطبيق مثل هذه الطرق من خلال برامج الكمبيوتر الجاهزة كبرامج معالجة الأساليب الإحصائية مثل: Spss، Microstat، Minitab، Dsss... الخ.⁽⁵⁾

وتعتمد هذه التقنيات على الطرق الإحصائية والرياضية في التنبؤ بالمبيعات، وهي بدورها تبوب إلى مجموعتين: الطرق السببية والطرق الاستقرائية⁽⁶⁾ أو الطرق الخارجية والطرق الداخلية،⁽⁷⁾ وهما تشتركان في "المبدأ الأساسي لعملية التنبؤ وهو اعتبار أن القيمة الفعلية للتنبؤ تتحدد بواسطة قانون أساسي من جهة و بالصدفة من جهة أخرى و بلغة الرياضيات يمكننا أن نكتب:

$$REEL = Loi + HASARD$$

وهو ما عبرنا عنه عند الحديث عن التقدير بالمتغيرات النظامية وتمثل هنا Loi القانون، والقيمة العشوائية U وتمثل HASARD الصدفة، والمهمة الأساسية لجميع تقنيات التنبؤ هي اكتشاف القانون الأساسي الذي يحكم تطور الظاهرة المدروسة وعزل الجانب العشوائي الذي يشوش على المسار النظامي لهذا التطور، أي بمعنى آخر القيام بالتقدير الجيد، ويمكن القول أن مصداقية وواقعية التنبؤ تتوقف إلى حد كبير على التقدير الجيد، أي تطابق النموذج المعتمد مع حقيقة تطور الظاهرة المدروسة⁸ وفيما يلي عرض لأهم طرق التنبؤ الكمية وفق التصنيف سابق الذكر.

(1) أنظر د. عبد العزيز شرابي، المرجع [13]، ص 13.

(2) أنظر Alain Courtois et autres، المرجع [38]، ص 78.

(3) أنظر Armand Dayan et autres، المرجع [40]، ص 565.

(4) أنظر S Makridakis et S.C. Weelwright، المرجع [61]، ص 21.

(5) أنظر د. محمد توفيق الماضي، المرجع [25]، ص 284.

(6) أنظر د. مؤيد عبد الحسن لفضل و د. علي عبد الرضا الجياشي، المرجع [23]، ص 132.

(7) أنظر Yves Simon et Joffre Patrick، المرجع [65]، ص 2441.

1-1-2-1 الطرق الاستقرائية:

وتسمى أيضا تقنيات التنبؤ بفترة زمنية واحدة كونها تعتمد على سلسلة زمنية واحدة خاصة بالظاهرة المدروسة أي بمعزل عن العوامل التي تسبب أو تفسر تطورها وذلك بواسطة اكتشاف القانون الذي تتطور بموجبه الظاهرة ومن ثم مده إلى الفترة المستقبلية Extrapolation،⁽¹⁾ فالتعرف على مستقبل المتغير المراد التنبؤ به تتم من خلال تحليل معطيات الماضي لنفس المتغير دون البحث عن العوامل التي تدفع بالظاهرة المدروسة إلى التغير عبر الزمن،⁽²⁾ فمثلا حجم مبيعات سلعة معينة قد تكون أسباب التغيرات الحاصلة فيه استجابة لتغير الأسعار، الدخل المتاح... الخ، كما أنه يمكن أن تكون ناتجة عن عوامل موضوعية أخرى لا يمكن قياسها كالطقس، تغير ذوق المستهلكين، يوم معين أو عيد... الخ. ولذلك يتم التنبؤ بالمبيعات وفقا لسلوك المتغير في الماضي.

وتجدر الإشارة إلى أن هذه الطرق تتطلب حضور المشاهدة الفعلية الأخيرة للتمكن من التنبؤ بفترة زمنية واحدة⁽³⁾ لذا فهي من تقنيات التنبؤ قصيرة المدى، ومن أكثر هذه الطرق استعمالا نذكر: طرق المتوسطات المتحركة، للتمهيدات الأسية، هولت-وينتر وطريقة بوكس-جنكنز والتي سيتم التعمق في دراستها في الفصل الموالي.

أ- طرق المتوسطات المتحركة:

وهي نوع من نماذج التنبؤ للسلاسل الزمنية قصيرة الأجل وتستخدم للتنبؤ بالمبيعات عن الفترة الزمنية التالية، ويتم تصنيفها إلى طريقة المتوسطات المتحركة البسيطة، المضاعفة والمرجحة.

أ1- طريقة المتوسطات المتحركة البسيطة: MMS

في ظل هذا النموذج يعتبر المتوسط الحسابي للمبيعات الفعلية لعدد معين من أحدث الفترات الزمنية السابقة بمثابة تنبؤ للفترة الزمنية التالية.⁽⁴⁾ ورغم بساطة هذا الأسلوب إلا أنه أكثر أساليب التمهيد شيوعا، فالمتوسط هو مجموع أرقام على عددها، أما المتحرك فيعبر عن خاصية هامة عند القياس وهي أن الأرقام أو القيم التي تستخدم لحساب المتوسط لفترة معينة تختلف عن باقي الفترات حيث أنه في كل مرة يتم التحرك للأمام،⁽⁵⁾ ويحسب المتوسط المتحرك بعد تحديد المدى الزمني للفترة التي يحسب عنها، وتجمع مثلا المبيعات لتلك الفترة ويقسم الناتج على عددها، وفي كل مرة يسقط الرقم الأول وينتقل بالمجموع للتالي، ويمكن التعبير عنه بالصيغة التالية:

(1) أنظر د. عبد العزيز شربلي، المرجع [13]، ص ص 14 - 15.

(2) أنظر Armand Dayan et autres، المرجع [40]، ص 566.

(3) أنظر د. عبد العزيز شربلي، المرجع [13]، ص 15.

(4) أنظر د. نبيل محمد المرسي، المرجع [31]، ص 388.

(5) أنظر د. محمد توفيق ماضي، المرجع [25]، ص 287.

$$(1) \quad \frac{\text{مجموع المبيعات لعدد فترات } N}{N} = \text{المتوسط المتحرك}$$

والصيغة العامة:

$$\hat{Y}_{t+1} = \frac{Y_t + Y_{t-1} + \dots + Y_{t-N+1}}{N} = \frac{1}{n} \sum_{i=t-N+1}^t Y_i \dots \dots \dots (1-1)$$

حيث: \hat{Y}_{t+1} التنبؤ للفترة $t+1$

Y_t المستوى الفعلي للفترة t

t دليل الفترة و N عدد المستويات التي حسب على أساسها الوسط الحسابي. (2)

وتستخدم هذه الطريقة بغرض تلطيف أو تخفيف حدة التذبذبات أو التقلبات في البيانات الفعلية للمبيعات في السلسلة الزمنية أي تمهيد المعطيات واستخدامها في طريقة أخرى للتنبؤ، (3) حيث أنه عند حساب المتوسط لمجموعة من السنوات يتم توزيع تأثير التغيرات الفجائية على هذا العدد من السنوات مما يسهل رسم خط الاتجاه العام من جهة، والتنبؤ بالمبيعات لفترة قائمة من جهة أخرى. (4)

ويفضل حساب المتوسط لطول عدة فترات مختلفة وحساب الخطأ لكل منها مع اختيار الفترة التي تحقق أقل خطأ، ومراعاة أهداف التنبؤ لأنه كلما زادت الفترة N يكون التنبؤ أكثر تمهيدا وأقل استجابة للتغير والعكس. (5)

أر-طريقة للمتوسطات المتحركة المضاعفة (المزدوجة):

تستعمل لمعالجة السلاسل الزمنية التي يوجد بها الاتجاه العام والمركبة العشوائية، ونموذجها هو:

$$Y_t = a + (b \times t) + u_t$$

تعتمد هذه الطريقة على حساب الأوساط المتحركة البسيطة كمرحلة أولى، وكمرحلة ثانية تقوم بحساب الأوساط المتحركة المضاعفة انطلاقاً من القيم المتحصل عليها في المرحلة الأولى.

ويعرف الوسط المتحرك المضاعف MM_t على أساس N بالعلاقة الآتية:

$$MM_t = \frac{M_1 + M_{t-1} + M_{t-2} + \dots + M_{t-N+1}}{N} \dots \dots \dots (1-2)$$

$$M_t = \frac{Y_1 + Y_{t-1} + \dots + Y_{t-N+1}}{N}$$

حيث:

$$\hat{Y}_{t+1} = \hat{a}_t + \hat{b}_t$$

وتعطي علاقة التنبؤ للفترة $t+1$ كما يلي:

- (1) أنظر د. أحمد سيد مصطفى، المرجع [1]، ص ص 211 - 212.
 (2) أنظر د. عبد العزيز شرابي، المرجع [13]، ص ص 52 - 53.
 (3) أنظر Alain Courtois et autres، المرجع [38]، ص 84.
 (4) أنظر د. بشير عباس الملاق و د. قحطان بدر المبلي، المرجع [7]، ص 313.
 (5) أنظر د. سونيا محمد البكري، المرجع [10]، ص ص 83 - 84.

$$\begin{cases} \hat{a}_t = 2M_t - MM_t \\ \hat{b}_t = \frac{2}{N-1}(M_t - MM_t) \end{cases} \text{حيث:}$$

وبنفس المنطق تكون قيمة التنبؤ للفترة $t+h$ على الشكل:

$$\hat{Y}_{t+h} = \hat{a}_t + (\hat{b}_t \times h) \quad (1-3)$$

تلائم كل من هذين الطريقتين عندما تكون مجموعة كبيرة من السلع موضوع التنبؤ أي يكون عدد السلاسل الزمنية كبير، كما تصلح على المستوى الكلي. إلا أنه يعاب عليها استخدامها و فقط للتنبؤ بفترة زمنية واحدة كون أن التنبؤ بفترة زمنية موالية يتطلب حضور المشاهدة الفعلية الأخيرة، كما أنها تستخدم فقط عند السلاسل الزمنية المستقرة، فضلا على أنها لا تأخذ إلا بعدد المشاهدات N ولا تعطي اعتبارا لباقي المشاهدات المتاحة، وتعطي لجميع المستويات التي تدخل في حساب المتوسط الحسابي نفس الأوزان $(\frac{1}{N})$ ، و بالتالي فهي لا تستجيب للمستجدات الحديثة التي تكون قد طرأت على طبيعة تغير الظاهرة. (2)

أ- طريقة المتوسطات للمتحركة المرجحة: MMP

من العيوب الأساسية للطريقتين السابقتين إعطاء نفس الوزن لمختلف القيم وذلك دون تمييز لما هو أكثر أهمية في التأثير على المستقبل، وهذه الطريقة تحاول معالجة هذا النقص بإعطاء أوزان نسبية لكل رقم مستخدم، (3) حيث تعطي أكبر الأوزان للفتترات الحديثة بما يعكس أثر الاستجابة، ويجب أن يكون مجموع الأوزان 100% أو واحد صحيح. (4) وعليه فمتوسط السلسلة للفترة t يعطى بالعلاقة:

$$Y_{t+1} = K_1 Y_t + K_2 Y_{t-1} + \dots + K_N Y_{t-N+1} \quad (1-4)$$

حيث: $\sum_{i=1}^N K_i = 1$ ، هي معاملات ترجيح مرتبطة بالمعلومات $Y_t, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots$ وتستخدم هذه التقنية في نفس مجالات استخدام التقنية السابقة إلا أنه ورغم تفضيل هذه التقنية عن سابقتها كونها تعطي أهمية أكبر للمشاهدات الفعلية الحديثة، إلا أن تحديد هيكل معين لقيم K يبقى أهم مشكل (5) خاصة عندما تكون مجموعة كبيرة من السلاسل الزمنية، كما أن كلا التقنيتين تتطلب تخزين N من المشاهدات الفعلية ولا تعطي أهمية للمشاهدات قبل $t-N$. ولتجاوز هذه النقائص تأتي التقنية الموالية بتحديد هيكل معين

(1) أنظر Régis Bourbonnais et Jean Claude Usunier، المرجع [55]، ص 56.

(2) أنظر د.عبد العزيز شربلي، المرجع [13]، ص ص 56-57.

(3) أنظر د.محمد توفيق ماضي، المرجع [25]، ص 292.

(4) أنظر د.سونيا محمد البكري، المرجع [10]، ص 84.

(5) أنظر Rudolph Lewandowski، المرجع [60]، ص 50.

لـ K يتناقص وفق متتالية هندسية بدءاً من المشاهدة الفعلية الأخيرة Y_t ، كما أنها لا تتطلب تخزين عدد كبير من المشاهدات الفعلية. (1)

ب- طرق التمهيد الآسي:

تمكن هذه الطرق من التنبؤ بالفترة القادمة من خلال البيانات الفعلية والمتوقعة لمبيعات الفترة الحالية، (2) وبالتالي فلا تتطلب تخزين المعلومات الخاصة بالمشاهدات الفعلية للفترة N والذي قد يكون مكلفاً أو غير متاحاً. (3) ونميز ثلاث أنواع للتمهيد ترتبط بثلاث أنواع للسلاسل الزمنية وهي:

* طريقة التمهيد الآسي البسيط لبراون (Brown) وتطبق في حالة السلاسل الزمنية التي لا يوجد بها لا مركبة الاتجاه العام ولا المركبة الفصلية،

* طريقة التمهيد الآسي لـ هولت (Holt) تطبق في حالة السلسلة الزمنية التي تحتوي على مركبة الاتجاه العام دون المركبة الفصلية.

* طريقة التمهيد الآسي لوينتر (Winters) تطبق في حالة السلسلة الزمنية التي تحتوي على المركبة الفصلية و / أو بدون مركبة الاتجاه العام. (4)

ب₁- طريقة المسح الآسي البسيط: (Brown)

تم تطويرها من قبل R.G.Brown في سنوات 60 وهي تعطي أوزان مرجحة للقيم الحديثة وتمتاز بسهولة الحسابات. (5) ووفق هذه الطريقة يؤخذ التنبؤ الخاص بالفترة الأخيرة ويضاف له نسبة معينة للخطأ أو الانحراف للتوصل إلى التنبؤ الخاص بالفترة التالية، أي أنه يتم تعديل القيمة المتحصل عليها للفترة السابقة بناءً على ما تم حدوثه فعلاً. (6) و الصيغة المستخدمة لهذه الطريقة هي: (7)

$$\hat{Y}_t = \alpha Y_t + (1 - \alpha) \hat{Y}_{t-1} \dots \dots \dots (1-5)$$

حيث أن: \hat{Y}_t القيمة المتوقعة للفترة القادمة و المحسوبة في الفترة t ،

α كسر عشري تتراوح قيمته بين [0, 1] و تزيد α كلما كانت التقلبات في القيم الفعلية كبيرة،

\hat{Y}_{t-1} القيمة المتوقعة للفترة الحالية t و المحسوبة في الفترة $t-1$ ،

(1) أنظر د. عبد العزيز شرابي، المرجع [13]، ص 57.

(2) أنظر د. أحمد سيد مصطفى، المرجع [1]، ص 218.

(3) أنظر د. عبد العزيز شرابي، المرجع [13]، ص 62.

(4) أنظر Armand Dayan et autres، المرجع [40]، ص 914.

(5) أنظر Bernard Golfarb et Catherine Pardoux، المرجع [41]، ص 115.

(6) أنظر د. أحمد سيد مصطفى، المرجع [1]، ص 218.

(7) أنظر Régis bourbonnais et Jean Claude Usunier، المرجع [55]، ص 59.

الفترة الزمنية الحالية و Y_t القيمة الفعلية للفترة الحالية t . (1)

فالتنبؤ للفترة $t+1$ هو تنبؤ للفترة t مصحح احتماليا بالانحراف $Y_t - \hat{Y}_{t-1}$ بين القيمة الحقيقية والمتوقعة

$$\hat{Y}_t = \hat{Y}_{t-1} + \alpha(Y_t - \hat{Y}_{t-1}) \quad \text{للفترة الحالية أي: (2)}$$

و بالتفكيك المتتالي للصيغة:

$$\hat{Y}_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)\hat{Y}_{t-1}$$

و بالتعويض بالقيمة المتوقعة نحصل على:

$$\hat{Y}_{t-1} = \alpha Y_{t-1} + (1-\alpha)\hat{Y}_{t-2}$$

⋮
⋮

$$\hat{Y}_t = \alpha Y_t + \alpha(1-\alpha)Y_{t-1} + \alpha(1-\alpha)^2 Y_{t-2} + \dots + \alpha(1-\alpha)^{t-1} Y_1 \Leftrightarrow \hat{Y}_t = \alpha \sum_{i=0}^{t-1} (1-\alpha)^i Y_{t-i} \dots (1-6)$$

$$\alpha + \alpha(1-\alpha) + \alpha(1-\alpha)^2 + \alpha(1-\alpha)^3 + \dots = 1$$

حيث رياضيا لدينا

$$\sum_{i=0}^{\infty} \alpha(1-\alpha)^i = 1 \quad (3)$$

أي أن:

وبالتالي فإن تقنية المسح الأسّي في الحقيقة تأخذ بالاعتبار كل المشاهدات الفعلية السابقة بدءا من الفترة t وهي تعطي أوزانا مختلفة ومتنازلة لكل المشاهدات بدءا من المشاهدة الفعلية الأخيرة Y_t ، الأهمية المتناقصة هذه تخضع لمتوالية هندسية، وعليه يمكن اعتبار هذه الطريقة حالة خاصة لطريقة الأوساط المتحركة المرجحة. (4)

بالنسبة لقيمة المعامل α فهي تحكم درجة استجابة القيمة المقدرّة للفعلية خلال السنة السابقة، لذلك

يسمى α معامل الاستجابة أو التمهيد، (5) حيث إذا كانت α قريبة من 1 فهذا يعني أنه تم منح أهمية كبيرة للمشاهدة الفعلية الأخيرة، والعكس إذا كانت أصغر من 1 فقد وزعت الأهمية على عدد كبير من المشاهدات الفعلية الأخيرة. (6)

هذه التقنية تستخدم على نطاق واسع كونها لا تتطلب معلومات كثيرة، إلا أن تحديد الثابت α يبقى

الإشكال الرئيسي حيث يجب أن يحقق أقل انحراف معياري للتنبؤ. كما أنه في الواقع كثيرا ما يصادف

(1) أنظر د. مؤيد عبد الحسن الفضل و د. علي عبد الرضا الجبائي، المرجع [23]، ص 148.

(2) أنظر Alain Courtois et autres، المرجع [38]، ص 87.

(3) أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص 71.

(4) أنظر د. عبد العزيز شربلي، المرجع [13]، ص ص 63-64.

(5) أنظر د. محمد توفيق ماضي، المرجع [25]، ص 298.

(6) أنظر د. عبد العزيز شربلي، المرجع [13]، ص ص 63-64.

ظواهر لا تخضع للمنطق الذي تقوم عليه الطريقة (أي كل مشاهدة أهم من سابقتها) حيث قد تكون المشاهدة Y_{t-2} أهم من Y_{t-1} للتنبؤ Y_t .⁽¹⁾

ب-2- طريقة التمهيد الآسي لهولت: (Holt)⁽²⁾

هذه الطريقة هي امتداد للطريقة السابقة، وهي تسمح بمعالجة السلاسل الزمنية التي تحتوي على مركبة الاتجاه العام إضافة إلى المركبة العشوائية، وتعطى علاقة التنبؤ وفق المعادلة التالية:

$$\hat{Y}_{t+h} = S_t + hT_t \dots\dots\dots(1-7)$$

و معادلات التمهيد تعطى بالعلاقتين التاليتين:

$$S_t = \alpha Y_t + (1 - \alpha)(S_{t-1} + T_{t-1}) \quad 0 \leq \alpha \leq 1$$

$$T_t = \beta(S_t - S_{t-1}) + (1 - \beta)T_{t-1} \quad 0 \leq \beta \leq 1$$

حيث أن: S_t تعبر عن مستوى المسح في اللحظة t .

T_t تعبر عن ميل الاتجاه في اللحظة t .

و من أجل الانطلاق في عملية المسح يمكن وضع قيمة ابتدائية $T_t = 0$ و $S_t = Y_t$ أما قيمتي (α, β) فنقوم باختيارهما من بين الثنائيات $\{(1,1), \dots, (0,1.0), \dots, (0,0.2), (0,0.1), (0,0), \dots\}$ أي هناك 121 ثنائية (α, β) والتي تعطي أقل انحراف معياري للتنبؤ، ولهذا من الضروري استعمال الحاسوب لتحديد قيمتي (α, β) . وللإشارة توجد أيضا طريقة المسح الآسي المضاعف التي تسمح بمعالجة السلاسل الزمنية التي تحتوي مركبة الاتجاه العام والمركبة العشوائية، وهي لها نفس مبدأ الأوساط المتحركة المضاعفة أي حساب التنبؤ على مرحلتين حيث تكون متغيرات المرحلة الثانية هي نتائج المرحلة الأولى وفي نفس النموذج. وبالنسبة لنموذج التمهيد:

$$\hat{Y}_t = S_t = \alpha Y_t + (1 - \alpha)S_{t-1} \dots\dots\dots(1-8)$$

$$SS_t = \alpha S_t + (1 - \alpha)SS_{t-1}$$

وعلاقة التنبؤ في الفترة $t + h$ تعطى بالشكل:

$$\hat{Y}_{t+h} = \hat{a}_t + \hat{b}_t \times h \dots\dots\dots(1-9)$$

حيث:

$$\begin{cases} \hat{b}_t = \frac{\alpha}{1 - \alpha} (S_t - SS_t) \\ \hat{a}_t = 2S_t - SS_t \end{cases} \quad (3)$$

(1) أنظر د. عبد العزيز شرابي، المرجع [13]، ص ص 70-71.

(2) أنظر Guy Melard، المرجع [49]، ص ص 156-157.

(3) أنظر Régis Bourbonnais et Jean Claude Usunier، المرجع [55]، ص 60.

ب-3- طريقة التمهيد الأسي لوينتر: (Winters)

وهي تعميم طريقة هولت مع إدخال المركبة الموسمية في النموذج لذلك يسميها البعض طريقة هولت-وينتر، فهذه الطريقة تسمح بمعالجة السلاسل الزمنية التي تحتوي مركبة الاتجاه العام والمركبة الموسمية إضافة إلى المركبة العشوائية. ويوجد نمودجين لهذه الطريقة: النموذج التجميعي والجدائي.

• نموذج وينتر التجميعي:

بإضافة المركبة الموسمية لنموذج هولت تصبح علاقة التنبؤ على النحو التالي:

$$\hat{Y}_{t+h} = S_t + hT_t + I_{t-h} \dots\dots\dots(1-10)$$

$$S_t = \alpha[Y_{t-1} + I_{t-s}] + (1 - \alpha)[S_{t-1} + T_{t-1}] \quad , 0 \leq \alpha \leq 1$$

$$T_t = \beta[S_t - S_{t-1}] + (1 - \beta)T_{t-1} \quad , 0 \leq \beta \leq 1$$

$$I_t = \gamma[Y_t - S_t] + (1 - \gamma)I_{t-s} \quad , 0 \leq \gamma \leq 1$$

حيث: I_t معامل الموسمية، T_t ميل الاتجاه،

S دورة الموسمية وتساوي 4 في المشاهدات الفصلية و 12 في المشاهدات الشهرية.

ونظرا لدورية المركبة الموسمية فإنه يمكن وضع $I_{t+h} = I_{t-s+h}$ ، إلا أن المشكل الأساسي في استخدام هذا النموذج هو تحديد قيم (α, β, γ) التي تحقق أقل انحراف معياري للتنبؤ، لأنه يوجد 1331 إمكانية أي

(11)³ لاختيار المجموعة (α, β, γ) .⁽¹⁾

• نموذج وينتر الجدائي:

في هذا النموذج علاقة التنبؤ تكتب على الشكل:

$$\hat{Y}_{t+h} = (S_t + hT_t) \times I_{t+h} \dots\dots\dots(1-11)$$

$$S_t = \alpha[Y_t / I_{t-s}] + (1 - \alpha)[S_{t-1} + T_{t-1}]$$

$$T_t = \beta[S_t / S_{t-1}] + (1 - \beta)T_{t-1}$$

$$I_t = \gamma[Y_t / S_t] + (1 - \gamma)I_{t-1}$$

وتجدر الإشارة إلى وجود عدة طرق للمسح الأسي، حيث اقترح (Dégls 1969) 09 نماذج كما اقترح (1988 Brozo et Melard) 27 نموذج.

ج- طريقة بوكس- جنكنز:

تقوم هذه الطريقة بدراسة السلاسل الزمنية المستقرة والتي يشترط أن تحتوي على الأقل على 50 مشاهدة وذلك للتنبؤ بقيمة المتغير خلال 12 شهرا المقبلة، أي أنها كغيرها من الطرق الكمية الاستقرائية

(1) انظر Guy Melard، المرجع [49]، ص ص 161-162.

• لمزيد من التفصيل: انظر Guy Melard، المرجع [49]، ص ص 165-169.

تستخدم في التنبؤ قصير الأجل. ويتم تطبيق هذه الطريقة وفق منهجية وضعها كل من بوكس وجنكنز، ولما كانت محور الدراسة فسيتم التفصيل فيها في الفصل الموالي.

1-2-1-2 الطرق السببية:

تسمى أيضا تقنيات التنبؤ بعدة خطوات زمنية، وتعتمد على تحليل الظاهرة المدروسة وتقدير العلاقة بينها وبين العوامل النظامية المفسرة لها، ويتم ذلك بدراسة وتحليل تفاعل عدة سلاسل زمنية وبناء نموذج إحصائي يصور علاقة الظاهرة محل التنبؤ بالعوامل المفسرة لها، هذه التقنيات تحتاج عادة إلى معلومات إحصائية كثيرة نسبياً،⁽¹⁾ فمثلاً بالنسبة للمبيعات كمتغير تابع يوجد العديد من المتغيرات التفسيرية (المستقلة) كالدخل الفردي، حجم السكان، الأسعار، المنافسة والحالة الاقتصادية... الخ، والتي لها تأثير مباشر أو غير مباشر في تحديد حجم المبيعات المتنبأ بها، ومن أبرز الطرق السببية نجد التنبؤ باستخدام نماذج الانحدار،⁽²⁾ والتي يقصد بها صياغة العلاقة بين ظاهرة معينة تابعة Y ومجموعة من العوامل المفسرة لها X_1, X_2, \dots, X_n وتصوير هذه العلاقة في شكل نموذج إحصائي، يطلق عادة على المراحل الأولى من هذه العملية والتي تبدأ بتحديد قائمة هذه العوامل إلى صياغة النموذج بتحليل الانحدار، بينما المراحل الموالية والخاصة بتقدير جودة النموذج وإجراء مختلف اختبارات المعنوية الإحصائية تسمى تحليل الارتباط. ويمكن التمييز بين نماذج الانحدار البسيطة والمتعددة.

أ- التنبؤ بواسطة نموذج الانحدار البسيط:

يعني صياغة نموذج إحصائي يحتوي على الظاهرة المعنية بالتنبؤ Y و X كمتغير مفسر، إلا أن اختيار X كمتغير مفسر وحيد يجب أن يستند إلى مبررات موضوعية قوية، حيث يجب أن يدل للتطويل النوعي على أنه يمثل حصيلة تأثير العديد من العوامل غير المباشرة، ويتم تأكيد ذلك إحصائياً عند حساب معامل التحديد، حيث يجب أن يدل على أن تغير X يفسر نسبة عالية من تغير Y . ويكتب النموذج الخطي البسيط كالتالي:

$$Y = a + bX + u \dots\dots\dots(1-12)$$

وعند إجراء التقدير على أساس العينة فإن النموذج يكتب:

$$Y = a + bX + e$$

على اعتبار أن e_i هي البواقي وهي تعبر عن تقديرات الخطأ العشوائي في العينة المدروسة، أما للنموذج

$$\hat{Y} = a + bx$$

المقدر فيكتب:

ولتقدير المعالم يمكن استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية إذا توفرت الفرضيات التالية:

(1) أنظر د. عبد العزيز شرابي، المرجع [13]، ص ص 14-15.

(2) أنظر د. علي عبد الرضا الجبائني، المرجع [19]، ص 182،

د. أحمد سيد مصطفى، المرجع [1]، ص 232-234.

- المتغير التابع Y دالة خطية في المتغير المستقل X ،
 - عنصر الخطأ U_i متغير عشوائي يخضع للتوزيع الطبيعي،
 - قيم U_i مستقلة عن بعضها البعض،
 - انتظام قيم المتغير X وعدم تغيرها من عينة لأخرى، ومهما اختلف حجم العينة تكون القيمة
- $$\frac{\sum (x_i - \bar{x})}{n}$$
- عبارة عن قيمة نهائية غير مساوية للصفر،
- لا توجد أخطاء في البيانات الإحصائية لـ X و Y .
- إن عدم تحقق هذه الفرضيات يؤدي إلى حدوث مشاكل خاصة تتعلق بدقة النموذج وإمكانية إجراء الاختبارات الإحصائية. (1)

ب- التنبؤ بواسطة نموذج الانحدار المتعدد:

إن إدراج عدة عوامل في النموذج سيحسن بالتأكيد من قدرته على تفسير تغير المتغير التابع Y وبالتالي سيرفع من قدرة النموذج على التنبؤ، وهو ما يسعى إليه نموذج الانحدار المتعدد والذي يقصد به صياغة نموذج إحصائي يضم المتغير التابع Y ومجموعة من المتغيرات المستقلة X_1, X_2, \dots, X_m والشكل العام له:

$$Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2 + \dots + a_mX_m + U \quad (1-13)$$

حيث U قيمة عشوائية تضم: أخطاء القياس، العوامل الأخرى التي لم تدرج في النموذج لسبب أو لآخر الفرق بين الشكل الحقيقي للدالة والشكل الذي تبينه أو عوامل عشوائية قد تحدث وقد لا تحدث.

بالنسبة لفرضيات النموذج فهي نفس الفرضيات السابقة بالإضافة إلى:

- ثبات تباين عنصر الخطأ u_i بالنسبة لجميع قيم X_m ، $(K = 1, 2, \dots, m)$ ،

- العوامل المدخلة في النموذج X_1, X_2, \dots, X_m مستقلة خطياً عن بعضها البعض.

وفيما يلي خطوات بناء واستخدام نموذج الانحدار المتعدد للتنبؤ والتي هي نفس الخطوات بالنسبة

للانحدار البسيط:

- التحديد الدقيق للظاهرة المعنية بالتنبؤ Y ،
- تحديد قائمة العوامل التي ستدرج في النموذج X_1, X_2, \dots, X_m ،
- اختيار شكل نموذج الانحدار،
- تقدير معاملات النموذج،
- إجراء اختبارات الدقة والمعنوية للنموذج ثم استخدام هذا النموذج في التنبؤ. (2)

(1) أنظر د. عبد العزيز شربي، المرجع [13]، ص 104-106.

(2) أنظر د. عبد العزيز شربي، المرجع [13]، ص 127-130.

إن الطرق السببية رغم تحليلها للتغيرات المستقبلية وتحليل أثرها على الظاهرة المدروسة، فإنها تتطلب وقت وتكاليف واستخدام الحاسوب وبيانات تاريخية تفصيلية، ليس فقط عن الظاهرة المدروسة بل أيضا عن المتغيرات المؤثرة فيها. إلا أنه مع التطور الحاصل في نظم الحاسوب وتكنولوجيا المعلومات في الآونة الأخيرة، فقد زالت الكثير من العقبات وأصبح تطبيق أعقد النماذج سهلا والتحديث بالبيانات يكاد أن يكون يوميا. (1)

1-2-2 الطرق الكيفية للتنبؤ بالمبيعات:

تسمى أيضا الطرق النوعية، الذاتية، التكنولوجية... الخ، وقد بدأ العمل بها في الخمسينات في المسائل المتعلقة بالدولة والدراسات طويلة المدى. (2) وتستخدم هذه الطرق عادة في حالة قلة المعلومات المتاحة عن السوق أو كونها غير مهيأة لمعالجة إحصائية، لرداءة نوعيتها أو عند تقديم سلعة أو خدمة جديدة أو لتعقد الظاهرة المدروسة وعدم قابليتها للقياس الكمي. وتعتمد هذه الطرق على الحكم الشخصي حكم الخبراء، استقصاء آراء العملاء، تقديرات مندوبي البيع... الخ، (3) ومن أهم هذه الطرق نجد طريقة دلفي، طريقة المقارنات التكنولوجية المستقلة عن الزمن، الطريقة اللوجستية.

1-2-2-1 طريقة دلفي:

تطورت هذه الطريقة في شركة راند الأمريكية Rand Technique (4) وهي من أشهر الطرق التي تسمح بتفعيل خبرة الأفراد في موضوع ما، حيث تعتمد على جمع آراء الخبراء Expert داخل أو خارج المنظمة ممن لهم إلمام وخبرة كافية في مجال التنبؤ. وتكون البداية بتحديد موضوع التنبؤ بدقة وإعداد البدائل الممكنة، ثم تحديد الخبراء الذين يقدمون تنبؤاتهم بشكل منفصل لعدم معرفتهم ببعضهم البعض. (5) بعدها يتم "القيام بعدد من الجولات تشمل عدد الخبراء كحد أدنى يقوم خلالها كل خبير على حدة بتقديم تقدير أو إعادة النظر فيما قدمه من مشاهد أو مشاريع قرارات أو تقديرات لحجم أو قيمة المبيعات بعد إطلاعه على رأي الخبراء الآخرين كل على حدة وفي جولة مستقلة ودون أن يتصل بهم". وفي النهاية تقدم آراء الخبراء النهائية بعد اختتام الجولات المقررة إلى إدارة المبيعات أين تقوم باختيار القرار أو التقدير الذي تراه مناسباً في ضوء إمكانيات وسياسات وأهداف المنظمة أو أخذ متوسط آراء الخبراء في حالة تقدير حجم المبيعات أو إجراء أي تعديل تراه مناسباً. ويشرف على هذه العملية مدير المبيعات أو من تنتدبه أو تختاره الإدارة العليا ليكون منسقا وضابط اتصال بين المنظمة والخبراء. (6)

(1) انظر د.علي عبد الرضا الجياشي، المرجع [19]، ص ص 190-191.

(2) انظر S.Makridakis et S.C Wheelwright، المرجع [61]، ص 264.

(3) انظر د.طلعت أسعد عبد الحميد، المرجع [12]، ص 247.

(4) انظر د.أحمد شاكر العسكري، المرجع [2]، ص 151.

(5) انظر د.مؤيد عبد الحسن الفضل و د.علي عبد الرضا الجياشي، المرجع [23]، ص ص 131-132.

(6) انظر د.صباحي العتيبي، المرجع [11]، ص ص 33-34.

وتتقد هذه الطريقة من حيث طول الأسئلة وغموضها في بعض الأحيان، كما أن اختيار الخبراء المساهمين في عملية التنبؤ قد يكون عشوائياً⁽¹⁾ وهي غير صالحة على المدى القصير ولكنها مناسبة لقرار استراتيجي.⁽²⁾

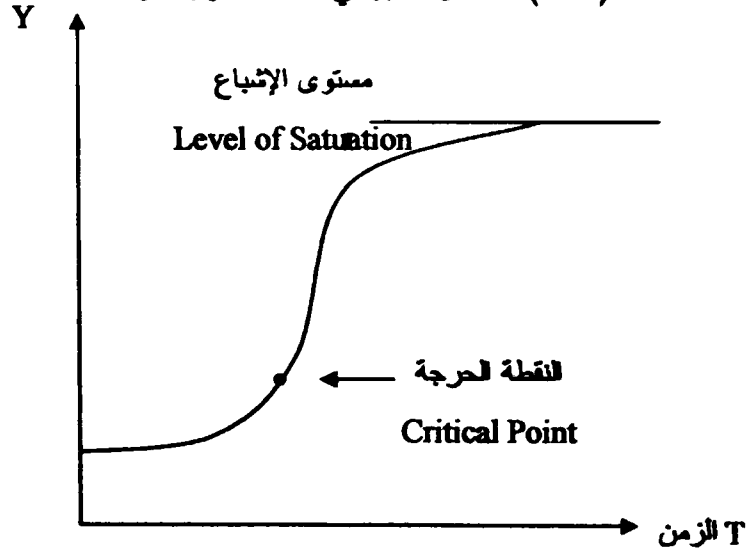
1-2-2-2 طريقة المقارنات التكنولوجية المستقلة عن الزمن:

يمكن أحيانا الاستفادة من تجارب ومعلومات منشآت تعمل في نفس الصناعة بحيث تصلح كأساس للمقارنة في مجال إجراء التنبؤات،⁽³⁾ وهو أساس هذه الطريقة والتي تقوم على الكشف عن الاتجاه المبني في ميدان ما والذي يؤدي إلى تطورات في الميدان الخاص المراد التنبؤ به، ومن خلال التمثيل البياني يتم إسقاط الاتجاه العام المجهول على قاعدة العلاقة الموجودة بين الاتجاهين.

1-2-2-3 الطريقة اللوجستية:

تعتمد على منحنى نو الشكل "S" الذي يعتبر من المنحنيات الأكثر استعمالا من طرف المختصين في ميدان التنبؤات التكنولوجية، وتحليل نمو العديد من الظواهر الاقتصادية التي يتوقف نموها بعد فترة من الزمن.⁽⁴⁾ ويتميز منحنى الدالة اللوجستية بانطلاقته البطيئة والأفقية ثم الارتفاع عموديا بسرعة متزايدة في البداية ثم التباطؤ تدريجيا حتى يتحول المنحنى إلى خط يكاد أن يكون مستقيما موازيا للإحداثي الأفقي، وهو ما يوضحه الشكل التالي:

شكل (5-1): لتمثيل البياني للدالة اللوجستية



المصدر: أنظر عصلم عزيز شريف، المرجع [16]، ص 52.

(1) أنظر د. سونيا محمد البكري، المرجع [10]، ص 78.

(2) أنظر Alain Courtois et autres، المرجع [38]، ص 78.

(3) أنظر د. أحمد شاكر العسكري، المرجع [2]، ص 149.

(4) أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص 55.

إن الدالة اللوجستية شائعة الاستخدام في علم البيولوجيا إذ يقاس بموجبها نمو العديد من الكائنات الحية، وقد اقتبس الاقتصاديون هذه الدالة فيما بعد وحاولوا استخدامها في قياس تطور نمو بعض السلع الصناعية بالزمن، وقد لوحظ بأن عددا كبيرا من السلع الاستهلاكية والإنتاجية تخضع في تطورها إلى هذه الدالة. ويعتبر هذا المنحنى مميز لمبيعات عدد كبير من المنتجات التي تستخدم نفس التكنولوجيا حيث أنه عند ظهور صناعة جديدة تكون تكنولوجيا الإنتاج في بداية التكوين وتكاليف الإنتاج مرتفعة والطلب ضئيل ويتطور ببطء، وما تلبث التكنولوجيا أن تتطور وتنخفض التكاليف، فيتسارع الطلب على هذه السلع، ويستمر الأمر كذلك حتى يدخل السوق ما يسمى مرحلة الإشباع أين يبدأ نمو الإنتاج بالتباطؤ تدريجيا حتى يكاد أن يتوقف كليا.⁽¹⁾

تجدر الإشارة إلى أن استعمال الطرق الكيفية يعد محدودا مقارنة بالطرق الكمية لصعوبتها وتكليفها من جهة وعدم دقتها وتأثرها بالموافقة والاتجاهات الشخصية من جهة أخرى،⁽²⁾ لذلك يقتصر استعمالها في التنبؤات متوسطة وطويلة الأجل خاصة مع عدم توفر المعلومات كما هو بالنسبة للمنتج الجديد وعدم القدرة على تطبيق النماذج الرياضية والإحصائية.⁽³⁾

وعليه فرغم تعدد الطرق والأساليب التي يمكن من خلالها التنبؤ بالمبيعات فإن استخدامها من قبل المنظمات يكون وفقا لظروفها وطبيعة عملها ونوعية منتجاتها.⁽⁴⁾

والجدول (1-2) يلخص بعض طرق التنبؤ وخصائصها من حيث ميادين التطبيق، استعمال الحاسوب، المعطيات الضرورية، مدة الإعداد والقدرة على التعرف على التحولات الظرفية وكذا الدقة على المدى القصير، المتوسط والطويل.

1-2-3 العوامل المؤثرة في اختيار طريقة التنبؤ: ⁽⁵⁾

إن اختيار طريقة التنبؤ المناسبة لا يعتمد فقط على دقة النتائج التي تقدمها، بل توجد العديد من العوامل التي تؤثر في عملية الاختيار والتي لا بد من أخذها بالاعتبار وأهمها: متطلبات التخطيط خصائص طرق التنبؤ وعوامل أخرى خاصة بالمنظمة والظروف المحيطة.

1-3-2-1 متطلبات التخطيط:

إن متطلبات التخطيط وخصائص اتخاذ القرار تلعب دورا بارزا في اختيار طريقة التنبؤ الملائمة، ومن بين تلك الخصائص:

(1) أنظر د. عصام عزيز شريف، المرجع [16]، ص ص 48-49.
(2) أنظر د. مؤيد عبد الحسن الفضل و د. علي عبد الرضا الجياشي، المرجع [23]، ص 132.
(3) أنظر د. محمد توفيق ماضي، المرجع [25]، ص 284.
(4) أنظر د. بشير عباس الملاق، د. قحطان بدر المبدلي، المرجع [7]، ص 303.
(5) أنظر د. مؤيد عبد الحسين الفضل، د. علي عبد الرضا الجياشي، المرجع [23]، ص 127-130.

جدول (1-2): بعض طرق التنبؤ وخصائصها

الخصائص	الدقة في المدى القصير 12-0 شهورا	الدقة في المدى المتوسط 3-12 شهورا	الدقة في المدى الطويل + 3 سنوات	التعرف على التحولات الظرفية	مدة الإعداد	المعطيات الضرورية	مباين تطبيقاتها	استعمال الحاسوب
طريقة نظري	+	++	+++	نعم	2 إلى 6 أشهر	إعداد قائمة لاستقصاء	التنبؤ بمسوق جديد، تقديم منتج جديد	لا
دراسة السوق	+++	++	++	نعم	2 إلى 6 أشهر	دراسة مكتوبة تخص السوق	التنبؤ بمسوق جديد للمبيعات، الاختيار الإستراتيجي	لا
الطريقة التاريخية	++	+	-	صعب	أسبوعين	تاريخ عدة سنوات لمنتجات أخرى	التنبؤ بمنتجات جديد	لا
التمهيد الأسي	+	-	-	لا	يوم واحد	البيانات التاريخية على 3 سنوات	التنبؤ بالمبيعات	نعم
طريقة بوكس-جنكز	++	-	-	لا	يوم واحد	البيانات التاريخية لمدة أكثر من 50 مشاهدة سنوات	التنبؤ بالمبيعات	نعم
نموذج الاحدار	+++	++	-	نعم	شهر	البيانات التاريخية لمدة سنوات	التنبؤ بمبيعات السوق، تحديد الإستراتيجية التسويقية	
جدول التبادل بين الصناعات	غير قابلة للتطبيق	++	+	نعم	5 أشهر	كمية معتبرة من المعلومات المتحصل عليها من المحاسبة الوطنية	حساب خطط المنتجات أو تقسيم القطاعات	نعم
نموذج القياس Simultanées	معقد جدا	+++	++	نعم	6 أشهر	بيانات تاريخية فصلية أو سنوية على مدى عدد كبير من السنوات	التنبؤ بالسوق	نعم

المصدر: لظنر Usinier et Jean Claude Bourbonnais، المرجع [55]، ص 268.

أ- الألق الزمني:

في ضوء الفترة الزمنية المراد تخطيطها يتم اختيار الأسلوب المناسب، فكلما ازداد المدى الزمني الذي يراد أن يتم التنبؤ به كلما زادت صعوبة عملية التنبؤ، ولهذا نجد أن معظم أساليب التنبؤ طويلة الأجل تعتمد على استخدام الطرق الوصفية مثل أسلوب دلفي وآراء الخبراء. وتكون نماذج التنبؤ متوسطة الأجل سببية وقصيرة الأجل تكون كمية استقرائية⁽¹⁾ هذا من جهة، ومن جهة أخرى نجد تحديد الفترات التي تتضمنها عملية التنبؤ، حيث هناك طرق يمكنها التنبؤ بفترة زمنية واحدة وأخرى بفترتين أو عدة فترات في المستقبل.

ب- درجة التفصيل:

إن الخطة المفصلة تتطلب تنبؤات مفصلة عن المبيعات، وهذا يعتمد على خطط الأقسام وتفصيلاتها فقسم المبيعات يهتم بتفصيل التنبؤ لكل منطقة من مناطق البيع ولكل منتج، في حين أن قسم الإنتاج لا يهتم بالتفصيل بقدر ما يهتم حجم المبيعات الكلي المطلوب إنتاجه حسب كل منتج ودرجة الجودة وذلك لكل فترة زمنية.

ج- عدد أنواع المنتجات:

كلما زاد عدد أنواع المنتجات التي تتعامل بها المنظمة، توجب عليها استخدام الأساليب الحديثة للسيطرة على العدد الكبير وتحديد مبيعات الفترة المقبلة، وقد تكون الحاجة إلى الاستعانة بالحاسبة الإلكترونية لتسهيل العمل.

1-2-3-2 خصائص طرق التنبؤ:

إن عملية اختيار طريقة التنبؤ تتأثر بخصائص الطريقة نفسها ومنها:

أ- نوع البيانات:

لكل أسلوب من أساليب التنبؤ بيانات معينة يتطلبها لاستخدامه، وبالتالي فحجم ونوعية المعلومات المتوفرة عن الظاهرة المدروسة وطبيعة السلسلة يحدد التقنية، ففي حالة "المنتج الجديد الذي يقدم لأول مرة، لن تتوفر بيانات تاريخية عن مبيعاته، وهنا سيتعذر استخدام طريقة تحليل السلاسل الزمنية، بينما تعد طريقة 'دلفي' مثلاً أكثر مناسبة"⁽²⁾، ومع وجود البيانات التاريخية فإنه يراعى الطول النسبي للسلسلة الزمنية، وكونها مستقرة أو غير مستقرة، والمركبات الأساسية التي تتحكم في مسار الظاهرة المدروسة حيث توجد طرق يمكن استعمالها في حالة وجود المركبة العشوائية فقط، وطرق أخرى يمكن استعمالها في حالة وجود مركبة الاتجاه العام والمركبة الموسمية إضافة إلى المركبة العشوائية...الخ.⁽³⁾

(1) أنظر د. سونيا محمد البكري، المرجع [10]، ص 71.

(2) أنظر د. أحمد سيد مصطفى، المرجع [1]، ص 184.

(3) أنظر S.Makridakis et S,C Wheelwright، المرجع [61]، ص 24.

ب- نوع وسيلة للتنبؤ:

لكل طريقة استعمال معين وظروف استعمالها وغاية معينة، فاستخدام طرق السلاسل الزمنية أي النماذج الاستقرائية يفترض استمرار ظروف الماضي والحاضر إلى المستقبل (البيانات الماضية مؤشر للمستقبل)، أما النماذج السببية فتفترض أن الشيء الذي يتم التنبؤ به وظيفة لبعض المتغيرات المستقلة (كالمسكر للشاي)⁽¹⁾، وتقنية التنبؤ تتبع المتغير موضوع التنبؤ.

ج- تكاليف ودقة للطريقة:

على المنظمة أن توازن بين دقة الطريقة المستخدمة وكلفة الاستخدام، هذا مع مراعاة كلفة عدم الدقة، فهي تتضمن كل أنواع التكلفة التي تترتب على القرارات الخاطئة المترتبة على تنبؤات غير دقيقة ومثال ذلك تكلفة الاحتفاظ بعدد من الوحدات أو إنتاج وحدات أقل أو أعلى مما يجب (تكلفة تخزين واستغلال)⁽²⁾، إضافة إلى تكلفة التطوير وإعداد البرمجيات.

د- سهولة التطبيق:

كقاعدة عامة في الإدارة لا يجب أن يستخدم المديرون أساليب لا يفهمونها⁽³⁾، فلا بد من مراعاة درجة التعقيد التي تتميز بها الطريقة وسهولة فهمها وتطبيقها دون اللجوء إلى خبراء أو تكوين في الميدان وذلك حسب المجال الزمني المتاح.

1-2-3-3 العوامل الأخرى:

توجد عوامل ومتغيرات أخرى لها أثر في اختيار طريقة التنبؤ المناسبة، منها المتعلقة بالمنظمة وأخرى بالمحيط.

أ- خصائص للمنظمة الداخلية: ومنها ننكر:

- حجم المنظمة: فزيادة الحجم يعني اتساع الأعمال مما يتطلب وسائل وطرق متطورة للتنبؤ،
- طبيعة المنتجات التي تسوقها: فالمنتج ذو الطبيعة الموسمية يتطلب استخدام الطريقة الموسمية، والمنتج الجديد قد يعتمد على استطلاع آراء خبراء التسويق... الخ.

ب- استمرار الظروف المحيطة بالمنظمة:

إن التقلبات في سوق الصناعة والاقتصاد الوطني تجعل طريقة التنبؤ المستخدمة في الظروف السابقة غير دقيقة ولا يركز إليها، خاصة الأساليب الكمية التي تعمل ضمن افتراضات معينة تتعلق بالبيئة التي تعيش فيها المنظمة، وقد يتم اللجوء إلى أسلوب الرأي الجماعي عندما تصبح الظروف المستقبلية أكثر اضطراباً.

(1) أنظر دسونيا محمد البكري، المرجع [10]، ص 71.

(2) أنظر د. محمد توفيق ماضي، المرجع [25]، ص 285.

(3) أنظر دسونيا محمد البكري، المرجع [10]، ص 72.

وأيا كانت الطريقة العلمية المختارة للتنبؤ فإنه من المؤكد أنه لا يمكن الوصول إلى القيمة الفعلية بالضبط (وإن صادف وحدث ذلك فيكون صدفة) وذلك نظرا لطبيعة عملية التنبؤ وما تكتفه من غموض.⁽¹⁾ وعامة فإن أفضل طريقة هي التي تجعل انحراف القيم المتوقعة عن الفعلية أقل ما يمكن حيث أن الخطأ المعياري للتنبؤ يحسب بالعلاقة التالية $\delta = \sqrt{\sum (y - \hat{y})^2 / n}$ والذي يفضل أن لا يتجاوز 5%.

1-3 مفهوم السلسلة الزمنية ومركباتها وطرق الكشف عنها

كون أن السلاسل الزمنية هي أساس تطبيق العديد من طرق التنبؤ وطريقة بوكس-جنكز تستدعي دراسة تحليلية لها فإنه لا بد من ضبط مفهومها وكذا المركبات المكونة لها وطرق الكشف عنها.

1-3-1 مفهوم السلسلة الزمنية:

تعرف السلسلة الزمنية بأنها البيانات الإحصائية التي تجمع أو تسجل عن ظاهرة ما لفترات زمنية متتابعة، محددة ومتساوية وتختلف هذه الفترات حسب طبيعة الظاهرة فقد تكون باليوم أو الأسبوع أو الشهر أو السنة أو على أي فترة زمنية أخرى.⁽²⁾ فهي عبارة عن مجموعة من المعطيات لقياس ظاهرة ما مشاهدة عبر الترتيب التصاعدي للزمن.⁽³⁾

ويعبر عن السلسلة الزمنية على شكل علاقة دالية تتضمن متغيرين أحدهما مستقل هو الزمن t والآخر تابع هو قيمة الظاهرة موضوع الدراسة (Y) وتأخذ رياضيا الصورة: $Y = f(t)$.⁽⁴⁾

و تستخدم السلاسل الزمنية في التعرف على التغيرات الحاصلة في أي ظاهرة عبر الزمن، كما أنها تفيد في اتخاذ القرارات لأنشطة معينة بعد معرفة تطورها الزمني السابق والحالي، وبالتالي يمكن الاعتماد عليها للتنبؤ بمسار الظاهرة المستقبلية اعتمادا على مسارها الماضي والحاضر.⁽⁵⁾

وتعتبر السلاسل الخاصة بالمؤشرات الاقتصادية مثل الدخل القومي، البطالة، العمالة والأرقام القياسية للإنتاج الصناعي من السلاسل الزمنية الهامة. ومن الأمثلة الأخرى على السلاسل الزمنية المبيعات السنوية للشركات التجارية والصناعية خلال فترة زمنية معينة وصافي دخل هذه الشركات. وعلى الرغم من ذلك يجب التنويه بأن السلاسل الزمنية وأساليب تحليلها لا تقتصر على المجالات الاقتصادية والتجارية فقط بل تمد أيضا لمجالات أخرى مثل قياس كمية الأمطار في منطقة معينة، عدد

(1) أنظر د. أمين عبد العزيز حسن، المرجع [6]، ص 294.

(2) أنظر دنيل محمد غنيم وآخرون، المرجع [32]، ص 217.

(3) أنظر Marc David et Jean Claude Michaud، المرجع [54]، ص 9.

(4) أنظر أ.د. لموري هادي كاظم الحسنوي، المرجع [5]، ص 397.

(5) أنظر د. سعد حسين فتح الله، المرجع [9]، ص 299.

الطلبة في مؤسسة تعليمية ما، حجم السكان في منطقة ما أو في دولة معينة⁽¹⁾ وغيرها من الظواهر الاقتصادية، الاجتماعية، الثقافية والعلمية... الخ.

وتجدر الإشارة إلى أنه عند بناء السلسلة الزمنية وقبل استخدامها في التحليل أو التنبؤ لا بد من التأكد أن مستوياتها قابلة للمقارنة فيما بينها، وذلك يتطلب تحقق:

- أن تكون جميع حدود السلسلة الزمنية معبرة عن نفس الظاهرة ومتفقة فيما بينها من حيث شمولها أو عدمه لعناصر الظاهرة المدروسة،

- أن تخص مستويات السلسلة الزمنية فترات زمنية متساوية وطريقة ووحدة القياس موحدة،

- أن يكون التعبير عن مستويات السلسلة الزمنية القديمة بالأسعار الثابتة، لأن الأسعار الجارية تخفي أثر ارتفاع الأسعار وتجعل المقارنة غير موضوعية.⁽²⁾

1-3-2 مركبات السلسلة الزمنية:

تعزى التغيرات (التقلبات أو الذبذبات) بالسلاسل الزمنية إلى أربع مؤشرات أو عناصر تشترك في التأثير على السلسلة الزمنية ولكن بدرجات متفاوتة من ظاهرة إلى أخرى حسب طبيعة الظاهرة موضع الدراسة، وحسب طول الفترة الزمنية للسلسلة نفسها، فإذا كانت طويلة فإنها تتأثر بجميع العناصر أما إذا كانت قصيرة فإنها تتأثر بواحد أو اثنين من العناصر فقط.⁽³⁾ فدراسة السلسلة الزمنية لظاهرة ما يتطلب تحليلها إلى عناصرها المختلفة لمعرفة مقدار واتجاه كل منها وعلاقتها ببعضها ببعض للتعرف على ما تعرضت له الظاهرة في الماضي حتى يمكن الاستفادة منه في التنبؤ بقيمتها في المستقبل، أو للتعرف على علاقة التغيرات في الظاهرة موضوع الدراسة بالتغيرات لسلسلة زمنية لظاهرة أخرى (أو أكثر).⁽⁴⁾

وتمثل قيم السلسلة الزمنية للظاهرة المدروسة Y_t نتيجة لمحصلة جميع القوى المؤثرة في الظاهرة والمكونة لها وهي:⁽⁵⁾

- الاتجاه العام Secular Trend،

- التغيرات الموسمية Seasonal Variation،

- التغيرات الدورية Cyclical Variation،

- التغيرات العرضية Irregular Variation.⁽⁶⁾

(1) انظر لتكون تشلو، المرجع [22]، ص 872.

(2) انظر محمد بونولرة خزر، المرجع [24]، ص 358.

د. عبد العزيز شربي، المرجع [13]، ص 22.

(3) انظر د. سعد حسن فتح الله، المرجع [9]، ص 301.

(4) انظر د. نبيل محمد غنيم وآخرون، المرجع [32]، ص 220.

(5) انظر محمد بونولرة خزر، المرجع [24]، ص 361.

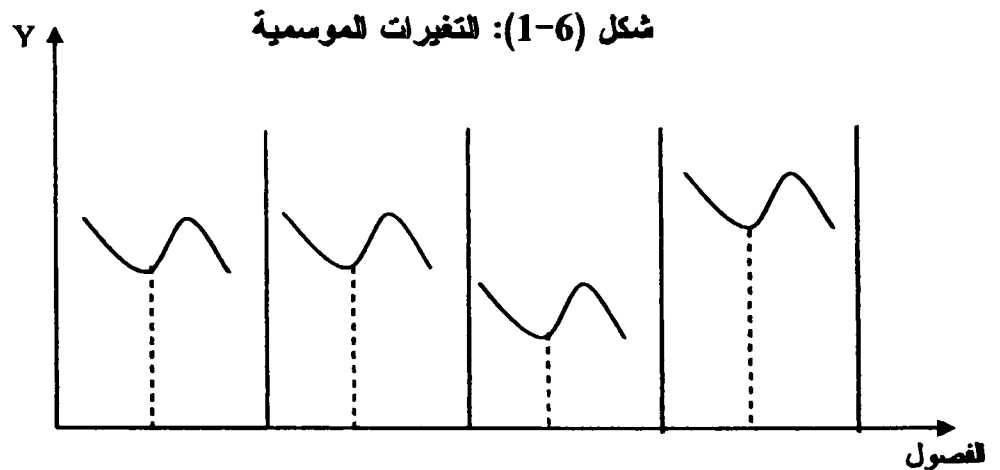
(6) انظر د. نبيل محمد غنيم وآخرون، المرجع [32]، ص 220.

1-2-3-1 مركبة الاتجاه العلم:

وهي تعرض التطور العام للظاهرة أي ميل قيم الظاهرة نحو الزيادة أو النقصان خلال فترة زمنية معينة،⁽¹⁾ وتتميز إلى التغيرات المنتظمة في الظاهرة خلال فترة زمنية طويلة،⁽²⁾ كالاتجاه العام للمبيعات العمالة وأسعار الأسهم، ويمكن أن يكون هذا الاتجاه تصاعدي بميل موجب أو تنازلي بميل سالب ويرمز له بالرمز T وتبلغ فترته غالبا سنة.⁽³⁾ ويعبر عن الاتجاه العام بيانيا بخط مستقيم يخترق المنحنى الممثل للسلسلة الزمنية الطويلة الأجل.⁽⁴⁾

1-2-3-2 المركبة الموسمية:

يرمز لها بالرمز "S" وهي تغيرات دورية تحصل في فترات زمنية قصيرة تكون مدتها أقل من سنة (يومية، أسبوعيا، شهريا، فصليا) مثل التغيرات التي تحصل في درجات الحرارة، الأمطار والمبيعات واستهلاك الكهرباء وغيرها، وتعود هذه التغيرات إلى عوامل طبيعية واجتماعية مثل حالة الجو التي تؤثر في الموسم الزراعي مثلا وفي المبيعات من سلعة ما، والأعياد والمواسم التي تؤثر في المبيعات من السلع المختلفة، وتحدث هذه التغيرات بشكل منتظم تقريبا مما يسهل من إمكانية التبني بها.⁽⁵⁾



المصدر: أنظر دسمد حسين فتح الله، المرجع [9]، ص 303.

1-2-3-3 المركبة الدورية:

تشير إلى الحركات الدورية المتكررة أعلى أو أسفل خط أو منحنى الاتجاه العام، و من أمثلة هذه التغيرات الدورة التجارية التي تمكث عادة لسنتين أو أكثر، وترجع للتغيرات الدورية إلى عوامل كثيرة

(1) أنظر أد. لموري هادي كاظم الحسناوي، المرجع [5]، ص 398.

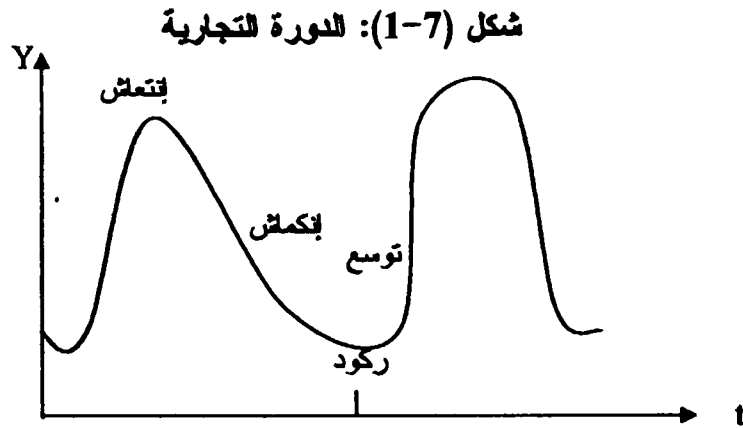
(2) أنظر دسمد حسن فتح الله، المرجع [9]، ص 301.

(3) أنظر أد.كمال سلطان محمد سالم، المرجع [21]، ص 224.

(4) أنظر دسمد حسن فتح الله، المرجع [9]، ص 301.

(5) أنظر دسمد حسين فتح الله، المرجع [9]، ص 302.

منها التغيير في عرض السلع والخدمات وفي الطلب عليها والسياسات الحكومية والعلاقات الدولية،⁽¹⁾ فهذه المركبة تختلف عن الفصلية في أنها تحدث في مجال أكبر من سنة في حركة دورية، وهي تظهر في السلاسل الزمنية الطويلة ويرمز لها بـ C.⁽²⁾ فهي عادة ما تعيد نفسها في فترات زمنية لا تقل عن سنة كفترة الرخاء، الكساد.⁽³⁾



المصدر: فطر دسعد حسين فتح الله، المرجع [9]، ص 302.

1-3-2-4 المركبة العشوائية:

وهي التغييرات التي تحصل في السلسلة بسبب عوامل الصدفة والمفاجئة وبالتالي تؤثر فيها دون وجود إمكانية توقعها مثل البراكين، الحروب، الزلازل والتغيرات السياسية... الخ، وتسمى هذه التغييرات بالتغيرات المتبقية Résiduel Variations وذلك لأنها تحسب كمتبقي بعد استبعاد أثر الاتجاه العام، الدورة والموسم. ومن خصائصها عدم انتظامها وقصر فترتها الزمنية⁽⁴⁾ ويرمز لها بالرمز I. وتجدر الإشارة إلى وجود عدة نماذج للسلسلة الزمنية تعبر عن علاقة العناصر الأربعة المكونة لها مع بعضها البعض⁽⁵⁾ وهي:

- نموذج للضرب أو النموذج للنسبي: يفترض أن القيمة الأصلية للسلسلة Y_t هي حاصل ضرب قيمة الاتجاه العام في النسب المتوية للعناصر الأخرى، أي أنه وفقاً لهذا النموذج:

$$Y = T \times S \times C \times I$$

حيث أن: T قيمة الاتجاه العام، S قيمة التغييرات الموسمية، C قيمة التغييرات الدورية، I قيمة التغييرات العرضية.

(1) فطر لتكون تشاو، المرجع [22]، ص 874.

(2) فطر مولود حشمان، المرجع [29]، ص 15.

(3) فطر أ.د. لموري هادي كاظم الحسنوي، المرجع [5]، ص 389.

(4) فطر دسعد حسن فتح الله، المرجع [9]، ص 303.

(5) فطر محمد بونورة خزر، المرجع [24]، ص 364.

حيث T مقياس بقيمة عددية بينما بقية العناصر نسب مئوية. ويعتبر هذا النموذج الأكثر استخداماً لأن التغير النسبي يعتبر أكثر واقعية من التغير المطلق.⁽¹⁾ وللإشارة فإنه يمكن تحويل الشكل الجدائي إلى تجميعي بإدخال اللوغاريتم.

- نموذج الجمع: يفترض أن القيمة الأصلية للسلسلة Y هي حاصل جمع المكونات الأربعة أي أن:

$$Y = T + S + C + I$$

حيث يتم التعبير عن كل عنصر بقيمة عددية وليس كنسبة مئوية.⁽²⁾

- النموذج المختلط: هو مزيج بين النموذجين التجميعي والجدائي، وبالتالي يمكن كتابة العديد من

$$Y = T \times C + S \times I \quad (3)$$

$$Y = T \times C \times I + S$$

وفيما يلي تعريف ببعض أساليب الكشف عن مركبات السلسلة الزمنية التي تظهر أثناء استعمالها على المدى القصير ويفترض استقلال هذه العناصر بعضها عن البعض الآخر وذلك تسهيلاً للتخلص من آثارها تبعاً، رغم أن الواقع العملي يؤكد وجود تداخل في آثار هذه العناصر في السلسلة.⁽⁴⁾

1-3-3 طرق الكشف عن مركبات السلسلة الزمنية:

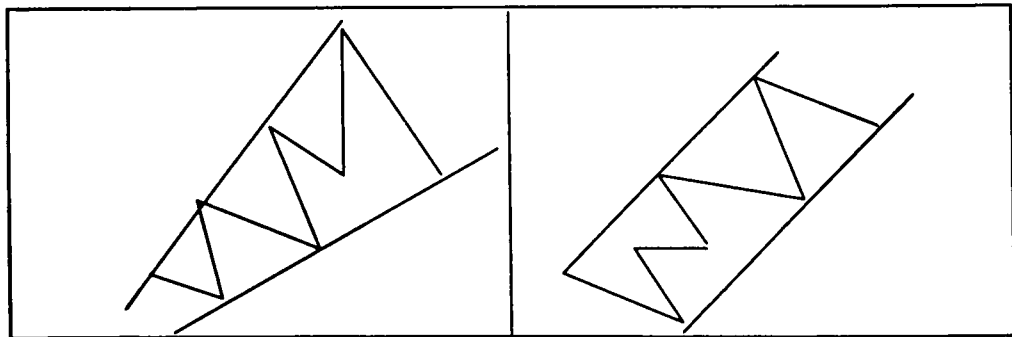
لا بد في البداية من معرفة طرق الكشف عن العلاقة التي تربط بين مركبات السلسلة الزمنية وذلك بأحد الأسلوبين التاليين:

* الأسلوب البياني: تكون وفق هذه الطريقة السلسلة الزمنية ذات عناصر تجميعية لما تنحصر نذبنتها بين خطين متوازيين أي أن هذه الهزات ثابتة الشدة، بينما السلسلة الجدائية تكون نذبنتها غير ثابتة الشدة (تباين متزايد أو متناقص) وبالتالي تقع بين خطين منفرجين كما هو مبين في الشكلان التاليان:

شكل (8-1): الحالة التجميعية والجدائية للسلسلة الزمنية

الحالة الجدائية

الحالة التجميعية



المصدر: أنظر Régis Bourbonnais et Michel Terraza، المرجع [56]، ص 26.

(1) أنظر د. سعد حسين فتح الله، المرجع [9]، ص 303، أنظر لنكون تشاو، المرجع [22]، ص ص 880-881.

(2) أنظر لنكون تشاو، المرجع [22]، ص 881.

(3) أنظر Roger C.P Faffenberger et James H. Patterson، المرجع [59]، ص 593.

(4) أنظر د. سعد حسين فتح الله، المرجع [9]، ص 305.

• الأسلوب الانحداري: وهو يعتمد على تقدير المعادلة التالية:

$$\sigma_i = a + b\bar{Y}_i, \quad i=1,2,\dots,n$$

$$\bar{Y}_i = \frac{1}{P} \sum_{j=1}^P Y_{ij}$$

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{1}{P} \sum_{j=1}^P (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2}, \quad J = 1, \dots, P$$

حيث n عدد السنوات، P يمثل الدورة وهي تساوي 4 في المشاهدات الثلاثية و 12 في الشهرية. وبالمربعات الصغرى يمكن تقدير المعلمة المهمة في العلاقة أعلاه كما يلي:

$$\hat{b} = \frac{\sum_{i=1}^n \sigma_i \bar{Y}_i - m \bar{\sigma} \bar{Y}}{\sum_{i=1}^n \bar{Y}_i^2 - m \bar{Y}^2}, \quad \bar{\sigma} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sigma_i, \quad \bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \bar{Y}_i \dots\dots\dots(1-14)$$

القرار: تكون السلسلة مختلطة، تجميعية أو جدانية لما يكون وعلى الترتيب:

$$0,05 \leq \hat{b} \leq 0,10$$

$$\hat{b} < 0,05$$

$$(1) \hat{b} > 0,10$$

ويتم الكشف عن مركبات السلسلة الزمنية إما بيانيا أو عن طريق الاختبارات الإحصائية

1-3-3-1 عن طريق تحليل المعلومات بيانيا:

إن تمثيل المعلومات الرقمية في شكل بياني، يعكس مركبات السلسلة الزمنية، حيث أن الاتجاه العام يتمثل في المركبة التي تدفع بالمنحنى نحو الأعلى إذا كان الميل موجبا والعكس إذا كان سالبا، بينما المركبة الدورية تتعكس على هيئة قمم أو انخفاضات بشكل منتظم يسمح بتحديد فترة حدوث هذه الظاهرة كأن تكون في فصل أو شهر معين... الخ. بينما المركبة العشوائية تتمثل في عدم تركها المركبات المنتظمة أن تكون كذلك، أما المركبة الفصيولة فتظهر من خلال الانتظام في تسجيل القمم والانخفاضات في المدى القصير، (2) ويمكن توضيح ما سبق من خلال شكل (9-1).

1-3-3-2 عن طريق الاختبارات الإحصائية:

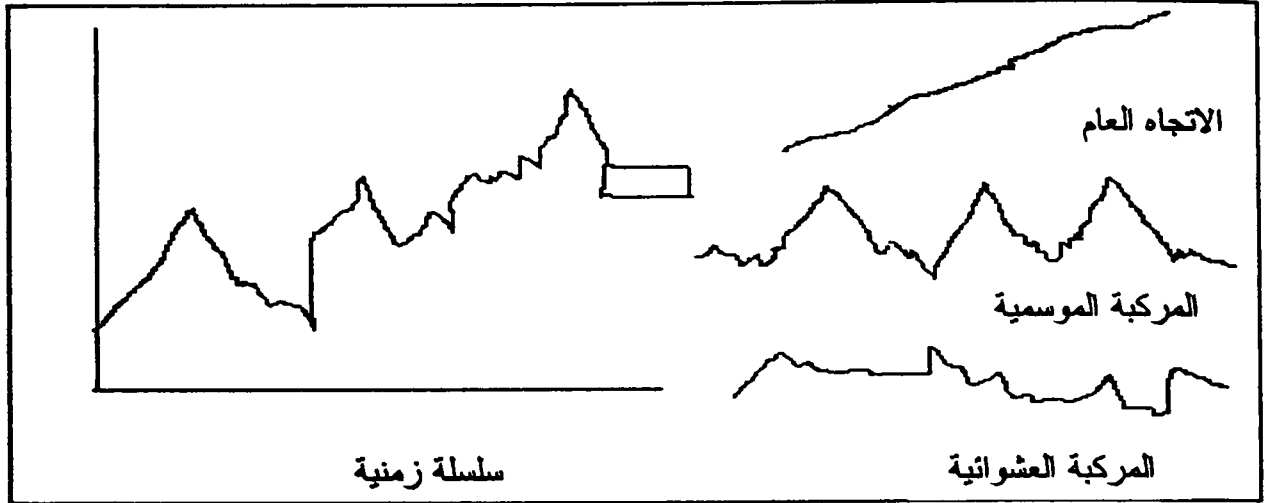
لما كان استخدام التمثيل البياني يتميز بنوع من الصعوبة وعدم الدقة فإنه سيتم فيما يلي عرض لبعض الطرق الإحصائية للكشف عن مركبة الاتجاه العام والموسمية، كون الاهتمام بمجال التنبؤ على المدى القصير.

(1) أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص ص 36 - 37،

أنظر Régis Bourbonnais et Michel Terraza، المرجع [56]، ص ص 25-26.

(2) أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص ص 16-17.

شكل (9-1): تفكيك سلسلة



لمصدر: نُظر Marc David et Jean Claude Michaud، لمرجع [54]، ص 18.

أ- كشف الاتجاه العام:

توجد عدة طرق للتأكد من وجود الاتجاه العام من عدمه، وأهمها اختبار نقاط الانعطاف، اختبار دانيال واختبار نيكي-فولر.

أ1- اختبار نقاط الانعطاف:⁽¹⁾

هذا الاختبار من الاختبارات الحرة، أي التي لا تتطلب أي فرضية حول التوزيع الاحتمالي للأخطاء ϵ_t ، وهو يهتم بعدد مرات الصعود والنزول للمنحنى أي عدد مرات تغير الإشارة من موجب إلى سالب أو العكس.

$$\Delta \gamma_t = \gamma_t - \gamma_{t-1}$$

من خلال حساب الفروقات من الدرجة الأولى $\Delta \gamma_t$ أين:

حيث γ_t تمثل السلسلة الزمنية قيد الاختبار مرتبة ترتيباً زمنياً.

* صيغة الاختبار: H_0 : السلسلة عشوائية / لا يوجد اتجاه عام.
 H_1 : يوجد اتجاه عام.

* تكوين الاختبار:

- حساب الفروقات من الدرجة الأولى للسلسلة المعنية وإعطاء إشارة موجبة للفروقات الموجبة وسالبة للسالبة، ومنه فرمزه u وهو عدد مرات تغير الإشارة في $\Delta \gamma_t$ ،

- يستعمل لما يكون عدد المشاهدات أكبر من 10.

$$|Z| > Z_{\alpha/2}$$

* القرار: رفض H_0 إذا كان:

⁽¹⁾ نُظر مولود حشمان، لمرجع [29]، ص ص 23-24.

حيث Z معطى بالعلاقة:

$$|Z| = \frac{u - u_n}{\sigma_u}$$

و α مستوى المعنوية، أين:

$$u_n = \frac{2(T-2)}{3}, \quad \delta_u = \sqrt{\frac{16T-29}{90}}$$

أ₂- لاختبار دنتيال: (1)

يعتبر من أقوى الاختبارات الحرة وهو يستعين بمعامل الارتباط لسبيرمان، ويعتمد هذا المعامل على قياس الارتباط الخطي بين الترتيب التصاعدي R_t والترتيب الزمني t ، ويعرف معامل الارتباط

النظري بالعلاقة:

$$\tau_s = \frac{Cov(R_t, t)}{\sqrt{Var(R_t)Var(t)}} \dots \dots \dots (1-15)$$

حيث: $R_t = 1, \dots, T$; $t = 1, \dots, T$; $R_t = f(t)$

أين: $Var(R_t) = Var(t) = \frac{1}{12}(T^2 - 1)$

ويكون المعامل في حالة العينة وبسلسلة غير مكررة المشاهدات معطى بالعلاقة التالية:

$$\tau_s = \frac{\sum_{t=1}^T (R_t - \bar{R})(t - \bar{t})}{\sum_{t=1}^T (t - \bar{t})^2}$$

وبعد التبسيط نحصل على الشكل النهائي التالي:

$$\tau_s = 1 - \frac{6 \sum_{t=1}^T d_t^2}{T(T^2 - 1)} \dots \dots \dots (1-16)$$

حيث $\sum d_t^2$ يمثل مجموع مربعات الفرق بين الترتيبين R_t و t أي: $d_t = (R_t - t)$ ، وكون τ_s معامل ارتباط فان: $-1 \leq \tau_s \leq 1$

* صيغة الاختبار: H_0 : السلسلة عشوائية / لا يوجد اتجاه عام.
 H_1 : يوجد اتجاه عام.

* القرار: بعد حساب τ_s ، يتم رفض H_0 حسب العينة لما يكون:

- في العينات الصغيرة $T \leq 30$

$$|\tau_s| > \tau_{\alpha/2}$$

- في العينات الكبيرة $T > 30$

- في العينات الكبيرة $T > 30$

$$|Z| > Z_{\alpha/2}$$

حيث: $Z = \frac{\tau_s - u_{\tau_s}}{\sigma_{\tau_s}}$

(1) انظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص ص 27-29.

$$u_{\tau_s} = 0 \quad , \quad \sigma_{\tau_s} = \frac{1}{\sqrt{T-1}}$$

أين:

$$Z = \frac{\tau_s}{\sigma_{\tau_s}} = \tau_s \sqrt{T-1}$$

وبالتعويض نحصل على:

3- اختبار ديكي- فولر: Dickey - Fuller

يعد اختبار ديكي- فولر DF من اختبارات الإستقرارية الهامة حيث أنه يسمح ليس فقط بالكشف عن وجود الاتجاه العام (T) (اختبارات الجذر الوحدوي Racine Unitaire)، بل أيضا تحديد أفضل نمط لجعل السلسلة مستقرة.⁽¹⁾ وحسب أعمال Plosser Nelson (1982) فإن حالات عدم الاستقرار الأكثر تكررا يتم تحليلها من خلال نوعين من العمليات أو النماذج وهي:

- النماذج TS (Trend Stationary) التي تعرض عدم الاستقرار من نوع تحديدي $déterministe$ ،⁽²⁾

- النماذج DS (Differency stationnary) التي تعرض عدم استقرار من نوع عشوائي.

وفيما يلي عرض خصائص كل عملية:

* النموذج TS :

$$Y_t = f_t + \varepsilon_t$$

ويكتب هذا النموذج من الشكل:

حيث: f_t دالة كثير حدود للزمن، خطية أو غير خطية و ε_t سياق مستقر، وفي الحالة البسيطة تكون

الدالة f_t هي دالة كثير حدود من الرتبة الأولى ويكتب نموذج TS من الشكل:

$$Y_t = a_0 + ta_1 + \varepsilon_t$$

ومن أجل التبسيط يفرض ε_t صدمة عشوائية أي: $\varepsilon_t \approx BB(0, \delta_\varepsilon^2)$

$$\left\{ \begin{array}{l} E(Y_t) = E(a_0 + ta_1 + \varepsilon_t) = a_0 + ta_1, \quad \forall t \\ V(Y_t) = E(Y_t - E(Y_t))^2 = E(\varepsilon_t)^2 = V(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2 \\ Cov(Y_t, Y_s) = E[(Y_t - E(Y_t))(Y_s - E(Y_s))] = E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0, \quad \forall t \neq s \end{array} \right. \quad (3)$$

هذا السياق Y_t غير مستقر لأن $E(Y_t)$ مرتبط بالزمن. ولجعله مستقر يتوجب تقدير المعالم a_0, a_1

بطريقة المربعات الصغرى (MCO)، ثم القيام بعملية الطرح التالية:

$$Y_t - (\hat{a}_0 + \hat{a}_1 t) \quad (4)$$

أما التباين فهو ثابت عبر الزمن وعليه فدالة الارتباط الذاتي مستقلة عن الزمن.

* النموذج DS :

هذا النموذج من العمليات يمكن جعله مستقرا باستعمال ترشيح الفروقات $(1 - \beta)^d Y_t = \beta + \varepsilon_t$

(1) نظر Régis Bourbonnais، المرجع [57]، ص 231.

(2) نظر Régis Bourbonnais et Michel Terraza، المرجع [56]، ص 139.

(3) نظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon، المرجع [62]، ص 123.

(4) نظر Régis Bourbonnais، المرجع [57]، ص 231.

حيث ε_t سياق مستقر من نوع ARMA أو صدمة عشوائية، β ثابت حقيقي، d رتبة الفروقات. ويعرف نموذج DS باستعمال ترشيح الفروقات الأولى ($d=1$)، وتكون العملية من الرتبة الأولى وتكتب:

$$Y_t = Y_{t-1} + \beta + \varepsilon_t \quad \text{أو} \quad (1 - \beta)Y_t = \beta + \varepsilon_t$$

• لما ε_t صدمة عشوائية و $\beta=0$: النموذج DS يكون دون انحراف ويكتب من الشكل:

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

ويسمى نموذج السير العشوائي والذي تطبق عليه الفروقات من الدرجة الأولى لجعله مستقرا $(1 - \beta)Y_t = \varepsilon_t$ ، إذا بفرض أن القيمة الأصلية Y_0 معروفة ومحددة، يصبح لدينا:

$$Y_t = Y_0 + \beta t + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$$

$$\begin{cases} E(Y_t) = Y_0 + \beta t \\ V(Y_t) = t\sigma_\varepsilon^2 \\ Cov(Y_t, Y_s) = \sigma_\varepsilon^2 \times \text{Min}(t, s) \quad , \quad s \neq t \end{cases}$$

وتكون خصائص هذا النموذج هي:

هذا النموذج غير مستقر من جهة الوسط الحسابي الذي هو من نفس الشكل بالنسبة لنموذج TS، وكذلك من جهة تباينه، وأفضل طريقة لجعل السلسلة مستقرة هو استعمال الفروقات من الدرجة d المناسبة، أما بالنسبة لنموذج TS فأفضل طريقة لجعله مستقر هي طريقة المربعات الصغرى العادية OLS⁽¹⁾.

ونظرا لنتائج سوء إستقرارية النموذج فإن اختيار نموذج DS أو TS كهيكل للسلسلة لا يكون حيادي.

إن إختبارات الجذور الوحوية تمكن من إختيار فيما إذا كان نموذج DS أو TS وفي هذا المجال

نجد إختبار ديكي- فولر البسيط (1979) ثم إختبار ديكي- فولر المدعم (1981)⁽²⁾.

○ إختبارات ديكي - فولر البسيط:

كما سبق الإشارة فإن هذا الإختبار يعمل على البحث في استقرارية السلسلة الزمنية أو عدم استقراريته، وذلك بتحديد مركبة الاتجاه العام فيما إذا كانت تحديدية أو عشوائية. وترتكز هذه الإختبارات على ثلاثة نماذج أساسية وهي:

$$(1) Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + a_t$$

نموذج AR من الرتبة الأولى

$$(2) Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + C + a_t$$

نموذج AR مع ثابت

$$(3) Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + bt + C + a_t$$

نموذج AR مع اتجاه عام

والتي يتم الحصول عليها من النماذج التالية:

(1) نظر Régis Bourbonnais et Michel Terraza، المرجع [56]، ص 141-143.

(2) نظر Régis Bourbonnais et Michel Terraza، المرجع [56]، ص 149.

$$(1) (1 - \phi_1 \beta) Y_t = a_t$$

$$(2) (1 - \phi_1 \beta)(Y_t - u) = a_t, \quad u(1 - \phi_1) = C$$

$$(3) (1 - \phi_1 \beta)(Y_t - \alpha - \beta t) = a_t, \quad \alpha(1 - \phi_1) + \phi_1 \beta = C, \quad \beta(1 - \phi_1) = b$$

حيث أنه لكل هذه النماذج، يفرض أن $a_t \approx BB(0, \delta_e^2)$ أي أنه صدمة عشوائية.

$$\begin{cases} H_0 : \phi_1 = 1 \\ H_1 : \phi_1 < 1 \end{cases} \quad * \text{ صيغة الاختبار:}$$

إذا كانت الفرضية H_0 محققة فإنه يوجد جذر وحدوي وعليه فالسلسلة غير مستقرة، وعدم استقرارها من طبيعة عشوائية (نماذج DS).

وقد اختار DF اختبار القيمة $1 - \hat{\phi}_1$ بدلا من $\hat{\phi}_1$ وهذا لا يضر بالاختبار كون أن إدخال قيمة لطرفي

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{المعادلة لا يغير فيها فمثلا:}$$

$$Y_t - Y_{t-1} = \phi_1 Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{ويمكن كتابتها:}$$

$$\Delta Y_t = (\phi_1 - 1) Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

ويتم تقدير المعامل بـ OLS ويتم الحصول على النماذج المقدره التالية:

$$\begin{cases} \Delta Y_t = \hat{P} Y_{t-1} + a_t \\ \Delta Y_t = \hat{P} Y_{t-1} + c + a_t \\ \Delta Y_t = \hat{P} Y_{t-1} + c + bt + a_t \end{cases}$$

حيث $1 - \hat{P} = \hat{\phi}_1$ ، C ثابت، bt الاتجاه العام.

* القرار: إذا كانت القيمة المحسوبة $t_{\hat{\phi}_1}$ أكبر من القيمة الجدولة فإنه نقبل H_0 .⁽¹⁾ حيث أن القيمة

الجدولة تستخرج من جداول DF المعدة خصيصا حسب صيغة النموذج، حجم العينة ومستوى المعنوية

والتي يمكن الحصول عليها مباشرة ضمن النتائج عند استخدام برامج كمبيوتر متخصصة مثل Eviews.⁽²⁾

من المؤكد أنه من أجل تحقيق اختبار الجذر الوحدوي، النتيجة ليست متماثلة حسب استعمال أحد

النماذج الثلاثة كعملية عامة للسلسلة. الاستنتاجات المتحصل عليها هي إذن مختلفة ويمكن أن تسبب

تحويلات مغلطة، لهذا السبب Dickey و Fuller وبعدهم كتاب آخرون طوروا استراتيجيات للاختبارات

والشكل (10-1) يوضح الاستراتيجية المحددة لاختبار الجذر الوحدوي، حيث القيم الحرجة $t_{\hat{\phi}_1}$ و $t_{\hat{\phi}_1}$

تسمح باختبار معنوية المعاملات b, c للنماذج (2)، (3) وهي معطاة في جدول DF .

(1) أنظر Régis Bourbonnais et Michel Terraza المرجع [56]، ص 149-151،

أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon المرجع [62]، ص 132-133.

(2) أنظر عبد القادر محمد عبد القادر عطية، المرجع [15]، ص 658.

إنه فالاختبار لا يتم على النماذج الثلاثة في نفس الوقت بل يتم التدرج في استراتيجية DF للجذر
الوحدوي في ثلاثة مراحل هي:

المرحلة 01: تقدير النموذج (3) واختبار معنوية الاتجاه العام بالرجوع إلى جدول DF ويمكن الحصول
على إحدى النتيجتين:

- إذا كان معامل الاتجاه العام غير معنوي ننتقل إلى المرحلة 02،
- إذا كان معامل الاتجاه العام معنوي نختبر فرضية العدم للجذر الوحدوي بمقارنة الإحصاء المحسوبة
لـ ϕ مع القيمة المجدولة لـ DF ونجد حالتين:
- قبول H_0 وعليه Y_t غير مستقرة وفي هذه الحالة نعيد العملية على سلسلة الفروقات من الدرجة
الأولى،
- رفض H_0 وعليه Y_t مستقرة وفي هذه الحالة نتوقف عن الاختبار ونستخدم السلسلة الأصلية
مباشرة.

المرحلة 02: لا يتم الانتقال إلى هذه المرحلة إلا إذا كان b في النموذج السابق غير معنوي أين يتم تقدير
النموذج (2) واختبار معنوية الثابت بالرجوع إلى جدول DF ونجد إحدى النتيجتين:

- إذا كان الثابت غير معنوي ننتقل إلى المرحلة 03،
- إذا كان الثابت معنوي نختبر فرضية العدم للجذر الوحدوي بمقارنة الإحصاء المحسوبة لـ ϕ مع
القيمة المجدولة لـ DF ونجد حالتين:
- قبول H_0 وعليه Y_t غير مستقرة وفي هذه الحالة نعيد العملية على سلسلة الفروقات من الدرجة
الأولى،
- رفض H_0 وعليه Y_t مستقرة وفي هذه الحالة نتوقف عن الاختبار ونستخدم السلسلة الأصلية
مباشرة.

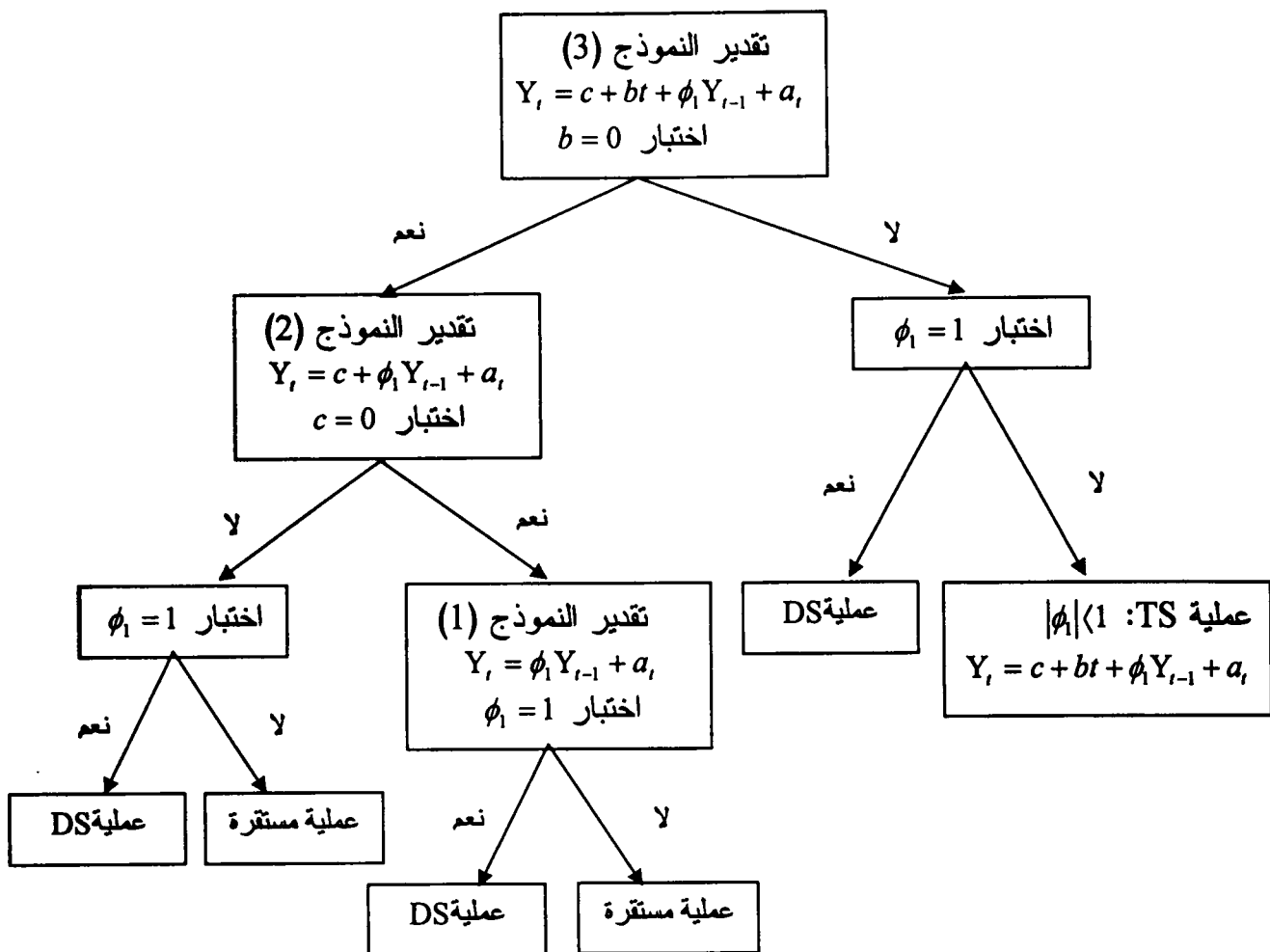
المرحلة 03: هذه المرحلة لا تطبق إلا إذا كان الثابت غير معنوي في النموذج السابق أين نقوم بتقدير
النموذج (1) واختبار H_0 للجذر الوحدوي:

- إذا تم قبول H_0 فإن Y_t غير مستقرة وبالتالي يجب إعادة العملية على سلسلة الفروقات من الدرجة
الأولى،
- إذا تم رفض H_0 فإن Y_t مستقرة وهذه آخر خطوة في استراتيجية الاختبار ويمكن استخدام السلسلة
الأصلية مباشرة. (1)

(1) أنظر Régis Bourbonnais ، المرجع [57] ، ص 235،

أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon ، المرجع [62] ، ص ص 137-138.

شكل (10-1): الاستراتيجية المحددة لاختبارات الجذر الوحدوي



المصدر: أنظر Régis Bourbonnais، المرجع [57]، ص 236.

تجدر الإشارة إلى وجود اختبارات DF التي تقوم على إحصاءة تشبه في توزيعها قانون التوزيع لفيشر، حيث يختبر فضلا عن فرضية العدم لوجود الجذر الوحدوي الفرضيات المكملة $tests$ des hypotheses jointes، وهي موضحة في الشكل (11-1) ويتم الاختبار كما يلي:⁽¹⁾

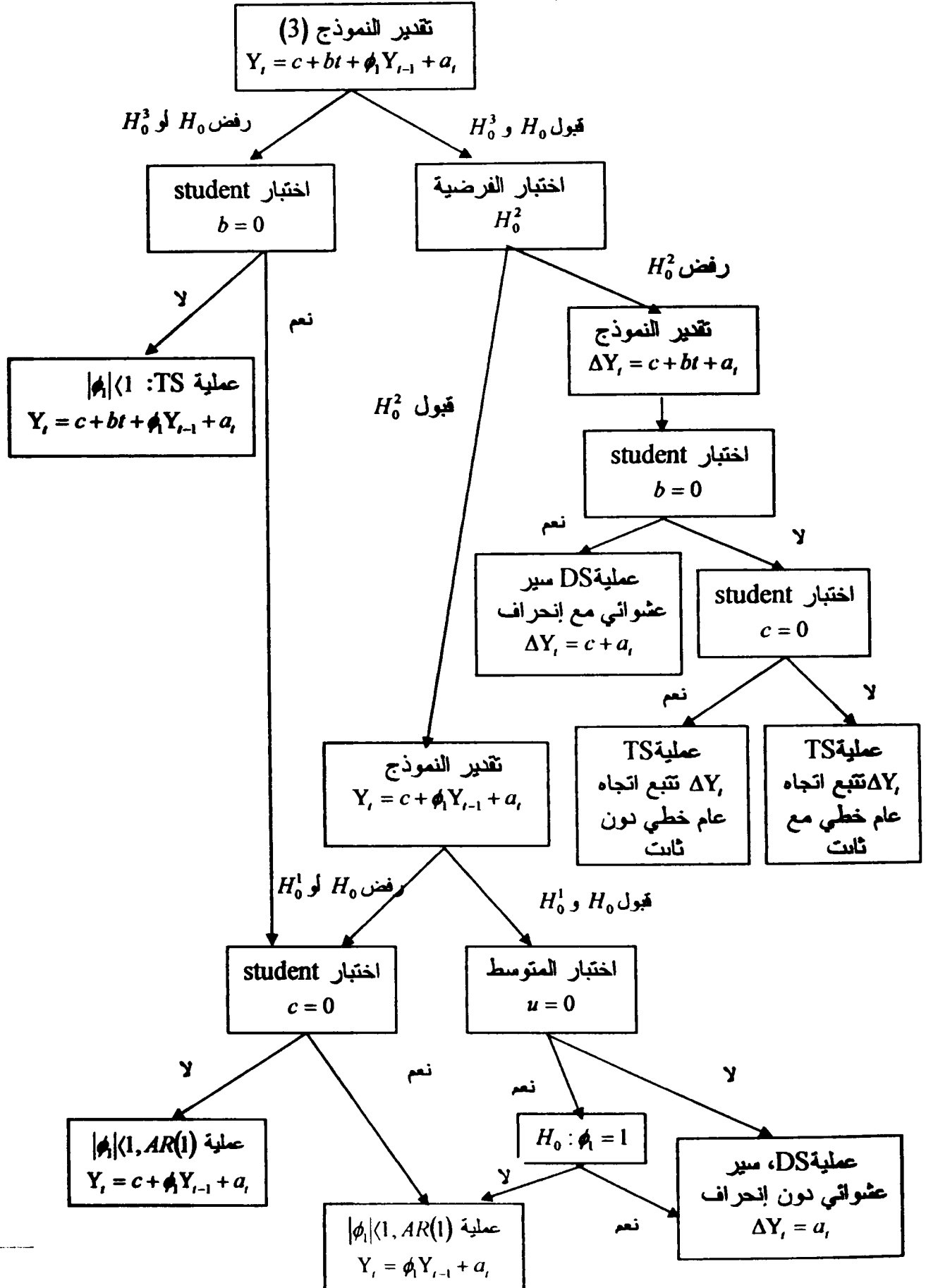
المرحلة 01: اختبار فرضية العدم لوجود الجذر الوحدوي

$$\begin{cases} H_0 : \phi_1 = 1 \\ H_0 : |\phi_1| < 1 \end{cases}$$

لما T_c والتي تمثل القيمة المحسوبة لإحصاءة الاختبار للنموذج الثالث أصغر من القيمة المجدولة لـ DF عند مستوى المعنوية α فإنه ترفض فرضية العدم المتعلقة بوجود الجذر الوحدوي وإلا للعكس صحيح.

(1) أنظر Régis Bourbonnais et Michel Terraza، المرجع [56]، ص ص 158-159،
أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon، المرجع [62]، ص ص 147-148.

شكل (11-1): استراتيجيات اختبارية اختبارات DF البسيطة



المصدر: أنظر Régis Bourbonnais et Michel Terraza، المرجع [56]، ص 154.

المرحلة 02: اختبار الفرضيات المكتملة tests des hypotheses jointes

• تقدير النموذج (3) بطريقة المربعات الصغرى:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + C + bt + a_t$$

ويتم اختبار الفرضية H_0^3 حيث:

$$H_0^3 : (c, b, \phi) = (c, 0, 1)$$

وإحصاءة الاختبار معطاة بالعلاقة التالية: (1-17)

$$F_3 = \frac{(SCR_c^2 - SCR_3)/2}{SCR_3/(n-3)}$$

حيث $SCR_c^2 = \sum (x_t - x_{t-1} - \hat{c})^2$ مجموع مربعات البواقي للنموذج (2) المشروط بالفرضية H_0^3 ،
 SCR_3 مجموع مربعات البواقي للنموذج (3) غير المشروط والمقدر بطريقة المربعات الصغرى.
 و يتم استخراج F_t من جدول DF حسب n, α (1) وتُقارن مع الإحصاءة المحسوبة، حيث أن القرار يكون:

- رفض الفرضية H_0^3 إذا كانت القيمة المحسوبة لإحصاءة الاختبار أكبر من القيم المجدولة أي أن $F_t > F_3$ ،
- قبول الفرضية H_0^3 إذا كانت القيمة المحسوبة لإحصاءة الاختبار أصغر من القيم المجدولة.

• إذا تم رفض H_0 أو H_0^3 فإنه يتم الانتقال لاختبار الفرضية:

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

حيث:

$$T_c = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_H}{\sigma_{\beta_1}}$$

- أما القيمة المجدولة T_t فتستخرج من جدول DF (2) ويكون القرار كما يلي:
- لما $T_t > T_c$ تقبل فرضية العدم أي معامل الاتجاه العام ليس معنويًا مختلف عن الصفر، وبالتالي رفض فرضية العملية TS،
- لما $T_t < T_c$ رفض فرضية العدم أي معامل الاتجاه العام معنويًا مختلف عن الصفر وبالتالي قبول فرضية العملية TS فالسلسلة غير مستقرة.

• إذا تم قبول H_0 و H_0^3 ننتقل لحساب الإحصاءة F_2 لاختبار الفرضية H_0^2 حيث: $H_0^2 : (c, b, \phi) = (0, 0, 1)$ مقابل الفرضية البديلة أحد المعالم مختلفة، وإحصاءة الاختبار معطاة بالعلاقة التالية:

$$F_2 = \frac{(SCR_c - SCR_2)/3}{SCR_3/(n-3)} \dots \dots \dots (1-18)$$

و يتم استخراج F_t من جدول DF حسب n, α و تقارن مع الإحصاءة المحسوبة، حيث أن القرار يكون:

(1) انظر الملحق (1).
 (2) انظر الملحق (2).

- رفض الفرضية H_0^2 إذا كانت القيمة المحسوبة لاحصاء الاختبار أكبر من القيم المجدولة، ويتم الانتقال لتقدير نموذج الفروقات من الدرجة الأولى وإتمام الاختبارات عليه،

- قبول الفرضية H_0^2 إذا كانت القيمة المحسوبة لاحصاء الاختبار أصغر من القيم المجدولة، ويتم الانتقال لتقدير النموذج (2) أي:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + C + a_t$$

$$\begin{cases} H_0 : \phi_1 = 1 \\ H_1 : |\phi_1| < 1 \end{cases} \quad \text{لاختبار الفرضية}$$

ويكون القرار:

- لما $t_c > t_t$ قبول H_0 أي وجود جذر وحيد، ومنتقل لاختبار H_0^1 ،

- لما $t_c < t_t$ رفض H_0 ، ومنتقل لاختبار معنوية الثابت في النموذج (2).

• اختبار H_0^1 حيث: $H_0^1 : (C, \phi) = (0, 1)$

$$F_1 = \frac{(SCR_c - SCR_2)/2}{SCR_2/(n-2)} \dots\dots\dots(1-19) \quad \text{واحصاء الاختبار معطاة بالعلاقة التالية:}$$

SCR_2 مجموع مربعات البواقي للنموذج (2) غير المشروط والمقدر بطريقة المربعات الصغرى،

SCR_c مجموع مربعات البواقي للنموذج (1) المشروط بالفرضية H_0^1 .

حيث أن القرار يكون:

- رفض الفرضية H_0^1 لما القيمة المحسوبة لاحصاء الاختبار أكبر من القيم المجدولة ومنتقل لاختبار C.

- قبول الفرضية H_0^1 إذا كانت القيمة المحسوبة لاحصاء الاختبار أصغر من القيم المجدولة، ومنتقل

لاختبار المتوسط والجذر الوحيد للنموذج (1) وتحديد القرار حسب النتيجة أي السلسلة مستقرة أو من

نوع DS وبالتالي يجب إجراء الفروقات لجعلها مستقرة.

$$\begin{cases} H_0 : c = 0 \\ H_1 : c \neq 0 \end{cases} \quad \text{• اختبار معنوية الثابت في النموذج (2) حيث الفرضية}$$

- لما $T_c < T_t$ رفض فرضية العدم وبالتالي الثابت C معنويًا يختلف عن الصفر، وحسب إستراتيجية DF

فإن السلسلة مستقرة مع ثابت.

- لما $T_c > T_t$ قبول فرضية العدم وبالتالي الثابت C غير معنوي، وحسب إستراتيجية DF فإن السلسلة

مستقرة دون ثابت.

ويمكن حساب الإحصاءات F_c وفق برنامج معمم من خلال البرمجيات المتخصصة. (1)

(1) انظر الملحق (3)

o اختبارات ديكي-فولر المدعم *ADF*: *augmenté*

في النماذج السابقة، استعمل في اختبارات *DF* البسيطة، فرضية أن a_t هو صدمة عشوائية، أي أنها غير مرتبطة مع بعضها، ومن أجل تصحيح هذا الافتراض اقترح ديكي وفولر ادخال التأخرات على ΔY_t ، ويقي الاختبار معتمد على قيم *Student* المبنية على الفرضية $|\phi| < 1$ المرتكزة على النماذج:

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta Y_t = \hat{P} Y_{t-1} - \sum_{j=2}^P \phi_j \Delta Y_{t-j+1} + a_t \\ \Delta Y_t = \hat{P} Y_{t-1} - \sum_{j=2}^P \phi_j \Delta Y_{t-j+1} + c + a_t \\ \Delta Y_t = \hat{P} Y_{t-1} - \sum_{j=2}^P \phi_j \Delta Y_{t-j+1} + c + bt + a_t \end{array} \right.$$

وتوجد اختبارات أخرى كاختبارات (1988) Phillips et Perron واختبار (1992) KPSS (1).

بالنسبة لتطبيق اختبار *DF* المدعم يتم بمحاكاة *DF* البسيط حيث تطبق نفس الاستراتيجية المتسلسلة المنحدرة انطلاقاً من تقدير النموذج (3). استراتيجيات الاختبار هي نفسها كما في حالة اختبار *DF* البسيط، وكذلك بالنسبة للاستراتيجية المعتمدة على الاحصاءات المشابهة لاحصاءة فيشر حيث تطبيق استراتيجية اختبار *ADF* بمحاكاة الاستراتيجية *DF* البسيط ويكون الاختلاف في الفرضيات المكملة واحصاءات الاختبار. (*)

هذا ويصادف أثناء تطبيق *ADF* ضرورة اختيار في البداية عدد التأخرات p ، ومن بين الطرق المتاحة للاختيار نجد:

- دراسة الارتباط الذاتي الجزئي *PAC* لسلسلة الفروقات ΔY_t وناخذ قيمة p تقابل آخر *PAC* معنوياً مختلف عن الصفر،
- استخدام احصاءة *Box-Pierce* (أنظر الفصل الثاني) أي اختبار غياب الارتباط الذاتي *AC* للبقايا غير أن هذا الاختبار يمكن أن يقود عامة لقيمة ضعيفة لـ p ،
- تقدير عدة عمليات لقيم مختلفة لـ p وأخذ النموذج الذي يصغر معايير المعلومات (AIC، SC، ...) حسب Ng et Perron (1993) هذه المعايير تقود إلى تحديد نماذج تتأثر بحجم الاختبار،
- استعمال العملية المقترحة من طرف Campbell et Perron (1991) التي تقوم على تثبيت قيمة عظمى لـ p يرمز لها p_{max} ، ونقدر نموذج الانحدار لاختبار *ADF* ونختبر معنوية $\Delta Y_{t-p_{max}}$ وإذا كانت هذه

(1) أنظر Régis Bourbonnais، المرجع [57]، ص 234.

(2) لمزيد من التفصيل أنظر: Sandrine Lardic et Valérie Mignon، المرجع [62]، ص 142-148،

أنظر Eric Dor، المرجع [46]، ص 160-169.

أنظر: Régis Bourbonnais et Michel Terraza، المرجع [56]، ص 155-159..

القيمة معنوية نحفظ بها، أما إذا لم تكن معنوية فيعاد تقدير نموذج الانحدار لاختبار ADF من أجل قيمة p - تعادل $p_{max} - 1$ ونختبر معنوية معلمة $\Delta Y_{t-p_{max}-1}$ وهكذا. الملاحظ أن Perron (1993) اقترح دراسة قوة النتائج بأخذ عدة قيم ممكنة لـ p_{max} . (1).

ب- كشف المركبة الموسمية: (2)

في كثير من الحالات يمكن كشف المركبة الموسمية بكل بساطة عند معرفة موضوع السلسلة الزمنية، فيمكن مسبقاً توقع وجود مركبة فصلية كالطلب على الغاز والكهرباء الذي يزيد بحدة في الفصول الباردة .

ب₁ - اختبار $kruskal-wallis (kw)$:

هذا الاختبار من الاختبارات الحرة و شكله كالتالي:

$$\left. \begin{array}{l} H_0: \text{لا توجد المركبة الفصلية،} \\ H_1: \text{توجد المركبة الفصلية.} \end{array} \right\}$$

وعلاقته معطاة في الشكل الرياضي التالي:

$$KW = \frac{12}{T(T+1)} \sum_{i=1}^p \frac{R_i^2}{n_i} - 3(T+1) \rightarrow \chi^2_{p-1} \dots \dots \dots (1-20)$$

حيث: R_i تمثل مجموع رتب المشاهدات المقابلة للفصل i ,

n_i تمثل عدد المشاهدات المقابلة للفصل i

p الدورة و هي تساوي 4 في المشاهدات الفصلية و 12 في الشهرية وهكذا.

فإذا كان كل n_i أكبر من 5 وفرضية العدم صحيحة، يمكن إظهار أن KW يتبع تقريبا توزيع χ^2 بـ $(P-1)$ درجة حرية.

والقرار: هو رفض H_0 إذا كان: $KW > \chi^2_{(p-1)}$

وتجدر الإشارة إلى وجوب إزالة مركبة الاتجاه العام من السلسلة قبل محاولة الكشف عن المركبة الفصلية.

ب₂ - التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي: (3)

هذه الدالة تعد من الاختبارات غير الحرة وهي تعتمد على فكرة الارتباط بين المشاهدات في

فترات مختلفة. وتظهر الموسمية في هذه الدالة في شكل قمم وإنخفاضات في فترات زمنية تعادل P .

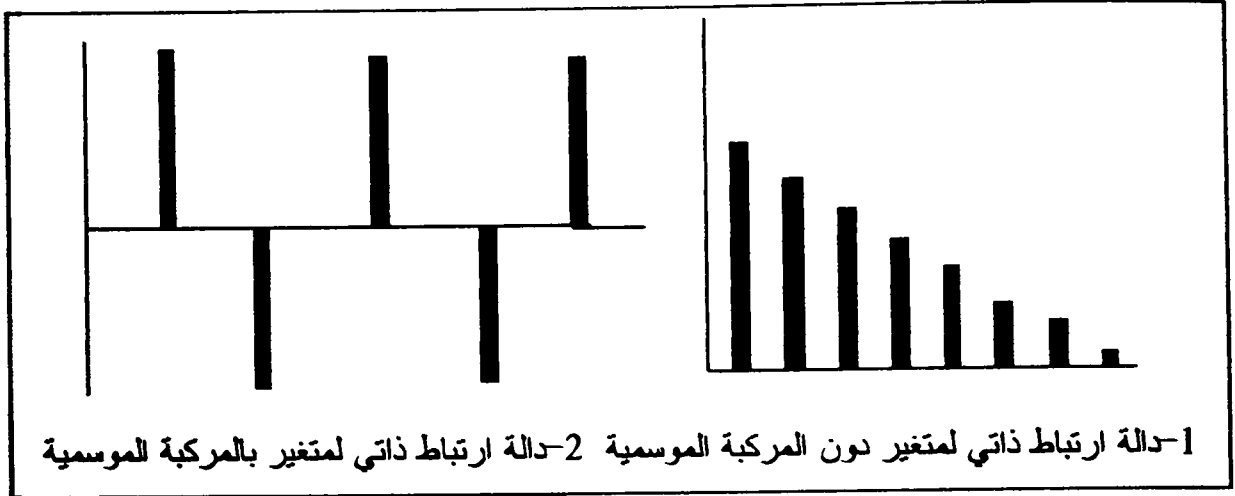
(1) أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon، المرجع [62]، ص 146-147.

(2) أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص 31-33.

(3) أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص 38-39.

والشكل (1-12) يوضح دالتين للارتباط الذاتي لمتغير، الأول لا توجد به المركبة الموسمية أما الثاني فيظهر قمة كل أربعة فترات ونفس الشيء بالنسبة للإنخفاضات أي توجد به المركبة الموسمية.

شكل (1-12): تمثيل دالة الارتباط الذاتي لمتغيرين



1-دالة ارتباط ذاتي لمتغير دون المركبة الموسمية 2-دالة ارتباط ذاتي لمتغير بالمركبة الموسمية

المصدر: نظير مولود حشمان، المرجع [29]، ص 39.

ب3 - اختبار تحليل للتباين:⁽¹⁾

هذا الاختبار يقوم على أن السلسلة ليس بها اتجاه عام (إلغاءها إن وجدت) ودورية المعلومات حيث N عدد السنوات أما P فتمثل عدد الملاحظات (الدورية) خلال السنة (ثلاثية $P=4$ ، شهرية $P=12$ الخ) حسب طبيعة المعلومات، Y_{ij} قيمة السلسلة حيث i مؤشر التأثير للسنة ($i=1, \dots, N$) و j مؤشر التأثير الشهري للفترة ($j=1, \dots, p$).

$$Y_{ij} = m_{ij} + e_{ij} \quad , \quad m_{ij} = a_i + b_j$$

b_j تقيس الأثر الدوري في الجدول، a_i تقيس الأثر السنوي في الجدول،

$e_{ij} \approx N(0, \sigma^2)$ خطأ العوامل العشوائية، m_{ij} عنصر مركبة السلسلة.

* صيغة الاختبار: H_0 : لا توجد المركبة الفصلية،
 H_1 : توجد المركبة الفصلية.

من أجل القيام بهذا الاختبار تستعمل إحصاءة فيشر مع الاستعانة بجدول تحليل التباين بإتباع ما يلي:

$$S_T = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^P (Y_{ij} - \bar{Y})^2 \dots\dots\dots(1-21)$$

- حساب التباين الكلي للجدول:

حيث: S_T المجموع الكلي للانحرافات.

⁽¹⁾ نظير Régis Bourbonnais et Michel Terraza، المرجع [56]، ص 17-19.

مع متوسط عام للسلسلة على $N \times P$ ملاحظات:(1-22) $\bar{Y} = \frac{1}{N \times P} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^P Y_{ij}$

- حساب التباين السنوي: الذي يعطى بالعلاقة(1-23) $\bar{Y}_i = \frac{1}{P} \sum_{j=1}^P Y_{ij}$

حيث \bar{Y}_i متوسط السنة i والفترة j ،

- حساب التباين الشهري: الذي يعطى بالعلاقة(1-24) $\bar{Y}_j = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_{ij}$

حيث \bar{Y}_j متوسط الفترة j والسنة i .

والجدول التالي يلخص ما سبق:

جدول (1-3): جدول تحليل للتباين

التباين	تباين العوامل	درجة الحرية	مجموع المربعات
$V_P = \frac{S_P}{P-1}$	تباين موسمي	$P - 1$	$S_P = N \sum_{i=1}^P (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2$
$V_A = \frac{S_A}{N-1}$	تباين سنوي	$N - 1$	$S_A = P \sum_{i=1}^N (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2$
$V_R = \frac{S_R}{(P-1)(N-1)}$	تباين الأخطاء	$(P-1)(N-1)$	$S_R = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^P (Y_{ij} - \bar{Y}_i - \bar{Y}_j + \bar{Y})$ $S_R = S_T - (S_P + S_A)$
$V_T = \frac{S_T}{N \times P - 1}$	التباين الكلي	$N \times P - 1$	$S_T = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^P (Y_{ij} - \bar{Y})^2$

المصدر: فنظر Régis Bourbonnais et Michel Terraza، المرجع [56]، ص 17-19.

من خلال هذا الجدول وعند مستوى المعنوية $\alpha\%$ و باستعمال جدول فيشر يكون القرار:

- اختبار تأثير عامل الفترة (شهري أو ثلاثي: H_0 لا يوجد تأثير)

تحسب $F_{\alpha} = \frac{V_P}{V_R}$ وتقارن بـ F_{α, v_1, v_2} من جدول فيشر حيث: $v_1 = P - 1, v_2 = (N - 1)(P - 1)$

درجات الحرية.

إذا كان $F_{\alpha} > F_{(P-1), (N-1)(P-1)}$ فإنه ترفض فرضية العدم H_0 وعليه فيوجد التأثير الموسمي والسلسلة

بها موسمية والعكس صحيح.

- اختبار الأثر السنوي (H_0 لا يوجد تأثير).

تُحسب F التجريبية حيث $F_q = \frac{V_q}{V_R}$ وتقارن بـ F_{α, v_1, v_2} من جدول فيشر حيث: $v_1 = N-1, v_2 = (N-1)(P-1)$ درجات الحرية.

إذا كان $F_{c_2} > F_{(N-1), (N-1)(P-1)}^{\alpha}$ نرفض الفرضية H_0 وعليه يوجد التأثير السنوي وبالمسلسلة إذن اتجاه عام.

تعد عملية التنبؤ بالمبيعات بالغة الأهمية بالنسبة للمنظمة حيث تستخدم في العديد من المجالات وحتى تتمكن من القيام بها تلجأ إلى تطبيق طريقة أو عدة طرق من بين الطرق الكمية والكيفية المتاحة. بالنسبة للطرق الكمية تعتمد على النماذج الإحصائية والرياضية وتبوء إلى الطرق السببية والاستقرائية حيث تعنى الطرق الاستقرائية بالتنبؤ بالمبيعات وفقاً لسلوك المتغير في الماضي وتسم بدقة للنتائج على المدى القصير، إلا أنها لا تستجيب للمستجدات التي تطرأ على طبيعة تغير الظاهرة، في حين الطرق السببية تعتمد على تحليل الظاهرة المدروسة وتقدير العلاقة بينها وبين العوامل النظامية المفسرة لها، إلا أنها تتطلب وقت، تكاليف وبيانات تاريخية تفصيلية وتستخدم على المدى المتوسط. أما الطرق الكيفية فتستخدم للتنبؤ على المدى الطويل في حالة قلة المعلومات أو كونها غير مهيأة لمعالجة إحصائية أو لتعقد الظاهرة وعدم قابليتها للقياس، وهذه الطرق تعتمد على الحكم الشخصي واستقصاء آراء العملاء...إلخ. ويخضع استخدام أي من هذه الطرق لعدة معايير تتعلق بمتطلبات التخطيط، خصائص طرق التنبؤ وعوامل أخرى تتعلق بالمنظمة والظروف المحيطة بها.

ولقد وجد أن الكثير من طرق التنبؤ تعالج السلاسل الزمنية وتشرط توفر أو غياب بعض المركبات دون غيرها حتى يمكن تطبيقها، وعليه تم التعريف بهذه المركبات وطرق الكشف عنها، وهو تمهيد لتحليلها في الفصل الموالي الذي خصص لعرض الجوانب النظرية لطريقة بوكس-جنكنز كونها تتفرد بمعالجة السلاسل الزمنية المعقدة أين يكون القانون الأساسي لها غير واضح أو مطروح، وتتطلب فقط معطيات متغير واحد للتطبيق واختيار أحد النماذج الخطية للسلاسل الزمنية للتنبؤ من خلاله.

الفصل الثاني:

الدراسة النظرية لطريقة بوكس-جنكينز

1-2 أسس تحليل السلاسل الزمنية

2-2 النماذج الخطية للسلاسل الزمنية

3-2 مراحل طريقة بوكس-جنكينز

رغم وجود أساليب عديدة لصياغة نماذج التنبؤ فإنه سيتم التعرض لنموذج التنبؤ باستخدام السلاسل الزمنية وعلى وجه الخصوص نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة التكاملية *ARIMA* والتي وصفها العالمان جورج بوكس George Box وجويلم جنكنز Gwilym Jenkins في كتابهما "Time Series Analysis Forecasting and Control" الصادر عام 1970م أين نشرنا نظرية السلاسل الزمنية وحيدة النوع ومتعددة الأنواع.

وتجدر الإشارة إلى أن دراسة السلاسل الزمنية قد بدأت منذ سنوات عديدة، إلا أن بوكس وجنكنز قد جعلنا استخدام هذه النماذج أكثر انتشاراً، وبيننا إمكانية استخدامها في البيانات الموسمية، كما أنهما أوضحا كيفية تطبيق هذه النماذج عملياً. وسيتم في هذا الفصل تحليل السلاسل الزمنية باستخدام نماذج *ARIMA* ذو المتغير الواحد والذي يعرف بطريقة بوكس-جنكنز التي هي من الطرق الكمية الاستقرائية وبالتالي التنبؤ على المدى القصير. ويشترط لتطبيقها أن تكون السلسلة الزمنية محل الدراسة طويلة أي تحتوي على الأقل على 50 مشاهدة وأن تكون مستقرة أو يتم إجراء التحويلات اللازمة لجعلها كذلك، إضافة إلى وجوب خبرة ومهارة الباحث فيما يخص عملية الكشف عن النموذج الأكثر ملائمة. (1)

ولما كانت طريقة بوكس-جنكنز (B-J) تقوم على تحليل السلاسل الزمنية فإنه لا بد من ضبط بعض المفاهيم الضرورية لها مع تحديد كيفية جعل السلسلة مستقرة، ثم تقديم الخصائص العامة لنماذج *ARIMA* الموسمية وغير الموسمية، ليتم الانتقال لتوضيح مراحل تطبيق الطريقة.

2-1 أسس تحليل السلاسل الزمنية:

يتوجب استخراج الخصائص الجوهرية للسلسلة الزمنية محل الدراسة للاستفادة منها لأغراض النمذجة والتنبؤ، وفيما يلي مفاهيم أساسية لتحليل السلاسل الزمنية وكذا التحويلات اللازمة لجعلها مستقرة.

2-1-1 مفاهيم أساسية لتحليل السلاسل الزمنية:

بوكس وجنكنز اعتمداً بعض المفاهيم الأساسية لتحليل السلاسل الزمنية في طريقتيها والتي من أهمها السياق العشوائي والمستقر، الصدمات العشوائية، دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية ومشغل الإزاحة للخلف ومشغل الفروق.

2-1-1-1 السياق العشوائي والمستقر:

إن السلسلة الزمنية هي تحقيق لسياق عشوائي والذي قد يكون مستقر أو يتم تحويله، وفيما يلي ضبط لمفهوم السياق العشوائي والسياق العشوائي المستقر.

(1) أنظر Georges Bresson et Alain Piroette، المرجع [48]، ص 53،
أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 18-19.

أ- السياق العشوائي (العرضي):

إن السلسلة الزمنية هي عبارة عن تتابع أعداد حقيقية مقاسة بأعداد صحيحة خاصة كالزمن، وفي كل لحظة زمنية قيمة الكمية المدروسة Y_t تسمى متغير عشوائي، "وهو ذلك المتغير الذي يمكن أن يأخذ عددا من القيم بدرجات احتمالية مختلفة، وقد يكون منفصلا أو متصلا".⁽¹⁾ فالمتغير العشوائي لا يقابل بقيمة واحدة في المدى وإنما بتوزيع احتمالي كامل.⁽²⁾ مجموع القيم Y_t لما t يتغير تسمى سياق عشوائي $\{Y_t, t \in Z\}$.⁽³⁾

فالسباق العشوائي هو عائلة من المتغيرات العشوائية تجسد نفس الفجوات مقاسة *indexée* عبر الزمن. إذا كان T مجموع الأعداد الصحيحة الطبيعية فإن السياق يكون بأزمنة متقطعة ($t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$) ويكتب السياق Y_t . أما إذا كان T هو مجموع الأعداد الحقيقية، فالسياق يكون بأزمنة مستمرة $t \in]-\infty, +\infty[$ ويكتب على الشكل $Y(t)$. ولتحديد التوزيع الاحتمالي للسياق $\{Y_t, t \in T\}$ يجب معرفة القوانين الاحتمالية لكل العائلات الجزئية المنتهية $(Y_t, Y_{t+1}, \dots, Y_{t+n})$.⁽⁴⁾

فالسلسلة الزمنية الملاحظة $y = \{y_t\}_{t=1,2,\dots,n} = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}$ هي إذن تحقيق لسياق عشوائي $Y = \{Y_t\} = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{pmatrix}$

والسياق العشوائي Y_t يتميز بـ:

- أمل رياضي $E(Y_t)$ لكل فترة t : $E(Y_1), E(Y_2), \dots$

- تباين $V(Y_t)$ لكل فترة t : $V(Y_1), V(Y_2), \dots$

- التغاير $Cov(Y_t, Y_{t-\theta})$ لكل الفترات t و كل التأخرات θ : $Cov(Y_2, Y_1), Cov(Y_3, Y_1), Cov(Y_3, Y_2), \dots$ ⁽⁵⁾

إن قسم السياقات العشوائية جد واسع، و تحليل السلاسل الزمنية هو إذن يتمركز أساسا في قسم جزئي من السياقات العشوائية المستقرة. هذه السياقات تتميز بكون خصائصها الإحصائية لا تتطور مع الزمن.⁽⁶⁾

ب- السياق العشوائي المستقر:

تكون السلسلة الزمنية مستقرة إذا كانت تحقق سياق عشوائي مستقر، أي أنها لا تتركب لا من

الاتجاه العام T ولا من المركبة الموسمية S ، وبشكل عام لا يوجد أي عامل يتطور عبر الزمن.

(1) أنظر د.نعمة الله نجيب إبراهيم، المرجع [33]، ص 68.

(2) أنظر د.عصام عزيز شريف، المرجع [16]، ص 20.

(3) أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon، المرجع [62]، ص 11.

(4) أنظر Marc David et Jean Claude Michaud، المرجع [54]، ص 33.

(5) أنظر Eric Dor، المرجع [46]، ص 150.

(6) أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon، المرجع [62]، ص 11.

يكون السياق العشوائي $\{Y_t\}$ مستقر⁽¹⁾ إذا كانت الشروط التالية محققة:

- المتوسط الحسابي ثابت ومستقل عن الزمن

$$E(Y_t) = E(Y_{t+m}) = \mu, \forall t, \forall m$$

- ثبات التباين

$$Var(X_t) = E(X_t - \mu)^2 = \sigma_X^2, \forall t$$

- التغيرات الذاتي مستقل عن الزمن

$$Cov(X_t, X_{t-k}) = E[(X_t - \mu)(X_{t-k} - \mu)] = \gamma_k$$

أي أن التغيرات بين مركبة لتاريخ t وأخرى لـ $t-k$ لا ترتبط إلا بالفجوة الزمنية k بين التواريخ، وليس للتاريخ t نفسه، مثلا $Cov(X_{72}, X_{70}) = Cov(X_{89}, X_{87})$ و بالتالي فالارتباط الذاتي بين قيم السلسلة عند نقطتين زمنيتين يعتمد على الفجوة $t-k$ وليس على t و k حيث:

$$\rho_{t-k} = Cov(X_t, X_{t-k}) / \sqrt{V(X_t) \times V(X_{t-k})} = Cov(X_t, X_{t-k}) / \sigma^2$$

فالسلسلة الزمنية تكون مستقرة (ساكنة) إذا كانت قيمتها تتغير حول قيمة متوسطة ثابتة، والمدى المتوسط لهذه التذبذبات يبقى ثابت مع الزمن، ونمط القيم المرتبطة بالقيم السابقة يتكرر بصفة ثابتة في الزمن.⁽²⁾

2-1-1-2 الصدمات العشوائية: (bb)

مفهومها يتعلق بالأخطاء (الانحرافات) ε_t فهي متتالية متغيرات عشوائية مستقلة عن بعضها البعض ولها نفس التوزيع أي أن $\varepsilon_t \approx N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ، فهي حالة خاصة للسياق العشوائي المستقر وذلك إذا تحققت الشروط التالية:

- $E(\varepsilon_t) = 0, \forall t;$
- $V(\varepsilon_t) = \sigma_{\varepsilon_t}^2, \forall t;$
- $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-\theta}) = 0, \forall t, \forall \theta \neq 0$

فالأمل الرياضي للمكونات معدوم لكل فترة، وقيم التواريخ المختلفة غير مرتبطة خطيا والتباين ثابت.⁽³⁾

3-1-1-2 دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية:

أ- دالة الارتباط الذاتي البسيطة: (AC)

توضح هذه الدالة الارتباط الموجود بين المشاهدات في فترات مختلفة وهي ذات أهمية بالغة في إبراز بعض الخصائص الهامة للسلسلة الزمنية.⁽⁴⁾ ويرمز لمعامل الارتباط بين المتغير Y_t ونفس المتغير المؤخر بـ k فترة أي Y_{t-k} بـ p_k ، وهو معامل الارتباط الذاتي والذي يعطى بالعلاقة:

(1) أنظر Régis Bourbonnais، المرجع [57]، ص 226.

(2) أنظر Eric Dor، المرجع [46]، ص 151، أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 37،

أنظر Régis Bourbonnais، المرجع [57]، ص 226.

(3) أنظر Eric Dor، المرجع [46]، ص 152، أنظر Régis Bourbonnais، المرجع [57]، ص 226.

(4) أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص 121.

$$\forall t: \rho_{Y_t, Y_{t-k}} = \frac{Cov(Y_t, Y_{t-k})}{\sqrt{V(Y_t)V(Y_{t-k})}} = \frac{E(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)}{\sqrt{E(Y_t - \mu)^2 E(Y_{t-k} - \mu)^2}} = \frac{\gamma_k}{\sqrt{\sigma_Y^2 \sigma_Y^2}} = \frac{\gamma_k}{\sigma_Y^2} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \dots (2-1)$$

حيث أن:

$$\mu = E(Y_t) = 1/T \sum_{t=1}^T Y_T \quad \text{- المتوسط:}$$

$$V(Y_t) = 1/T \sum_{t=1}^T (Y_t - \mu)^2 \quad \text{- التباين:}$$

- التغيرات (تمام التباين أو التباين المشترك) $Cov(Y_t, Y_{t-k})$ بين مركبتين بتواريخ مختلفة $(t, t-k)$ لسياق عشوائي تسمى التغيرات الذاتي، وهو ثابت بين المتغيرات بنفس الفجوة الزمنية k حيث أن دالة التغيرات الذاتي تعطي معلومات حول تغيرية السلسلة والارتباط الزمني الموجود بين مختلف مركبات السلسلة Y_t . وتحقق دالة التغيرات الذاتي لسياق مستقر Y_t الخصائص التالية:

$$-\gamma_0 = Cov(Y_t, Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = V(Y_t) = \sigma_Y^2 \geq 0$$

$$-|\gamma_k| \leq \gamma_0, \gamma_h = \gamma_{-k} \quad \text{دالة زوجية}$$

وعليه فدالة الارتباط الذاتي لعملية Y_t مستقرة تحقق الخصائص التالية: $\rho_0 = 1, |\rho_k| \leq \rho_0, \rho_k = \rho_{-k}$ في حالة عدم الاستقرار فإن معاملات الارتباط الذاتي ترتبط ليس فقط بالتأخر (الفجوة k) بل أيضا بالتواريخ نفسها، أي أنه لنفس القيمة k يكون: $\rho_{Y_T, Y_{T-k}} \neq \rho_{Y_{T+1}, Y_{T+1-k}} \neq \rho_{Y_{T+2}, Y_{T+2-k}} \neq \dots$ والعكس عند الاستقرار حيث الارتباط الذاتي بين متغيرات بنفس الفجوة يكون متساوي، $\rho_{t-s} = \rho_{s-t}$ أي (2) وعلى وجه الخصوص نجد $\rho_k = \rho_{-k}$ أي أن ρ_k لا يتغير سواء كانت الفجوة للأمام أو للخلف، وحيث أن ρ_k متماثلة حول فجوة زمنية مساوية للصفر سندرس ρ_k الموجبة فقط. (3) ويسمى التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي Corrélogramme .

من الناحية العملية لا يمكن معرفة القيم الحقيقية لمعاملات الارتباط الذاتي للمجتمع وللعمليات العشوائية وعليه يتم تقديرها باستخدام مشاهدات السلسلة المتاحة، وتكون الصيغة الرياضية لمعاملات الارتباط الذاتي للعبئة كالتالي:

(1) أنظر Armand Dayan et autre المرجع [40]، ص 923،

أنظر Régis Bourbonnais، المرجع [57]، ص 226.

(2) أنظر Eric Dor، المرجع [46]، ص ص 151-152،

أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon، المرجع [62]، ص ص 16-17.

(3) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 38.

$$\Gamma_k = \hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0} = \frac{\sum_{i=k+1}^T (Y_i - \bar{Y})(Y_{i-k} - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (1) \dots\dots\dots(2-2)$$

لما السلسلة مستقرة معاملات الارتباط الذاتي تتجه نحو 0 عند $k \rightarrow \infty$ ، وهي خاصية تستعمل للتعرف على السلسلة المستقرة. (2) "وفي حالة تمتع بيانات السلسلة بالاستقرار فإن معاملات الارتباط الذاتي للعيينة غالبا ما تكون لها توزيع طبيعي $N(0,1/n)$ ، وعليه فحدود فترة الثقة عند مستوى المعنوية 5% لعيينة كبيرة الحجم $\pm 1,96\sqrt{1/n}$ وإذا كان $\hat{\rho}_k$ يقع داخل هذه الحدود فإنه تقبل H_0 أي المعامل معدوم وإلا العكس". (3) وعادة ما يتم حساب عدد من معاملات الارتباط الذاتي يساوي $1/3$ من حجم العينة. (4)

ب- دالة الارتباط الذاتي الجزئية: (ACP)

الارتباط الذاتي الجزئي هو معامل الارتباط الجزئي بين سياقين $\{Y_t, t \in Z\}$ و $\{Y_{t+h}, t \in Z\}$ والذي منه نحذف تأثير المتغيرات العشوائية $Y_{t+1}, \dots, Y_{t+h-1}$ ، ويمكن القول أن معرفة الارتباط الذاتي تتضمن معرفة الارتباط الذاتي الجزئي والعكس. ويعطى ACP بالعلاقة:

$$\Gamma(h) = \frac{Cov[(Y_t - Y_t^*)(Y_{t+h} - Y_{t+h}^*)]}{V(Y_t - Y_t^*)} \dots\dots\dots(2-3)$$

حيث: Y_t^* انحدار Y_t على $Y_{t+1}, \dots, Y_{t+h-1}$ ويعطى بالعلاقة:

$$Y_t^* = \sum_{j=1}^{h-1} \alpha_j Y_{t+j}$$

Y_{t+h}^* انحدار Y_{t+h} على $Y_{t+1}, \dots, Y_{t+h-1}$ ويعطى بالعلاقة:

$$Y_{t+h}^* = \sum_{j=1}^{h-1} \alpha_j' Y_{t+j}$$

و α_j, α_j' يتم الحصول عليها وفق طريقة المربعات الصغرى. وعند الإستقرارية يلاحظ أن $Var(Y_{t+h} - Y_{t+h}^*) = c$ لكل h . (5)

ويمكن وضع دالة الارتباط الذاتي المكونة من $(h-1)$ الأولى للارتباط الذاتي لـ Y_t وفق المصفوفة:

(1) أنظر Régis Bourbonnais ، المرجع [57]، ص 226.

(2) أنظر René Giraud et Nicole Chaix، المرجع [58]، ص 298.

(3) أنظر أ.د عبد القادر محمد عبد القادر عطية، المرجع [15]، ص 651.

(4) أنظر أ.د عبد القادر محمد عبد القادر عطية، المرجع [15]، ص 653.

(5) أنظر Marc David et Jean Claude Michaud، المرجع [54]، ص 37.

$$\rho_h = \begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{h-1} \\ \vdots & 1 & & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{h-1} & & & 1 \end{bmatrix}$$

وتعطي دالة الارتباط الذاتي الجزئي بالعلاقة:

$$\Gamma(h) = \phi_{hh} = \frac{|\rho_h^*|}{|\rho_h|} \dots \dots \dots (2-4)$$

حيث: $|\rho_h|$ هي محدد المصفوفة ρ_h و ρ_h^* تعطي بالعلاقة:

$$\rho_h^* = \begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{h-2} & \rho_1 \\ \vdots & 1 & & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \rho_{h-1} & & & & \rho_h \end{bmatrix}$$

ρ_h^* هي مصفوفة ρ_h لكن مع تغيير العمود الأخير بـ $[\rho_1 \dots \rho_h]$ وعليه يمكن كتابة دالة الارتباط الذاتي الجزئي من الشكل:

$$\phi_{ii} = \begin{cases} \rho_1 & , i = 1 \\ \frac{\rho_i - \sum_{j=1}^{i-1} \phi_{i-1,j} \rho_{i-j}}{1 - \sum_{j=1}^{i-1} \phi_{i-1,j} \rho_j} & , i = 2, \dots, k \end{cases} \dots \dots \dots (2-5)$$

و $\phi_{ij} = \phi_{i-1,j} - \phi_{ii} \phi_{i-1,i-j}$ حيث $i = 2, \dots, k / j = 1, \dots, i-1$

هذه الخوارزمية تعرف تحت اسم خوارزمية Durbin (1960)، وهي مؤسسة على معادلات Yule-walker⁽¹⁾ وتعد دالتي الارتباط الذاتي الجزئية والبسيطة هما أساس التعرف على النماذج الملائمة لوصف بيانات السلسلة من بين نماذج ARIMA.

2-1-1-4 مشغل الإزاحة للخلف ومشغل الفروق:

يعتبر معامل التأخر أو مشغل الإزاحة للخلف B من الرموز المفيدة في التعبير عن نموذج السلسلة ويعرف كما يلي:

$$B^m Z_t = Z_{t-m} \Rightarrow \begin{cases} BZ_t = Z_{t-1} \\ B^2 Z_t = B(BZ_t) = BZ_{t-1} = Z_{t-2} \end{cases} \quad (2)$$

Z_t هي البيانات بعد استخدام تحويلة تثبيت التباين،

(1) أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon المرجع [62]، ص ص 18-19.
(2) أنظر C.W.J.Granger and Paul Newbold المرجع [42]، ص 6.

$\Delta Z_t = \Delta(\Delta Z_t)$ يمثل مشغل الفروقات من الرتبة 1 أي $\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1}$ ، أما الفروق من الرتبة الثانية فنكتب $\Delta^2 Z_t = \Delta(\Delta Z_t)$ وتوجد علاقة بين مشغل الإزاحة للخلف ومشغل الفروق $\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1} = Z_t - BZ_t = (1-B)Z_t$ وعليه: $\Delta = 1-B$ وتكتب الفروق المتتالية من الرتبة d وفق العلاقة:

$$\Delta^d Z_t = (1-B)^d Z_t$$

ولقد اعتمد بوكس وجينكز (1970) اعتمادا شبه كامل على مشغل الإزاحة للخلف B .⁽¹⁾

2-1-2 طرق تعديل السلسلة الزمنية غير المستقرة:

إن أغلب السلاسل الزمنية التجارية والاقتصادية هي سلاسل غير مستقرة (الاتجاه العام هو عنصر من عناصر هذه السلاسل)، وهذا ما يصعب من تقدير متوسط كل فترة زمنية اعتمادا على مشاهدة واحدة فقط لهذه الفترة والتي تولدت من عملية عشوائية، وكذا تقدير التباينات ومعاملات الارتباط الذاتي. لكن ولما كان في أغلب المواقف يتم الحصول على قيمة واحد فقط للسلسلة عند كل نقطة زمنية، كما لا يمكن العودة للوراء للحصول على قيم جديدة، فإنه يتوجب على محلل السلسلة الزمنية وضع قيود على كيفية تولد البيانات، حيث أنه إذا لم تظهر السلسلة أي اتجاه للتزايد أو التناقص مع الزمن (غياب T) فإنه من الممكن افتراض ثبات الوسط الحسابي لكل فترة زمنية وافترض أن القيمة المشاهدة عند كل فترة زمنية تمثل هذا الوسط الحسابي. وعليه يمكن تقدير الوسط الحسابي للسلسلة الزمنية باستخدام بياناتها وفقا للصيغة التالية:

$$\bar{\mu} = 1/n \sum_{i=1}^n Z_i$$

وعليه فإن ثبات الوسط الحسابي مرتبط بغياب مركبة الاتجاه العام من السلسلة أما تباين السلسلة الزمنية فهو يعبر عن درجة التشتت حول الوسط الحسابي الذي يفترض ثباته، وبالتالي فهو يعطي مقياسا لعدم التأكد حول هذا الوسط الحسابي، وبالتالي فيشترط ثبات التباين.

هذا ولا بد من وضع شرط على طبيعة الارتباط بين بيانات السلسلة عند فترات زمنية مختلفة، فإذا كانت السلسلة Z_1, Z_2, \dots, Z_n فإن الارتباط الذاتي (AC) بين Z_t و Z_{t+1} يساوي الارتباط بين أزواج القيم $(Z_1, Z_2), (Z_2, Z_3), \dots, (Z_{n-1}, Z_n)$ ويرمز له ρ_1 ، وبالمثل الارتباط الذاتي بين Z_t و Z_{t+2} ورمزه ρ_2 يساوي الارتباط بين الأزواج $(Z_1, Z_3), (Z_2, Z_4), \dots, (Z_{n-2}, Z_n)$ وعددها $n-2$. وعموما ρ_k يقيس الارتباط بين أزواج المشاهدات التي تفصلها k من الفترات الزمنية، فإذا كان ρ_k قريبة جدا من $+1$ فإنها تدل على ارتباط قوي موجب، وعليه إذا كانت $\mu \langle Z_n \rangle$ فإنه يتوقع $\mu \langle Z_{n+1} \rangle$ ، وبالمثل إذا كان ρ_k قريبا جدا من -1

(1) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 90-92.

أي تدل على ارتباط قوي سالب، فإنه يتوقع أن تكون قيمة المشاهدات التالية $Z_{n+1} < \mu$ لما $\langle Z_n, \mu \rangle$. وعليه نجد أن معاملات الارتباط الذاتي تلعب دورا هاما في التنبؤ باستخدام السلاسل الزمنية. إذا تم الحصول عند تقسيم السلسلة إلى نصفين وحساب معاملات الارتباط الذاتي لكل نصف على اختلاف حقيقي في قيمة ρ_1 مثلا المحسوبة للنصف الأول والثاني فإنه لا بد من استخدام المعاملات المحسوبة للنصف الثاني لأن ρ_1 المحسوبة باستخدام جميع مشاهدات السلسلة يعتبر مضللا، والذي يمكن النظر إليه كمعامل ارتباط ذاتي متوسط للسلسلة كلها، وعليه لا بد من اشتراط ألا يعتمد أي معامل ارتباط ذاتي على جزء السلسلة الذي استخدم في حسابه. (1)

ولما كان تحليل أي سلسلة زمنية يتطلب استقرارها فإنه يتم تبين فيما يلي كيفية تحويل سلسلة زمنية غير مستقرة إلى سلسلة مستقرة وذلك من خلال تثبيت التباين، إزالة مركبة الاتجاه العام والموسمية.

2-1-2-1 تثبيت التباين:

توجد عدة طرق لتحويل البيانات بهدف تثبيت التباين، والفكرة الأساسية هي تحويل البيانات حتى نحصل على شكل أكثر استقامة من شكل أصلي منحنى، وفي نفس الوقت تثبيت التباين للسلسلة كلها وتعتبر التحويلة اللوغاريتمية وتحويلة الجذر التربيعي من أكثر التحويلات استخداما.

يمكن استخدام التحويلة اللوغاريتمية بكفاءة إذا كان:

- تباين السلسلة متناسبا مع مستوى متوسط السلسلة،

- مستوى متوسط السلسلة يتزايد أو يتناقص بمستوى ثابت.

ويمكن أيضا استخدام تحويلات أخرى للتوصل إلى الإستقرارية تسمى تحويلات القوة باستخدام $Z^{(B)}$ حيث Z تمثل البيانات غير المحولة بينما B معلمة يمكن أن تأخذ قيمة موجبة أو سالبة. وإذا كانت $B = 0$ فإن $Z^{(B)}$ تعرف بأنها تساوي $\log(Z)$ ، أما تحويل الجذر التربيعي فنحصل عليها بوضع $B = 1/2$ ، ولقد تبين عمليا أنه يمكن الاكتفاء بالتحويلة اللوغاريتمية وتحويلة الجذر التربيعي عند البحث عن تحويلات مناسبة للبيانات. (2)

2-2-1-2 إزالة الاتجاه العام:

لقد اقترح الكثير من الباحثين طرقا عديدة لإزالة الاتجاه العام (الذي هو التغير المنتظم في مستوى السلسلة) وفيما يلي عرض لطريقتين أساسيتين وهما: الطريقة الانحدارية وطريقة الفروق المتتالية.

(1) أنظر والتر فانديل، المرجع [34]، ص 34-37.

(2) أنظر والتر فانديل، المرجع [34]، ص 42-44.

أنظر د. عبد القادر محمد عبد القادر عطية، المرجع [14]، ص 674.

أ- الطريقة الانحدارية:

تعد من أكثر الطرق شيوعاً في تعديل السلسلة الزمنية، فإذا افترض أن الاتجاه العام خطي فإن نموذج الانحدار يمكن كتابته بالصيغة التالية:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \mu_t$$

أين: $\beta_0 + \beta_1 t$ تمثل الاتجاه العام، بينما μ_t تمثل المركبة العشوائية.

لإزالة مركبة الاتجاه العام نتبع المراحل التالية:

- تقدير المعادلة أعلاه بطريقة المربعات الصغرى أي تقدير مركبة الاتجاه العام:

$$\hat{Y}_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t$$

$$Y_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t + e_t$$

- الإزالة وتتم بطرح تقدير الاتجاه العام من السلسلة الأصلية وتكون e_t أي البواقي هي السلسلة الخالية من الاتجاه العام $Y_t - \hat{Y}_t = e_t$ وتتبع نفس المراحل السابقة إذا كان الاتجاه العام هو كثير حدود من درجات أعلى. ويفترض في جميع هذه النماذج أن الاتجاه العام ثابت ومحدد أي غير عشوائي.

ب- طريقة الفروق المتتالية:

هي طريقة مفيدة لوضع نموذج لاتجاه عام عشوائي في عدد كبير من السلاسل الزمنية التجارية والاقتصادية وقد استخدمها بوكس وجينكر. وتتكون طريقة الفروق من طرح قيم مشاهدات السلسلة من بعضها البعض في ترتيب زمني محدد، وتعرف تحويل الفروق من الرتبة الأولى بأنها الفرق بين قيمتين متتاليتين، وتتكون فروق الرتبة الثانية بأخذ فروق سلسلة الفروق وهكذا.

وتتم هذه العملية بتطبيق المعادلة التالية:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$$

أما الفروق من الدرجة الثانية فهي:

$$\Delta^2 Y_t = \Delta(\Delta Y_t) = \Delta(Y_t - Y_{t-1}) = \Delta Y_t - \Delta Y_{t-1} = Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2}$$

وتجدر الإشارة إلى أنه وبمجرد إزالة الاتجاه العام، فإن أخذ فروق جديدة لا حاجة لها يؤدي إلى تعقيد بناء النموذج وعليه يتوجب تفادي ذلك، كما أنه يمكن استخدام هذه الطريقة لتقويم الاتجاه العام غير العشوائي.

وتعد الفكرة الأساسية من إزالة الاتجاه العام هي الحصول على سلسلة جديدة يمكن تحليلها والتنبؤ بها بطريقة أكثر كفاءة باستخدام الطرق التي سيتم تقديمها في المباحث التالية، وهذا ليس تناسي لوجودها حيث أنه عند التنبؤ بالسلسلة الأصلية يتم إعادة الاتجاه العام مرة أخرى.⁽¹⁾ ويعد اختبار DF (الذي تم عرضه في المبحث الثالث من الفصل الأول) هو الاختبار الذي يكشف عن وجود الاتجاه العام بالسلسلة فضلاً عن

(1) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 45-51،

أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص 76-78.

تحديد طبيعته، فإذا كان من نوع تحديدي TS يتوجب إزالته تطبيق الطريقة الانحدارية، أما إذا كان من نوع عشوائي DS فتطبق طريقة الفروقات المتتالية.

2-1-2 إزالة الأثر الموسمي:

تظهر العديد من السلاسل الزمنية الاقتصادية الربع سنوية أو الشهرية تأثيرات مشابهة تحدث بدرجة عالية من الانتظام، وتعرف هذه التأثيرات بالتغيرات الموسمية التي يتكرر حدوثها كل سنة، أي التي لها دورة سنوية كالمبيعات في المواسم والأعياد. إلا أنه يصعب تحديد تأثيرات التغيرات الموسمية دون الانتباه للاتجاه العام الذي يتوجب إزالته قبل دراسة أثر الموسم.

توجد عدة طرق للتعامل مع التغيرات الموسمية، وأغلبها هي طرق تعديل ذاتي كالتجزئة الكلاسيكية للسلسلة، المتوسطات المتحركة... الخ، وهي تعتمد على المعلومات الموجودة بالسلسلة نفسها. أما بعض الطرق الأخرى فتعتمد على بناء نموذج سببي للعناصر الموسمية وغير الموسمية اعتماداً على السلسلة الزمنية محل الدراسة وسلاسل زمنية أخرى.⁽¹⁾

وتجدر الإشارة إلى أن طريقة التعداد الضريبية والجمعية تستخدمان على نطاق واسع من قبل مكتب التعداد بالولايات المتحدة US Bureau of Consus ويمكن استخدام أي من هذه الطرق في برنامج *Eviews* القياسي لإزالة التقلبات الموسمية.⁽²⁾ ويتم التركيز فيما يلي على عرض طريقتين من طرق التعديل الذاتي وهما: الطريقة الانحدارية وطريقة الفروق الموسمية.

أ- الطريقة الانحدارية:

بفرض أن السلسلة الزمنية محل الدراسة ذات مركبة موسمية دورتها $p = 4$ ومركبة عشوائية فقط وفي شكل تجمعي، في هذه الحالة نعبر عن الفصلية بالمتغيرات التمثيلية كالتالي:

إذا كانت المشاهدة خاصة بـ: الفصل الأول $D_{1t} = 1$ والفصول الأخرى $D_{1t} = 0$ ،

إذا كانت المشاهدة خاصة بـ: الفصل الثاني $D_{2t} = 1$ والفصول الأخرى $D_{2t} = 0$ ،

إذا كانت المشاهدة خاصة بـ: الفصل الثالث $D_{3t} = 1$ والفصول الأخرى $D_{3t} = 0$ ،

إذا كانت المشاهدة خاصة بـ: الفصل الرابع $D_{4t} = 1$ والفصول الأخرى $D_{4t} = 0$.

يمكن نمذجة الموسمية في الشكل العام التالي:

$$Y_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \gamma_j D_{jt} + \mu_t \dots\dots\dots(2-6)$$

$$Y_t = \alpha + \gamma_1 D_{1t} + \gamma_2 D_{2t} + \gamma_3 D_{3t} + \mu_t \leftarrow p = 4 \quad \text{لما:}$$

(1) انظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 52-53.

(2) انظر أ.د عبد القادر محمد عبد القادر عطية، المرجع [15]، ص 679.

أما إذا كان الشكل جدائي فإن:

$$Y_t = \alpha \prod_{j=1}^{p-1} \gamma_j^{D_{jt}} \times e^{\mu_t} \dots\dots\dots(2-7)$$

$$Y_t = \alpha \times \gamma_1^{D_{1t}} \times \gamma_2^{D_{2t}} \times \gamma_3^{D_{3t}} \times e^{\mu_t} \Leftarrow p = 4$$

لما:

باستعمال التحويلة اللوغاريتمية نحصل على:

$$\text{Log}(Y_t) = \text{Log}(\alpha) + \text{Log}(\gamma_1)D_{1t} + \text{Log}(\gamma_2)D_{2t} + \text{Log}(\gamma_3)D_{3t} + \mu_t$$

ويتم تقدير النموذجين السابقين بطريقة المربعات الصغرى، أما بالنسبة للمؤشر الموسمي الرابع والذي يلاحظ غيابه وذلك لوجود الحد الثابت α في المعادلة فإنه يمكن الحصول عليه بالعلاقة التالية:

* الحالة التجميعية:

$$\sum_{j=1}^{p-1} S_j + S_p = 0 \Rightarrow S_p = - \sum_{j=1}^{p-1} S_j, S_p = \gamma_p$$

* الحالة الجدائية:

$$S_p = p - \sum_{j=1}^{p-1} S_j$$

هذا في حالة كون الحد الثابت معنوي، أما في الحالة العكسية فنتم إزالته وإضافة المتغير التمثيلي (p) الرابع هنا، مع المؤشر الفصلي المعني أي:

$$Y_t = \sum_{j=1}^p \gamma_j D_{jt} + \mu_t$$

وتكون السلسلة الخالية من الفصيلا هي عبارة عن البواقي الناتجة من عملية التقدير هذه أي:

$$e_t = Y_t^a = Y_t - \hat{Y}_t \quad (1)$$

ب- طريقة الفروق الموسمية:

تستخدم هذه الطريقة بهدف التوصل إلى السكون حتى يمكن بناء نموذج لجميع المشاهدات كسلسلة واحدة وليس لإزالة جميع العناصر الموسمية. وتعتمد هذه الطريقة على أخذ فروق المشاهدات التي تفصلها فجوة زمنية قدرها $p = 4$ في المعطيات الفصلية و $p = 12$ في المعطيات الشهرية.

إذا كان Z تمثل البيانات بعد تحويلها (تثبت التباين بالجنر التربيعي مثلا) وإزالة الاتجاه العام منها

فإن الفروق الموسمية من الرتبة الأولى هي:

$$Y_t = Z_t - Z_{t-p}$$

أما الفروق الموسمية من الرتبة الثانية:

(1) أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص 97-101.

$$W_t = Y_t - Y_{t-p}$$

$$W_t = Z_t - Z_{t-p} - (Z_{t-p} - Z_{t-p-p}) = Z_t - 2Z_{t-p} + Z_{t-2p}$$

وكما فقدنا مشاهدات عند أخذ الفروق المتتالية، فإنه تفقد مشاهدات عند أخذ الفروق الموسمية، فلكل فرق موسمي تفقد مشاهدات يتساوى عددها مع مدة الفرق وهنا أيضا تقدم نفس الملاحظات التي نكرت عند استخدام كثير الحدود في إزالة الاتجاه العام، فيفضل استخدام طريقة الفروق الموسمية عند بناء نموذج يتضمن عناصر موسمية عشوائية بدل استخدام الطريقة الانحدارية.⁽¹⁾

2-2 النماذج الخطية للسلاسل الزمنية:

نظرا لكون الظواهر الاقتصادية بصورة عامة غاية في التشابك والتعقيد فإنه يتم اللجوء لاستخدام النماذج والتي هي نتاج عمل عقلي لتسهيل عمليات حل المشاكل الواقعية ومعالجتها، من خلال تمكين متخذ القرار من التركيز على الخصائص والأسباب الرئيسية المؤثرة في الظاهرة بدلا من فحص كل التفاصيل والدقائق المتعلقة بها. فالنموذج هو تمثيل أو تجريد مبسط للواقع العملي في صورة مجموعة من المعادلات والرموز الرياضية، ويبين العلاقات المباشرة وغير المباشرة التي تربط بين العناصر الرئيسية للمشكلة والأفعال وردودها الموجودة في الواقع.⁽²⁾

2-2-1 نماذج الانحدار الذاتي: AR

في الحياة الاقتصادية والاجتماعية يمكن إدراك ارتباط مستويات ظاهرة معينة عبر الزمن، حيث يتأثر مستوى الظاهرة في الفترة t بمستويات نفس الظاهرة في الفترة السابقة وما قبلها، وهي الفرضية الأساسية التي تقوم عليها هذه النماذج والتي هي صياغة للعلاقة الارتباطية بين مستويات الظاهرة المتعاقبة زمنيا في شكل معادلة انحدار. وبما أن العلاقة بين مستويات السلسلة ونفس السلسلة متأخرة بـ k خطوة زمنية فإنه يطلق على هذا النوع من الانحدار بالانحدار الذاتي.⁽³⁾

2-2-1-1 نماذج الانحدار الذاتي من الرتبة الأولى:

تعد بيانات سلسلة زمنية ما، والتي يفترض أنها مستقرة أو تم تحويلها إلى سلسلة مستقرة، بأنها تولدت بناء على عملية انحدار ذاتي من الرتبة الأولى والذي يرمز له بالرمز $AR(1)$ إذا أمكن التعبير عن المشاهدة الحالية للسلسلة Z_t كدالة خطية في المشاهدة السابقة لها Z_{t-1} ، بالإضافة إلى تغيير عشوائي يرمز له بالرمز a_t ، و Z_t تمثل انحرافات المشاهدات الفعلية عن الوسط الحسابي μ أي أن $Z_t = Y_t - \mu$.

(1) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 54-56،

أنظر أ.د عبد القادر عبد القادر عطية، المرجع [14]، ص 631.

(2) أنظر د.السعدي رجال، المرجع [4]، ص 14.

(3) أنظر د. عبد العزيز شرابي، المرجع [13]، ص 71-72.

ويمكن التعبير عن هذه العملية كما يلي:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + a_t \dots\dots\dots(2-8)$$

حيث: ϕ_1 تمثل معلمة الانحدار الذاتي التي يجب تقديرها والتي تصف أثر تغير Z_{t-1} بوحدة واحدة على Z_t ، a_t تفرض أنها صدمة عشوائية أين:

$$E(a_t) = 0, E(a_t Z_{t-1}) = 0$$

$$E(a_t a_s) = \begin{cases} \sigma_a^2 & , t = s \\ 0 & , t \neq s \end{cases} \quad (1)$$

يمكن إضافة لعملية الانحدار الذاتي ثابت عند استعمال المشاهدات الفعلية أي $Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + a_t$ وهو ما يعتمد على بعض الكتاب، إلا أن هذا "الثابت" δ لا يعدل في الخصائص العشوائية للعملية⁽²⁾ حيث أن:

$$\delta = (1 - \phi_1)\mu$$

باستعمال معامل التأخر تصبح المعادلة (2-8) كما يلي:

$$Z_t - \phi_1 Z_{t-1} = a_t \Leftrightarrow Z_t - \phi_1 B Z_t = a_t \Leftrightarrow (1 - \phi_1 B) Z_t = a_t \quad (3)$$

أما بالنسبة لنموذج المشاهدات الأصلية فيكتب:

$$Y_t = \delta + \phi_1 B Y_t + a_t \Leftrightarrow (1 - \phi_1 B) Y_t = \delta + a_t \quad (4) \dots\dots\dots(2-9)$$

أ- قيود على معالم النموذج AR(1) (شروط إستقرارية النموذج):

سبق الإشارة إلى تأثير شرط الاستقرارية في تحليل السلسلة الزمنية حيث لا يعد منطقياً تقدير الوسط الحسابي، التباين ومعاملات الارتباط الذاتي إذا كانت السلسلة غير مستقرة. لكن هل لها تأثير على معالم الانحدار الذاتي بفرض أن Z_t مستقرة؟.

• إن ϕ_1 لا تؤثر في حساب الوسط الحسابي للسلسلة الممثلة في المعادلة (2-8)، حيث يمكن حسابه سواء كانت ϕ_1 موجبة أو سالبة، كبيرة أو صغيرة⁽⁵⁾ وباستعمال المعادلة الأصلية:

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + a_t \dots\dots\dots(2-10)$$

فإن الوسط الحسابي:

$$\mu = E(Y_t) = \delta + \phi_1 E(Y_{t-1}) \Leftrightarrow \mu = \frac{\delta}{1 - \phi_1}$$

(1) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص ص 62-63.

(2) أنظر Régis Bourbonnais، المرجع [57]، ص 240.

(3) أنظر Antonio fiordaliso، المرجع [39]، ص 27.

(4) أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص 131.

(5) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 64.

وحتى يكون الوسط الحسابي قيمة نهائية فيجب أن يكون $\phi_1 \neq 1$ (1).

• إن التباين هو مجموع مربعات انحرافات المشاهدات الأصلية عن الوسط الحسابي على عددها حيث $(Z = Y_t - \mu)$ ولذلك فإن قيمته موجبة، وكون السلسلة مستقرة فإنه مستقل عن الزمن.

$$V(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = E(Z_t^2) = E[(\phi_1 Z_{t-1} + a_t)^2] = E(\phi_1 Z_{t-1})^2 + E(2\phi_1 Z_{t-1} a_t) + E(a_t^2)$$

$$V(Y_t) = \phi_1^2 E(Z_{t-1})^2 + 2\phi_1 E(Z_{t-1} a_t) + \sigma_a^2 = \phi_1^2 V(Y_{t-1}) + 0 + \sigma_a^2$$

$$E(a_t)^2 = \sigma_a^2, E(Z_{t-1} a_t) = 0 \quad \text{لدينا } a_t \text{ صدمة عشوائية أي:}$$

لما كانت السلسلة مستقرة فإن تغير الفترة الزمنية التي يحسب عندها التباين ليس له أية أهمية وعليه $V(Y_t) = V(Y_{t-1})$ ومنه:

$$V(Y_t) = \phi_1^2 V(Y_t) + \sigma_a^2 \Leftrightarrow V(Y_t) = \frac{\sigma_a^2}{1 - \phi_1^2} = \lambda_0 \quad (2)$$

وحتى يكون التباين λ_0 له قيمة موجبة ونهائية فإن:

$$1 - \phi_1^2 > 0 \Leftrightarrow \phi_1^2 < 1 \Leftrightarrow |\phi_1| < 1 \quad (3)$$

وعليه فشرط الاستقرارية $\phi_1 \in]-1, +1[$.

أما إذا كان $\phi = 1$ فإن السلسلة غير مستقرة والعملية AR(1) هي سير عشوائي. (4)

ب- بعض الملاحظات الخاصة لعملية AR(1):

يمكن التمييز بين عملية AR وأية عملية أخرى باستخدام خصائص معينة وهي دالة الارتباط الذاتي، دالة الارتباط الذاتي الجزئية ودالة الذاكرة.

• بالنسبة للتغاير الذاتي للمتغير λ_t عند فجوة زمنية قدرها 1 يرمز له بالرمز λ_1 ويعطى بالعلاقة:

$$\lambda_1 = Cov(Y_t, Y_{t-1}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-1} - \mu)] = E(Z_t Z_{t-1}) = E[(\phi_1 Z_{t-1} + a_t) Z_{t-1}]$$

$$\lambda_1 = E[\phi_1 Z_{t-1}^2 + a_t Z_{t-1}] = \phi_1 E(Z_{t-1})^2 + \underbrace{E(a_t Z_{t-1})}_{=0} = \phi_1 V(Y_{t-1}) = \phi_1 V(Y_t)$$

$$\lambda_1 = \phi_1 \lambda_0$$

$E(Z_{t-1} a_t) = 0$ كون الخطأ الضمني لـ Z_{t-1} هو a_{t-1} وبالتالي $E(a_{t-1} a_t) = 0$ لاختلاف الفترة الزمنية.

وشرط الاستقرارية يتطلب أن تكون:

$$\lambda_0 = V(Y_t) = V(Y_{t-1})$$

أما عند فجوة زمنية مقدارها 2 فالتغاير الذاتي λ_2 يعطى بالعلاقة:

(1) أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص 132.

(2) أنظر والتر فانديل، المرجع [34]، ص 65.

(3) أنظر George. E.P.Box and Gwilym M.Jenkins ، المرجع [47]، ص 53.

(4) أنظر Antonio Fiordaliso ، المرجع [39]، ص 26.

$$\lambda_2 = Cov(Y_t, Y_{t-2}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-2} - \mu)] = E(Z_t Z_{t-2}) = E[(\phi_1 Z_{t-1} + a_t) Z_{t-2}]$$

$$\lambda_2 = E[\phi_1 Z_{t-1} Z_{t-2} + a_t Z_{t-2}] = \phi_1 E[(\phi_1 Z_{t-2} + a_t) Z_{t-2}] + \underbrace{E(a_t Z_{t-2})}_0 = \phi_1^2 E(Z_{t-2})^2 = \phi_1^2 V(Y_{t-2}) = \phi_1^2 V(Y_t)$$

$$\lambda_2 = \phi_1 \lambda_1 = \phi_1^2 \lambda_0$$

$$\lambda_k = \phi_1 \lambda_{k-1} = \phi_1^k \lambda_0, \forall k > 0 \quad (1) \dots\dots\dots(2-11) \quad \text{وبنفس الطريقة نجد أن:}$$

• لقد سبق التعريف بالارتباط الذاتي عند فجوة زمنية مقدارها k والذي يشار إليه بالرمز ρ_k بأنه النسبة بين التغيرات الذاتي عند نفس الفجوة والتغيرات الذاتي عند فجوة زمنية صفرية ($V(Y_t)$). وعليه فمعاملات الارتباط الذاتي لعملية الانحدار الذاتي من الرتبة الأولى تعرف كما يلي:

$$\rho_k = \frac{\lambda_k}{\lambda_0} = \frac{\phi_1^k \lambda_0}{\lambda_0} = \phi_1^k, k > 0 \quad \dots\dots\dots(2-12)$$

$$\rho_k = \phi_1^k, \dots, \rho_2 = \phi_1^2, \rho_1 = \phi_1, \rho_0 = 1 \quad (2) \quad \text{ومنه:}$$

ولما كانت $|\phi_1| < 1$ وهو القيد المفروض على المعلمة ϕ_1 لتحقيق استقرارية النموذج فإن دالة الارتباط الذاتي تبدأ في التناقص حتى الانعدام أو الاقتراب منه ونميز بين حالتين:

- إذا كانت $\rho_k, \phi_1 > 0$ أكبر من الصفر تتناقص بشكل أسي لما k تتزايد،

- إذا كانت $\rho_k, \phi_1 < 0$ تغير الإشارة تتناقص بشكل هندسي (برقية أسية Sinusoidal). (3)

وعليه "فيصعب تحديد درجة النموذج الانحداري من المعلومات التي توفرها دالة الارتباط الذاتي كونها تبقى مستمرة التدهور (مضمحلة) في حالة الاستقرار ولا تتعدم بسرعة" (4)

• دالة الارتباط الذاتي الجزئي: وهي الدالة التي يتحدد من خلالها درجة النموذج AR حيث:

$$\phi_{11} = p_1 = \phi_1$$

$$\phi_{22} = \frac{p_2 - \phi_{11} p_1}{1 - \phi_{11} p_1} = \frac{p_2 - p_1^2}{1 - p_1^2} = 0, p_2 = p_1 \phi_1 = p_1^2$$

من أجل عملية $AR(1)$ فإن:

$$\phi_{kk} = 0, \forall k > 1 \quad (5)$$

وهذا يعني أن دالة الارتباط الذاتي الجزئي لـ $AR(1)$ تتعدم بعد الفجوة الزمنية الأولى.

(1) أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص 132،

أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 66-67.

(2) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 67-68.

(3) أنظر Sandrine lardic et Valérie Mignon، المرجع [62]، ص 31.

(4) أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص 134.

(5) أنظر Sandrine lardic et Valérie Mignon، المرجع [62]، ص 32.

• دالة الذاكرة: تعتبر الذاكرة القوية لعملية الانحدار الذاتي من الملامح المميزة لهذه العملية، فكتابة معادلة النموذج $AR(1)$ بدلالة التغيرات العشوائية السابقة وذلك بحذف مشاهدات Z_t السابقة نحصل على:

$$Z_{t-1} = \phi_1 Z_{t-2} + a_{t-1}$$

$$Z_{t-2} = \phi_1 Z_{t-3} + a_{t-2}$$

⋮

وبالتعويض في صيغة Z_t نحصل على:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + a_t = \phi_1 (\phi_1 Z_{t-2} + a_{t-1}) + a_t$$

$$Z_t = \phi_1 (\phi_1 (\phi_1 Z_{t-3} + a_{t-2}) + a_{t-1}) + a_t$$

⋮

$$Z_t = a_t + \phi_1 a_{t-1} + \phi_1^2 a_{t-2} + \phi_1^3 a_{t-3} + \dots \dots \dots (2-13)$$

يمكن كتابة نموذج $AR(1)$ كمجموع للتغير العشوائي الحالي بالإضافة إلى عدد لا نهائي من الحدود التي تتضمن تغيرات عشوائية سابقة، أي أن المشاهدة الحالية Z_t ما تزال متأثرة بالتغيرات العشوائية التي حدثت في الماضي البعيد، وبالتالي العملية $AR(1)$ لها ذاكرة لا نهائية. لكن لما العملية مستقرة فإن $|\phi_1| < 1$ وبالتالي يختفي تأثير التغيرات العشوائية السابقة تدريجياً.

ويعرف معامل الذاكرة عند فجوة زمنية مقدارها k ، بأنه معامل المتغير العشوائي a_{t-k} أي أنه يمثل أثر التغير العشوائي في الفترة المعنية على المشاهدة الحالية Z_t .⁽¹⁾

2-1-2-2 نماذج الانحدار الذاتي من الرتبة الثانية ورتب أعلى:

إذا كانت مشاهدة حدثت منذ فترتين تأثر على المشاهدة الحالية، فإنه يتم التوسع في المعادلة (2-8) للنموذج $AR(1)$ لتتضمن Z_{t-2} أي أنه يمكن التعبير عن Z_t وفق المعادلة:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + a_t \dots \dots \dots (2-14)$$

وهي تمثل نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الثانية ورمزها $AR(2)$ ، حيث Z_t كما سبق الإشارة تمثل الانحرافات للقيم المشاهدة عن الوسط الحسابي، وعليه عند صياغة المعادلة بدلالة البيانات المشاهدة فإنه

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + a_t \dots \dots \dots (2-15) \quad \text{يجب إضافة ثابت للمعادلة وتصبح:}$$

$$\delta = (1 - \phi_1 - \phi_2) \mu \quad (2) \quad \text{حيث:}$$

عموماً فإن نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة p رمزه $AR(p)$ وصيغته:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t \dots \dots \dots (2-16)$$

(1) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص ص 68-69.

(2) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 72.

حيث $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ هي معاملات الانحدار الذاتي التي يجب تقديرها و a_t صدمة عشوائية. وبإدخال معامل التأخر تصبح المعادلة (2-16) كما يلي:

$$Z_t = \phi_1 B Z_t + \phi_2 B^2 Z_t + \dots + \phi_p B^p Z_t + a_t \quad (1) \dots\dots\dots (2-17)$$

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) Z_t = \Phi(B) Z_t = a_t$$

أ- قيود على معالم النموذج:

• إذا كانت العملية $AR(2)$ مستقرة، فإن الوسط الحسابي يجب أن لا يتغير مع الزمن:

$$E(y_t) = \delta + \phi_1 E(y_{t-1}) + \phi_2 E(y_{t-2}) + E(a_t)$$

$$u = \delta + \phi_1 u + \phi_2 u \Rightarrow u = \frac{\delta}{1 - \phi_1 - \phi_2}$$

فحتى يكون u منتهيا لا بد أن يحقق:

$$\phi_1 + \phi_2 \neq 1 \Leftrightarrow 1 - \phi_1 - \phi_2 \neq 0$$

وكذلك بالنسبة لـ $AR(p)$ لا بد أن يتحقق:

$$\phi_1 + \phi_2 + \phi_3 + \dots + \phi_p \neq 1$$

بالنسبة للتباين نجد:

$$\lambda_0 = V(Y_t) = V(Z_t)^2 = E(\phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + a_t)^2$$

$$\lambda_0 = \phi_1^2 E(Z_{t-1})^2 + \phi_2^2 E(Z_{t-2})^2 + \delta_a^2 = \phi_1^2 V(Y_{t-1}) + \phi_2^2 V(Y_{t-2}) + \delta_a^2$$

$$\lambda_0 = \phi_1^2 \lambda_0 + \phi_2^2 \lambda_0 + \delta_a^2 \Leftrightarrow \lambda_0 = \frac{\delta_a^2}{1 - \phi_1^2 - \phi_2^2}$$

وحتى تكون قيمة λ_0 موجبة (لأنها مجموع مربعات) ونهائية فلا بد أن يتحقق:

$$1 - \phi_1^2 - \phi_2^2 > 0$$

ويكون شرط استقرارية نموذج $AR(2)$:

$$\phi_1 + \phi_2 < 1, \quad \phi_1 - \phi_2 < 1, \quad 1 < \phi_2 < 1 \quad (2)$$

أما شرط استقرارية نموذج $AR(p)$ فهو القابلية للانعكاس أي إمكانية كتابة النموذج على شكل نموذج لصدمة عشوائية نهائي.

$$\phi_p(B) Z_t = a_t = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p) Z_t$$

$$Z_t = \phi(B)^{-1} a_t$$

وبعبارة أخرى $AR(p)$ مستقر إذا كانت جذور كثير الحدود $\phi(B)$ أكبر من 1 بالقيمة المطلقة، أي $|G_i| < 1$

$$\phi(B) = (1 - G_1 B)(1 - G_2 B) \dots (1 - G_p B) \quad (3) \quad \text{حيث } i = 1, \dots, p$$

ب- بعض الملاحظات الخاصة لـ $AR(2)$ و $AR(p)$:

• بالنسبة لنموذج $AR(2)$ فإن معاملات التغيرات الذاتي عند فجوات زمنية $K = 1, 2, \dots$ هي:

(1) أنظر Lynwood.A.johnson and Douglas C.Montgomery المرجع [53]، ص 462-463.

(2) أنظر George E.P. Box and Gwilym M. Jenkins، المرجع [47]، ص 58.

(3) أنظر George E.P. Box and Gwilym M. Jenkins، المرجع [47]، ص 54.

$$\begin{aligned}\lambda_1 &= \text{Cov}(Y_t, Y_{t-1}) = E(Z_t Z_{t-1}) = E[(\phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + a_t) Z_{t-1}] \\ &= \phi_1 E(Z_{t-1})^2 + \phi_2 E(Z_{t-1} Z_{t-2}) + E(a_t Z_{t-1}) \\ &= \phi_1 \lambda_0 + \phi_2 \lambda_1\end{aligned}$$

$$\lambda_2 = \text{Cov}(Y_t, Y_{t-2}) = \phi_1 \lambda_1 + \phi_2 \lambda_0$$

$$\lambda_3 = \phi_1 \lambda_2 + \phi_2 \lambda_1$$

$$\lambda_k = \phi_1 \lambda_{k-1} + \phi_2 \lambda_{k-2} \quad (1) \dots\dots\dots(2-18)$$

لما $k > 2$ فإن:

• بقسمة التغيرات الذاتية λ_k على التباين λ_0 نحصل على معاملات الارتباط الذاتي ρ_k كما يلي:

$$\rho_k = \frac{\lambda_k}{\lambda_0}$$

$$\rho_1 = \frac{\lambda_1}{\lambda_0} = \frac{\phi_1 \lambda_0 + \phi_2 \lambda_1}{\lambda_0} = \frac{\phi_1}{1 - \phi_2}$$

$$\rho_2 = \frac{\lambda_2}{\lambda_0} = \frac{\phi_1^2}{1 - \phi_2} + \phi_2 = \phi_1 \rho_1 + \phi_2$$

$$\rho_3 = \phi_1 \rho_2 + \phi_2 \rho_1$$

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} \quad , \quad k > 0 \quad (2) \dots\dots\dots(2-19)$$

بالنسبة لنموذج الانحدار الذاتي من الدرجة P أي $AR(P)$ فإن دالة التغيرات الذاتي والارتباط الذاتي تكون

$$\lambda_k = \phi_1 \lambda_{k-1} + \phi_2 \lambda_{k-2} + \dots\dots\dots + \phi_p \lambda_{k-p} \quad k > 0 \quad \dots\dots\dots(2-20)$$

كما يلي:

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} + \dots\dots\dots + \phi_p \rho_{k-p} \quad k > 0$$

$$\rho_k - \phi_1 B \rho_k - \phi_2 B^2 \rho_k - \dots\dots\dots - \phi_p B^p \rho_k = 0$$

$$\phi(B) \rho_k = 0 \quad \dots\dots\dots(2-21)$$

باستعمال الجذور G_i لكثير الحدود $\phi(B)$ فإنه يمكن إثبات أن دالة الارتباط الذاتي يمكن أن تعطى بالصيغة

$$\rho_k = \sum_{i=1}^p A_i G_i^k$$

التالية:

حيث A_i قيم ثابتة.

وبما أن شرط الإستقرارية $|G_i| < 1$ فإن دالة الارتباط الذاتي لنموذج $AR(p)$ تتناقص بشكل أسي. (3)

إن دالة الارتباط الذاتي للعملية $AR(p)$ تعطى بالعلاقة:

(1) أنظر تومي صالح، المرجع [8]، ص ص 169-170.

(2) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص ص 124-125.

(3) أنظر George E.P.Box and Gwilym M.jenkins، المرجع [47]، ص ص 54-55.

$$\rho_k = \sum_{i=1}^p \phi_i \rho_{k-i} \quad \forall k > 0 \dots\dots\dots(2-22)$$

وهي تشكل نظام معادلات تسمى معادلات yule-walker

$$\left\{ \begin{array}{l} \rho_1 = \phi_1 + \phi_2 \rho_1 + \dots\dots\dots + \phi_p \rho_{p-1} \\ \rho_2 = \phi_1 \rho_1 + \phi_2 + \dots\dots\dots + \phi_p \rho_{p-2} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \rho_p = \phi_1 \rho_{p-1} + \phi_2 \rho_{p-2} + \dots\dots\dots + \phi_p \end{array} \right. \quad (2) \Leftrightarrow \begin{pmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \rho_p \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots\dots\dots & \rho_{p-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \dots\dots\dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \rho_1 \\ \rho_{p-1} & \rho_{p-2} & \rho_{p-3} & \dots\dots\dots & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \phi_1 \\ \phi_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \phi_p \end{pmatrix} \quad (1)$$

• دالة الارتباط الذاتي الجزئي لنموذج AR(2)

$$\phi_{11} = \rho_1$$

$$\phi_{22} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2}, \quad \phi_{33} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \rho_2 \\ \rho_2 & \rho_1 & \rho_3 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} = \frac{\rho_3 - 2\rho_1\rho_2 - \rho_1^2\rho_3 + \rho_1\rho_2^2 + \rho_1^3}{1 - 2\rho_1^2 + 2\rho_1^2\rho_2 - \rho_2^2} = 0 \quad (3)$$

عموما من أجل AR(P) فإن دالة الارتباط الذاتي تتعدم من أجل K > P (4) حيث:

$$\phi_{kk} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{k-2} & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \rho_{k-3} & \rho_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_1 & \rho_k \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{k-2} & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_{k-3} & \rho_{k-2} \\ \cdot \\ \cdot \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} \dots\dots\dots(2-23)$$

يمكن حساب معاملات الارتباط الذاتي الجزئي من خلال معادلات yule-walker ومعاملات الارتباط الذاتي، ولهذا تستعمل خوارزمية Durbin:

(1) أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon المرجع [62] ، ص 29.

(2) أنظر Antomio fiordaliso ، المرجع [39] ، ص 28.

(3) أنظر George E.P.Box and Gwilym M.jenkins ، المرجع [47] ، ص 64

(4) أنظر Antomio fiordaliso ، المرجع [39] ، ص 30.

$$\phi_{kk} = \begin{cases} \phi_{11} = \rho_1 & k = 1 \\ \phi_{kk} = \frac{\rho_k - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j} \rho_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j} \rho_j} & k = 2, 3, \dots \end{cases}$$

من أجل العينات الكبيرة المعاملات ϕ_{kk} لعملية $AR(P)$ توزع وفق القانون الطبيعي بمتوسط معلوم وتباين $V(r_{kk}) = \frac{1}{n}$ من أجل $p < k$ (1).

إن شروط الاستقرار والمعلم تأخذ صور معقدة في المعلم ϕ بالنسبة للنماذج AR من رتب أعلى، إلا أنه بالنسبة لأغلب السلاسل الزمنية التجارية والاقتصادية تتبع عملياتها نماذج انحدار ذاتي لا تزيد رتبها عن إثنين. (2).

2-2-2 نماذج المتوسطات المتحركة MA:

تعتبر هذه النماذج عن المشاهدة الحالية Z_t كدالة خطية في التغيرات العشوائية الحالية a_t والسابقة وتأخذ رتب مختلفة حتى q وفيما يلي خصائص نماذج المتوسطات المتحركة من الرتبة الأولى والثانية ورتب أعلى.

2-2-2-1 نماذج المتوسطات المتحركة من الرتبة الأولى:

يعبر هذا النموذج عن المشاهدة الحالية Z_t كدالة خطية في التغير العشوائي الحالي a_t والتغير العشوائي السابق a_{t-1} ، ويمكن التعبير رياضياً عن نموذج المتوسطات المتحركة من الرتبة الأولى $MA(1)$ كما يلي:

$$Z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad (2-24) \quad (3)$$

حيث: θ_1 معلمة نموذج التغيرات المتحركة ويفرض أن السياق العشوائي a_t هو صدمة عشوائية أي:

$$E(a_t) = 0, \quad E(a_t)^2 = \sigma_a^2, \quad E(a_t, a_{t-1}) = 0$$

وبكتابة نموذج $MA(1)$ بدلالة المشاهدات الفعلية Y_t بدلا من الانحرافات عن الوسط الحسابي Z_t نجد:

$$Y_t = \mu + a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

أ- قيود على معلم نموذج $MA(1)$:

إن تحقق الاستقرارية يتطلب ثبات كل من الوسط الحسابي والتباين والتغير الذاتي عبر الزمن.

● بالنسبة للوسط الحسابي نجد:

(1) أنظر Régis Bourbonnais et Michel Terraza المرجع [56]، ص 181.

(2) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 72.

(3) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 73.

$$E(Z_t) = E(a_t - \theta_1 a_{t-1}) = E(a_t) - \theta_1 E(a_{t-1}) = 0$$

$$E(Y_t) = \mu$$

وبالتالي فنبات الوسط الحسابي لا يفرض أي قيد على المعلمة θ_1 .

• بالنسبة للتباين والتغاير الذاتي نجد:

$$\begin{aligned} V(Y_t) &= E(Z_t)^2 = E(a_t - \theta_1 a_{t-1})^2 = E(a_t^2 - 2\theta_1 a_t a_{t-1} + \theta_1^2 a_{t-1}^2) \\ &= E(a_t^2) - 2\theta_1 E(a_t a_{t-1}) + \theta_1^2 E(a_{t-1}^2) = \sigma_a^2 + \theta_1^2 \sigma_a^2 \quad (1) \\ &= (1 + \theta_1^2) \sigma_a^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Cov(Y_t, Y_{t-1}) &= E(Z_t Z_{t-1}) = E[(a_t - \theta_1 a_{t-1})(a_{t-1} - \theta_1 a_{t-2})] \\ &= E(a_t a_{t-1}) - \theta_1 E(a_t a_{t-2}) - \theta_1 E(a_{t-1} a_{t-1}) + \theta_1^2 E(a_{t-1} a_{t-2}) \\ &= -\theta_1 E(a_{t-1}^2) = -\theta_1 \sigma_a^2 \end{aligned}$$

نجد أن التباين والتغاير الذاتي ثابتين ولا يفرضان أي شروط على قيمة المعلمة θ_1 .

عند كتابة نموذج $MA(1)$ في صيغته المعكوسة نجد:

$$\left. \begin{aligned} a_t &= Z_t + \theta_1 a_{t-1} \\ a_{t-1} &= Z_{t-1} + \theta_1 a_{t-2} \end{aligned} \right\} Z_t = a_t - \theta_1 Z_{t-1} - \theta_1^2 a_{t-2}$$

وبالاستمرار في هذه العملية يمكن التعبير عن $MA(1)$ كما يلي:

$$Z_t = -\theta_1 Z_{t-1} - \theta_1^2 Z_{t-2} - \theta_1^3 Z_{t-3} - \dots + a_t \quad (2-25)$$

تمثل هذه المعادلة عملية سلسلة تتضمن عددا لا نهائيا من حدود الانحدار الذاتي ولا تتضمن أي تغير

عشوائي سابق وعليه فعملية MA بمعلمة واحدة تكافئ عملية انحدار ذاتي بعدد لا نهائي من المعالم.

إذا كانت $|\theta_1| > 1$ فإن المعادلة السابقة تفسر أن تأثير مشاهدات الماضي يتزايد كلما عدنا إلى الوراء في

الزمن، وهذا يعد غير منطقي، لذا فإن θ_1 يجب أن تحقق الشرط $|\theta_1| < 1$ وهو شرط انعكاس عملية $MA(1)$.⁽²⁾

ب- الملاحظ الخاصة لعملية $MA(1)$:

يمكن التمييز بين عملية المتوسطات المتحركة والعمليات الأخرى باستخدام التغاير الذاتي

ومعاملات الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية.

• التغاير الذاتي ومعاملات الارتباط الذاتي:

$$\lambda_0 = V(Y_t) = (1 + \theta^2) \sigma_a^2$$

$$\lambda_1 = Cov(Y_t, Y_{t-1}) = -\theta_1 \sigma_a^2$$

(1) أنظر René Giraud et Nicole Chaix المرجع [58]، ص 299.

(2) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 74-77.

أنظر Lynwood.A.johnson and Douglas C.Montgomery المرجع [53]، ص 446.

التغاير الذاتي عند فجوة زمنية مقدارها 2:

$$\begin{aligned}\lambda_2 &= \text{Cov}(Y_t, Y_{t-2}) = E(Z_t Z_{t-2}) \\ &= E[(a_t - \theta_1 a_{t-1})(a_{t-2} - \theta_1 a_{t-3})] = 0\end{aligned}$$

$$\forall k > 1, \lambda_k = 0 \quad (1)$$

وبالمثل يمكن اثبات أن:

وعليه فإن معاملات الارتباط الذاتي $\rho_k = \frac{\lambda_k}{\lambda_0}$ لعملية $MA(1)$ هي:

$$\begin{cases} \rho_0 = 1 \\ \rho_1 = \frac{\lambda_1}{\lambda_0} = \frac{\theta_1}{1 + \theta_1^2} \\ \rho_k = 0, \forall k > 1 \end{cases}$$

• دالة الارتباط الذاتي الجزئية تعتمد على خوارزمية دوربن Durbin

$$\phi_{11} = \rho_1 = \frac{-\theta_1}{1 + \theta_1^2}, \quad \phi_{22} = \frac{\rho_2 - \phi_{11}\rho_1}{1 - \phi_{11}\rho_1} = \frac{-\rho_1^2}{1 - \rho_1^2}$$

$$\phi_{33} = \frac{\rho_3 - \phi_{21}\rho_2 - \phi_{22}\rho_1}{1 - \phi_{21}\rho_1 - \phi_{22}\rho_2} = \frac{-\phi_{22}\rho_1}{1 - \phi_{21}\rho_1}$$

$$\phi_{33} = \frac{\rho_1^3}{(1 - \rho_1^2)(1 - \phi_{21}\rho_1)}$$

أو أيضا:

$$\phi_{21} = \phi_{11} - \phi_{22}\phi_{11} = \phi_{11}(1 - \phi_{22}) = \frac{\rho_1}{1 - \rho_1^2}$$

حيث أن:

$$\phi_{33} = \frac{\rho_1^3}{1 - 2\rho_1^2}$$

وعليه فإن قيمة معامل الارتباط من الرتبة الثالثة هو:

وهكذا تستمر العملية مع رتب أعلى إلا أنه يلاحظ إمكانية تحويل المعاملات كدالة لـ θ_1 حيث:

$$\phi_{22} = \frac{-\rho_1^2}{1 - \rho_1^2}, \quad \rho_1 = \frac{-\theta_1}{1 + \theta_1^2}$$

$$\phi_{11} = \frac{-\theta_1(1 + \theta_1^2)}{(1 - \theta_1^4)}, \quad \phi_{22} = \frac{-\theta_1^2}{1 + \theta_1^2 + \theta_1^4}$$

ومنه:

$$\phi_{22} = \frac{-\theta_1^2(1 - \theta_1^2)}{1 - \theta_1^6}$$

حيث: $1 + \theta_1^2 + \theta_1^4 = \frac{1 - \theta_1^6}{1 - \theta_1^2}$ وعليه تصبح:

$$\phi_{33} = \frac{-\theta_1^3(1 - \theta_1^2)}{1 - \theta_1^6}$$

وتكون الصيغة العامة لمعاملات الارتباط الذاتي الجزئية بالنسبة لـ $MA(1)$ كالتالي:

$$\phi_{kk} = \frac{-\theta_1^k(1-\theta_1^2)}{1-\theta_1^{2(k+1)}} \dots\dots\dots(2-26)$$

ونميز بين حالتين:

- إذا كان $\theta_1 > 0$ فإن كل قيم ϕ_{kk} سالبة،

- إذا كان $\theta_1 < 0$ فإن معاملات الارتباط الذاتي الجزئي تغير الإشارة.⁽¹⁾

والملاحظ أن معاملات الارتباط الذاتي الجزئية لعملية $MA(1)$ تقترب من الصفر تدريجياً، بينما معاملات الارتباط الذاتي تنعدم مباشرة بعد ρ_1 .

• وبالنسبة لدالة الذاكرة فهي التوقيع البياني لمعاملات الذاكرة، والتي هي معاملات حدود الخطأ عند تمثيل القيمة الحالية للسلسلة Z_t بدلالة الأخطاء السابقة فقط ويمكن الحصول عليها في العملية MA مباشرة من تعريف العملية نفسها، حيث أنه بالنسبة لـ $MA(1)$ ذاكرتها تنوم لفترة واحدة فقط وبيانياً يعبر عن $-\theta_1$ لأن معامل θ_1 سالب في النموذج.⁽²⁾

2-2-2-2 نماذج المتوسطات المتحركة من الرتبة الثانية ورتب أعلى:

تعطى الصيغة الرياضية لنموذج المتوسطات المتحركة من الرتبة الثانية $MA(2)$ كما يلي:

$$Z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} \dots\dots\dots(2-27)$$

أما $MA(q)$ فصيغتها:

$$Y_t - \mu = Z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} \dots\dots\dots - \theta_q a_{t-q} \dots\dots\dots(2-28)$$

حيث أن θ_i هي قيم حقيقية و $(i = 1, \dots, q)$ ،

a_t عبارة عن صدمات عشوائية.

وباستخدام مشغل الإزاحة على $MA(q)$ نحصل على:

$$Z_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots\dots\dots - \theta_q B^q) a_t \quad (3)$$

$$Z_t = \Theta(B) a_t$$

أ- قيود على معالم النموذج $MA(2)$ و $MA(q)$:

• عند حساب الوسط الحسابي، التباين والتغاير الذاتي للعملية $MA(2)$ نحصل على:

⁽¹⁾ أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon، المرجع [62]، ص 34-36.

⁽²⁾ أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 78-79.

⁽³⁾ أنظر Lynwood.A.Johnson and Douglas C.Montgomery، المرجع [53]، ص 463.

$$\begin{cases} E(Y_t) = \mu \\ V(Y_t) = \lambda_0 = \sigma_a^2(1 + \theta_1^2 + \theta_2^2) \\ \lambda_1 = \text{Cov}(Y_t, Y_{t-1}) = E(Z_t Z_{t-1}) = -\theta_1(1 - \theta_2)\sigma_a^2 \quad (1) \\ \lambda_2 = -\theta_2\sigma_a^2 \\ \lambda_3 = 0 \\ \lambda_k = 0 \quad , k > 2 \end{cases}$$

إن النموذج $MA(2)$ يكون دوماً مستقر، وبالتالي فشرط الإستقرارية لا يفرض أي قيد على المعالم θ_1, θ_2 ، أما شروط الانعكاس فيمكن إثبات أنها تتطلب أن تكون: (2)

$$\begin{aligned} \theta_1 + \theta_2 < 1 \\ \theta_1 - \theta_2 < 1, |\theta_2| < 1 \end{aligned}$$

بالنسبة لنماذج المتوسطات المتحركة من الرتبة q أي $MA(q)$ فهي دائماً مستقرة حيث كل جذور كثير الحدود Θ خارج دائرة الواحد، وعليه يمكن عكس كثير الحدود وكتابة العملية $MA(q)$ في شكل $AR(\infty)$. (3)

$$\begin{aligned} a_t &= \Theta^{-1}(B)Z_t = \sum_{i=0}^{\infty} B_i Z_{t-i} \\ \Theta(B) &= (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_a B^a) = (1 - \Gamma_1 B)(1 - \Gamma_2 B) \dots (1 - \Gamma_a B) \\ &= \prod_{j=1}^a (1 - \Gamma_j B) \\ a_t &= \left[\sum_{j=0}^a \frac{h_j}{(1 - \Gamma_j B)} \right] Z_t \end{aligned}$$

$$\text{مع } B_0 = 1 \text{ و } \sum_{i=0}^{\infty} |B_i| < \infty$$

حتى يكون $MA(q)$ نموذج انعكاسي يجب أن تكون جذور المعادلة المتجانسة $\Theta(B)$ أكبر من الواحد بالقيمة المطلقة، وبعبارة أخرى $|\Gamma_j| < 1$. (4)

• أيضاً إذا كان كثير الحدود Φ بكل جذوره خارج قرص الوحدة، يمكن عكس وكتابة $AR(p)$ على شكل $MA(\infty)$ كما يلي:

$$Z_t = \Phi^{-1}(B)a_t = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i a_{t-i} \quad \dots \dots \dots (2-29)$$

(1) أنظر تومي صالح، المرجع [8]، ص 166.

(2) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 133.

أنظر Georges Bresson et Alain Pirotte، المرجع [48]، ص 37.

(3) أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon، المرجع [62]، ص ص 32-33.

(4) أنظر Georges Bresson et Alain Pirotte، المرجع [48]، ص ص 33-34.

$$\text{مع } \alpha_0 = 1 \text{ و } \sum_{i=0}^{\infty} |a_i| < \infty \quad (1)$$

والجدير بالذكر أن اشتقاق شرط انعكاس عملية $MA(q)$ ليس بسيطاً كما بالنسبة للنموذج $MA(1)$ كونه يتضمن دوال غير خطية في معالم النموذج وعددها q .⁽²⁾

ب- الملامح الخاصة لعملية $MA(2)$ و $MA(q)$:

إن العملية $MA(2)$ لها ذاكرة بفترتين، وبالتالي Y_t تتأثر فقط بالأحداث التي تأخذ مكاناً في الفترة الحالية والماضية والفترتين الماضيتين حيث:

$$\rho_k = \frac{\lambda_k}{\lambda_0} = \begin{cases} \theta_1(\theta_2 - 1)/(1 + \theta_1^2 + \theta_2^2) & , k = 1 \\ -\theta_2/(1 + \theta_1^2 + \theta_2^2) & , k = 2 \dots \dots \dots (2-30) \\ 0 & , k > 2 \end{cases}$$

فدالة الارتباط الذاتي لنموذج $MA(2)$ تتعدم بعد فجوة زمنية تساوي 2.

أما العملية $MA(q)$ فتكون لها ذاكرة بـ q فترة ماضية،⁽³⁾ ودالة ارتباطها ρ_k هي:

$$\lambda_0 = \sigma_x^2 = (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2) \sigma_a^2$$

$$\lambda_k = \begin{cases} (-\theta_k + \theta_1\theta_{k+1} + \dots + \theta_{q-k}\theta_q) \sigma_a^2 & , 0 < k \leq q \\ 0 & , k > q \end{cases}$$

و عليه تكون دالة الارتباط الذاتي للعملية $MA(q)$ هي:

$$\rho_k = \frac{\lambda_k}{\lambda_0} = \begin{cases} \frac{-\theta_k + \theta_1\theta_{k+1} + \dots + \theta_{q-k}\theta_q}{1 + \theta_1^2 + \dots + \theta_q^2} & , 1 \leq k \leq q \quad (4) \dots \dots \dots (2-31) \\ 0 & , k > q \end{cases}$$

وبالنسبة لدالة الارتباط الذاتي الجزئية للعملية $MA(q)$ فهي تكون معقدة، ويمكن الاكتفاء بالنتائج المحصل عليها بالنسبة لـ $MA(1)$ وكذا معكوس $AR(p)$ أي تأخذ صفة دالة الارتباط له، حيث تعرف دالة ACP لعملية $MA(q)$ بالتناقص التدريجي واقترابها من الصفر. أما دالة AC لـ $MA(q)$ فهي تساوي للصفر تماماً بعد فجوة زمنية مساوية لرتبة العملية، كما أن إشارة معامل الارتباط الذاتي المناظرة لرتبة العملية تختلف دائماً عن إشارة معلمة النموذج المناظرة لها، أي إذا كانت θ_1 سالبة تكون ρ_1 موجبة وهكذا.⁽⁵⁾

(1) انظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon ، المرجع [62] ، ص ص 32-33.

(2) انظر والتر فاندل، المرجع [34] ، ص 79.

(3) انظر تومي صالح، المرجع [8] ، ص 166.

(4) انظر Régis Bourbonnais et Michel Terraza ، المرجع [56] ، ص 187،

انظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon ، المرجع [62] ، ص 33.

(5) انظر والتر فاندل، المرجع [34] ، ص 134.

3-2-2 نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة المختلطة:

يعتبر نموذج ARMA نموذج مركب كونه ينطوي على خصائص نموذج الانحدار الذاتي AR ونموذج المتوسطات المتحركة MA وهو عادة ما يتصف برتبتين واحدة لـ AR وهي (p) عدد المعالم وأخرى لـ MA وهي (q) أي أنه يشار إليه بـ ARMA(p,q) ⁽¹⁾ ولاستنباط الخصائص الجوهرية للسلسلة الزمنية التي تخضع لهذا النوع، ندرس أولاً ARMA(1,1) ثم ARMA(p,q). ⁽²⁾

1-3-2-2 نموذج ARMA(1,1):

إن العملية ARMA(1,1) تنتج عن توليف نموذج AR(1) ونموذج MA(1) حيث أن:

$$AR(1) \rightarrow Z_t - \phi_1 Z_{t-1} = \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

هنا ε_t ليس تغيراً عشوائياً ولكنه عملية MA(1) أي أن:

$$Z_t - \phi_1 Z_{t-1} = a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

وبدمج المعادلتين نحصل على:

وعليه فالصيغة الرياضية لنموذج ARMA(1,1) هي:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad \dots \dots \dots (2-32) \quad (3)$$

حيث وكما سبق الذكر فإن Z_t تعبر عن الانحرافات عن الوسط الحسابي للسلسلة، وعند كتابة النموذج وفق المشاهدات الأصلية Y_t يجب إضافة الثابت δ حيث أن:

$$\delta = (1 - \phi_1)\mu$$

ومن المهم معرفة أن استخدام نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة المختلطة يؤدي إلى تخفيض كبير في معالم النموذج، فيمكن إثبات إمكانية إعادة صيغة المعادلة (2-32) في صورة عملية $MA(\infty)$ وذلك بالحذف المتتالي للعناصر Z_{t-2}, Z_{t-1} وهكذا، أو في صورة عملية $AR(\infty)$ وذلك بالحذف المتتالي للعناصر a_{t-2}, a_{t-1} وهكذا.

فتمثيل عملية السلسلة في الصيغة AR فقط أو في صيغة MA فقط تكلف من حيث وجوب تقدير عدد كبير جداً من المعالم فضلاً عن عدم استغلال البيانات بكفاءة. ⁽⁴⁾

أ- قيود على معالم النموذج (شروط الاستقرار والانعكاسية):

• ثبات الوسط الحسابي لا يفرض أي قيود على المعلمين حيث:

$$E(Z_t) = \phi_1 E(Z_{t-1}) + E(a_t) - \theta_1 E(a_{t-1}) \Leftrightarrow E(Z_t) = \phi_1 E(Z_{t-1})$$

$$(1 - \phi_1)E(Z_t) = 0 \Leftrightarrow E(Z_t) = 0 \Leftrightarrow E(Y_t) = \mu$$

(1) أنظر عبد القادر محمد عبد القادر عطية، المرجع [14]، ص 639.

(2) أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص 141.

(3) أنظر Warren Gilchrist، المرجع [63]، ص 107.

(4) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 80-81.

- بالنسبة للتباين:

$$\begin{aligned}\lambda_0 = V(Y_t) &= E(Z_t)^2 = E[(\phi_1 Z_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1})^2] \\ &= \phi_1^2 E(Z_{t-1})^2 + \sigma_a^2 + \theta_1^2 \sigma_a^2 - 2\theta_1 \phi_1 \sigma_a^2 \\ &= \frac{1 - 2\theta_1 \phi_1 + \theta_1^2}{1 - \phi_1^2} \sigma_a^2\end{aligned}$$

$$E(Z_{t-1} a_{t-1}) = E((\phi_1 Z_{t-2} + a_{t-1} - \theta_1 a_{t-2}) a_{t-1}) = \sigma_a^2 \quad (1) \quad \text{حيث أن:}$$

وحتى تكون القيمة λ_0 موجبة ونهائية يجب أن تكون $|\phi_1| < 1$ ، وهو يمثل شرط الاستقرارية وهذا ما تؤكدته دالة التباين الذاتي حيث أن هذا الشرط يجعل الحاضر لا يرتبط بالماضي البعيد بدرجة أكثر قوة من ارتباطه بالماضي القريب.

فالتباين الذاتي عند فجوة زمنية مقدارها 1:

$$\begin{aligned}\lambda_1 = E(Z_t Z_{t-1}) &= E[(\phi_1 Z_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1}) Z_{t-1}] \\ &= \phi_1 \lambda_0 - \theta_1 \sigma_a^2\end{aligned}$$

وعند فجوة زمنية مقدارها 2:

$$\begin{aligned}\lambda_2 = E(Z_t Z_{t-2}) &= E[(\phi_1 Z_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1}) Z_{t-2}] \\ &= \phi_1 \lambda_1\end{aligned}$$

$$\phi_1^{k-1} \lambda_1 = \lambda_k = \phi_1 \lambda_{k-1}$$

وباستمرار العملية مع $k > 1$ نحصل على:

هذا ويمكن إثبات أن شرط انعكاس ARMA(1,1) هو $|\phi_1| < 1$ (2)

ب- مميزات خاصة لعملية ARMA(1,1):

- معاملات الارتباط الذاتي تحسب وفق العلاقة:

$$\rho_k = \frac{\lambda_k}{\lambda_0}$$

حيث:

$$\begin{cases} \lambda_0 = \frac{1 + \theta_1^2 - 2\phi_1\theta_1}{1 - \phi_1^2} \sigma_a^2 \\ \lambda_1 = \frac{(1 - \phi_1\theta_1)(\phi_1 - \theta_1)}{1 - \phi_1^2} \sigma_a^2 \\ \lambda_k = \phi_1 \lambda_{k-1}, \quad k \geq 2 \end{cases}$$

(1) أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon المرجع [62]، ص 38.

(2) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص ص 82-83.

ومنه:

$$\begin{cases} \rho_1 = \frac{(1-\phi_1\theta_1)(\phi_1-\theta_1)}{1+\theta_1^2-2\phi_1\theta_1} & (1) \dots\dots\dots(2-33) \\ \rho_k = \phi_1\rho_{k-1} & , k \geq 2 \end{cases}$$

إن معاملات الارتباط الذاتي للعملية المستقرة ARMA(1,1) تقترب من الصفر تدريجيا كما هو الحال بالنسبة لـ AR(1) المستقرة، إلا أن $\rho_1 \neq \phi_1$ بل أنه يتأثر بمعلمتي الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة حيث أن سلوكها بعد الفجوة الزمنية الأولى يكون سلوكا انحداريا بحثا كون نموذج MA(1) لا تتجاوز ذاكرته فترة واحدة.(2)

- دالة الارتباط الذاتي الجزئية لنموذج ARMA(1,1) تحسب وفق خوارزمية دوربن لكن ليس الصيغة البسيطة،(3) وهي لها نفس سلوك دالة الارتباط الذاتي للمتوسطات المتحركة بعد الفجوة الزمنية الأولى أي أنها تتناقص بشكل أسي.

2-3-2-2 النموذج ARMA(p, q):

إن المتغير Z_t مرتبط بالقيم السابقة والأخطاء السابقة، وتعطى الصيغة الرياضية لنموذج ARMA من الرتبة (p, q) كما يلي:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (4) \dots\dots\dots(2-34)$$

حيث أن المعاملات ϕ_i ($i=1,2,\dots,p$)، و θ_j ($j=1,2,\dots,q$) قيم حقيقية و a_t صدمة عشوائية BB أي $a_t \rightarrow (0, \sigma_a^2)$ يمكن كتابة المعادلة السابقة وفق مشغل التأخر، فنحصل على:

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) Z_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) a_t \quad (5)$$

$$\Phi(B) Z_t = \Theta(B) a_t$$

أ- شروط الاستقرار والانعكاس:

إن العملية ARMA مستقرة إذا كان جزء AR للعملية مستقر، بمعنى إذا كان كثير الحدود $\Phi(B)$ بكل جذوره يتموقع خارج قرص (دائرة) الواحد، وهي قابلة للانعكاس إذا كان جزء MA للعملية قابل للانعكاس، بمعنى إذا كانت كل جذور كثير الحدود $\Theta(B)$ توجد خارج قرص الواحد.(6) وعليه إذا كانت جذور كثيري الحدود Φ, Θ خارج قرص الوحدة فإنه يمكن كتابة العملية ARMA(p, q):

(1) أنظر George E.P.Box and Gwilym M.jenkins، المرجع [47]، ص ص76-77.

(2) أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص142.

(3) أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon، المرجع [62]، ص39.

(4) أنظر Lynwood.A.Johnson et Douglas C.Montgomery، المرجع [53]، ص464.

(5) أنظر George E.P.Box and Gwilym M.jenkins، المرجع [47]، ص74.

(6) أنظر Antonio Fiordaliso، المرجع [39]، ص31.

- على شكل $MA(\infty)$ وصيغتها:

$$Z_t = \frac{\Theta(B)}{\Phi(B)} a_t = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i a_{t-i}$$

مع $\sum_{i=0}^{\infty} |\alpha_i| < \infty$ أي مقدار نهائي و $\alpha_0 = 1$.

- على شكل $AR(\infty)$ وصيغتها:

$$a_t = \frac{\Phi(B)}{\Theta(B)} Z_t = \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i Z_{t-i} \quad (1)$$

مع $\sum_{i=0}^{\infty} |\beta_i| < \infty$ أي مقدار نهائي و $\beta_0 = 1$.

وعليه فإن شرط الاستقرار هو أن تكون كل الجذور للمعادلة المتجانسة $\Phi(B)Z_t = 0$ أكبر من الواحد بالقيمة المطلقة. أما شرط الانعكاس فهو أن تكون جذور المعادلة المتجانسة $\Theta(B)a_t = 0$ أكبر من الواحد بالقيمة المطلقة. (2)

ب- مميزات خاصة لنموذج $ARMA(p, q)$:

• لحساب معاملات الارتباط الذاتي لـ $ARMA$ نضرب معادلة النموذج في Z_{t-k} وبحساب للتنبؤ الرياضي للطرفين والقسمة على λ_0 (التباين) نحصل على:

$$\frac{1}{\lambda_0} [E(Z_t Z_{t-k}) - \phi_1 E(Z_{t-1} Z_{t-k}) - \dots - \phi_p E(Z_{t-p} Z_{t-k})] = \frac{1}{\lambda_0} [E(a_t Z_{t-k}) - \theta_1 E(a_{t-1} Z_{t-k}) - \dots - \theta_q E(a_{t-q} Z_{t-k})]$$

لأن a_t صدمة عشوائية فإن: $E(a_{t-j} Z_{t-k}) = 0$ حيث $k > q$.

وعليه نحصل على:

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} - \dots - \phi_p \rho_{k-p} = 0 \quad (3)$$

$$\rho_k = \sum_{i=1}^p \phi_i \rho_{k-i}, \quad \forall k > q$$

دالة الارتباط الذاتي لنموذج $ARMA(p, q)$ تأخذ الشكل الانحداري بعد الفجوة الزمنية q أي تتناقص بشكل أسّي انطلاقاً من $k > q$ ، وعليه فهي لها نفس مظهر دالة الارتباط الذاتي لـ $AR(p)$ انطلاقاً من $k \geq q+1$.

• أما دالة الارتباط الذاتي الجزئية لنموذج $ARMA(p, q)$ فهي تأخذ شكل دالة الارتباط الذاتي لنموذج $MA(q)$ بعد الفجوة الزمنية p أي تتناقص بشكل أسّي انطلاقاً من $k > p$ أي $k \geq p+1$. (4)

(1) أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon [62]، المرجع ص 37.

(2) أنظر Georges Bresson et Alain Pirotte، المرجع [48]، ص 38.

(3) أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon [62]، المرجع ص 37.

(4) أنظر Antonio Fiordaliso، المرجع [39]، ص 32.

2-2-4 نماذج غير المستقرة:

إن نماذج MA ، AR ، ARMA يمكن استخدامها لبناء نموذج للعديد من أنواع السلاسل الزمنية المستقرة، إلا أنه كثيرا ما نواجه في الحياة العملية سلاسل زمنية غير مستقرة، خاصة السلاسل الزمنية الاقتصادية والتجارية والتي يعد كل من الاتجاه العام والنمط الموسمي من الخصائص الجوهرية لها. وعليه لا نستطيع استخدام أي من النماذج التي نوقشت حتى الآن. وفي هذه الحالة يتم غالبا تحويل البيانات من أجل التوصل إلى الاستقرار. وفيما يلي مجموعة من النماذج التي يمكن استخدامها لبناء نماذج للعديد من السلاسل الزمنية غير المستقرة.⁽¹⁾

2-2-4-1 نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة التكاملية ARIMA:

إذا كانت السلسلة الزمنية الأصلية غير مستقرة فإنها تسمى متكاملة، أما إذا كان استقرارها يتم بالحصول على عدد d مرة لفروق السلسلة فإنها تسمى متكاملة من الدرجة $I(d)$ ، ويكون نموذج ARIMA بثلاث رتب، رتبة AR، رتبة I ورتبة MA، ويرمز إليها $ARIMA(p,d,q)$.⁽²⁾

لتكن Z_t سلسلة زمنية غير مستقرة، ولتحويلها لسلسلة زمنية مستقرة W_t تأخذ الفروق المتتالية من الدرجة d ، أي أن:

$$W_t = (1 - B)^d Z_t$$

وبفرض أن السلسلة الزمنية W تتبع نموذج $ARMA(p,q)$ أي:

$$\phi(B)W_t = \theta(B)a_t \quad (3) \dots\dots\dots(2-35)$$

$$\phi(B)(1 - B)^d Z_t = \theta(B)a_t \quad (4)$$

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$$

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$$

$$W_t = \begin{cases} \Delta^d Z_t & , d > 0 \\ Z_t & , d = 0 \end{cases}$$

تجدر الإشارة إلى أنه يمكن الحصول على توفيق أفضل للبيانات بوضع حد ثابت للمعادلة:

$$\phi(B)W_t = \delta + \theta(B)a_t$$

حيث الحد الثابت δ ليس دائما الوسط الحسابي للبيانات W_t

(1) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 85.

(2) أنظر عبد القادر محمد عبد القادر عطية، المرجع [14]، ص 640.

(3) أنظر George E.P.Box and Gwilym M.jenkins، المرجع [47]، ص 92.

(4) أنظر Jean Jacques Droesbeke et autres، المرجع [50]، ص 59.

$$E(W_t) = \frac{\delta}{(1 - \phi_1 - \dots - \phi_p)} \quad (1)$$

وعموما يمكن القول:

$$\begin{aligned} ARIMA(p, 0, q) &= ARMA(p, q) - \\ (2) \quad ARIMA(p, 0, 0) &= AR(p) - \\ ARIMA(0, 0, q) &= MA(q) - \end{aligned}$$

2-4-2-2 نماذج موسمية: (3)

غالبا ما يشاهد النمط الموسمي عند دراسة السلاسل الزمنية الربع سنوية أو الشهرية، حيث يلاحظ تكرر حدوث قمة أو قاع عند نفس الشهر أو ربع السنة تقريبا في السنوات المتتالية، ويرتبط ظهور هذا النمط بالعديد من السلاسل الزمنية الاقتصادية، وعليه من المنطقي عند محاولة بناء نموذج يمثل هذا النوع من السلاسل دراسة الارتباط بين مشاهدات نفس الموسم في السنوات المتتالية، بالإضافة إلى دراسة الارتباط بين مشاهدات المواسم المتتالية، ويمكن التوسع في نماذج ARIMA التي سبق دراستها لتتضمن تحليل التغيرات الموسمية.

أ- نماذج الانحدار الذاتي الموسمية SAR:

يمكن كتابة نموذج الانحدار الذاتي الموسمي من الرتبة p والذي يرمز له $SAR(p)$ كما يلي:

$$\Phi(B^s)W_t = a_t$$

$$\Phi(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_p B^{ps} \quad \text{حيث:}$$

$$W_t = (1 - B^s)^D (1 - B)^d Z_t = \Delta_s^D \Delta^d Z_t \dots \dots \dots (2-36)$$

Δ_s^D يمثل مشغل الفروق الموسمية من الرتبة D ، Δ^d يمثل مشغل الفروق المتتالية من الرتبة d ، وهما يستخدمان لتحقيق استقرار السلسلة Z_t ، و s يشير إلى طول الدورة الموسمية.

إن دالة الارتباط الذاتي لنموذج الانحدار الذاتي الموسمي تشبه في خصائصها العامة دالة الارتباط الذاتي العادي فيما عدا ظهور قيم معاملات الارتباط الذاتي عند مضاعفات s ، ونفس الشيء بالنسبة لدالة الارتباط الذاتي الجزئية لنموذج SAR.

ب- نماذج المتوسطات المتحركة الموسمية SMA:

يمكن التعبير عن نموذج متوسطات متحركة موسمية من الرتبة Q كما يلي:

(1) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص ص 92-93.

(2) أنظر Damodar N. Gujarati، المرجع [43]، ص 738.

(3) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص ص 93-99.

$$W_t = \Theta(B^s) a_t$$

$$\Theta(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_q B^{qs}$$

$$W_t = (1 - B^s)^D (1 - B^s)^d Z_t = \Delta_s^D \Delta^d Z_t$$

مرة أخرى نجد أن دالة الارتباط الذاتي لنموذج SMA ذات سلوك مشابه لسلوك دالة الارتباط الذاتي MA العادي، فيما عدا ظهور قيم معاملات الارتباط الذاتي عند فجوات زمنية تتساوى مع مضاعفات s ، ونفس الشيء بالنسبة لدالة الارتباط الذاتي الجزئية لنموذج SMA.

ج- النماذج الموسمية المختلطة SARMA:

يمكن دمج نماذج الانحدار الذاتي الموسمية مع نماذج المتوسطات المتحركة الموسمية في مجموعة

$$\Phi(B^s) W_t = \Theta(B^s) a_t \quad \text{واحدة، ويتم التعبير عن نموذج عملية موسمية مختلطة وفق المعادلة:}$$

حيث:

$$\begin{cases} \Phi(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_p B^{ps} \\ \Theta(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_q B^{qs} \\ W_t = \Delta_s^D \Delta^d Z_t \end{cases}$$

$\Delta_s^D \Delta^d$ هما مشغلي الفروق الموسمية والمنتالية على التوالي.

وجه الاختلاف الوحيد بين معاملات الارتباط الذاتي للنماذج المختلطة الموسمية والنماذج المختلطة العادية هو ظهور معاملات الارتباط الذاتي في النماذج الموسمية عند فجوات زمنية مساوية لمضاعفات طول الدورة الموسمية.

د- نماذج موسمية عامة منضربة: $SARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$

يمكن دمج جميع النماذج التي نوقشت حتى الآن في مجموعة واحدة هي نماذج السلاسل الزمنية التي إذا حللت بالنسبة للعديد من السلاسل الزمنية بطريقة مناسبة أدت إلى الحصول على توفيق ممتاز للبيانات وللتوصل إلى تنبؤات دقيقة، ويطلق على هذه المجموعة اسم نماذج ARIMA المنضربة ويرمز إليها بالرمز $SARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ (1) ويتم التعبير عنها كما يلي:

$$\phi(B) \Phi(B^s) W_t = \theta(B) \Theta(B^s) a_t$$

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$$

$$\Phi(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_p B^{ps} \quad (2)$$

$$\theta(B^s) = 1 - \theta_1 B^s - \theta_2 B^{2s} - \dots - \theta_q B^{qs}$$

$$\Theta(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_q B^{qs}$$

(1) أنظر Jean Jacques Droesbeke et autres المرجع [50]، ص 65.

(2) أنظر Marc David et Jean-Claude Michaud، المرجع [54]، ص 63.

تحقيق السكون باستخدام الموسمية والمنتالية:

$$W_t = (1 - B^s)^D (1 - B)^d Z_t = \Delta_s^D \Delta^d Z_t, \dots\dots\dots(2-37)$$

P رتبة عملية الانحدار الذاتي الموسمية SAR ،

D عدد الفروق الموسمية،

Q رتبة عملية المتوسطات المتحركة الموسمية،

s طول الدورة الموسمية.

2-3 مراحل طريقة بوكس-جنكنز:

لقد قام الاقتصاديان بوكس و جنكنز بوضع أسس وخطوات منهجية للطريقة التنبؤية التي سميت باسميهما، والتي تعتمد على دراسة السلسلة الزمنية وكشف خصائصها الجوهرية على المدى القصير ومن مميزات قدرتها على النمذجة والتنبؤ بالظاهرة العشوائية دون افتراض أي نموذج مسبق، بل أنها تمكن من اختيار النموذج المناسب للمعطيات الموجودة بغرض التمثيل والعرض الجيد للظاهرة المدروسة.

بعدما تم تحديد أسس تحليل السلاسل الزمنية وكذا النماذج الخطية لها، فإنه يتم الانتقال فيما يلي لتوضيح المراحل الأربعة لطريقة بوكس - جنكنز لبناء نموذج السلسلة الزمنية، حيث الشكل (1-2) يوضح خريطة مسار الطريقة والتي تنطلق من اختبارات الاستقرار لتحديد رتبة الفروق المنتالية والموسمية، ثم تحديد درجة كثير الحدود المناظر لنماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة العادية والموسمية وهو ما يندرج ضمن مرحلة التعرف على المواصفات الأولية للنموذج، ليتم الانتقال لمرحلة تقدير معالم النموذج، ثم مرحلة فحص مدى ملائمة النموذج وأخيرا مرحلة التنبؤ بالقيم المستقبلية.

2-3-1 مرحلة التعرف:

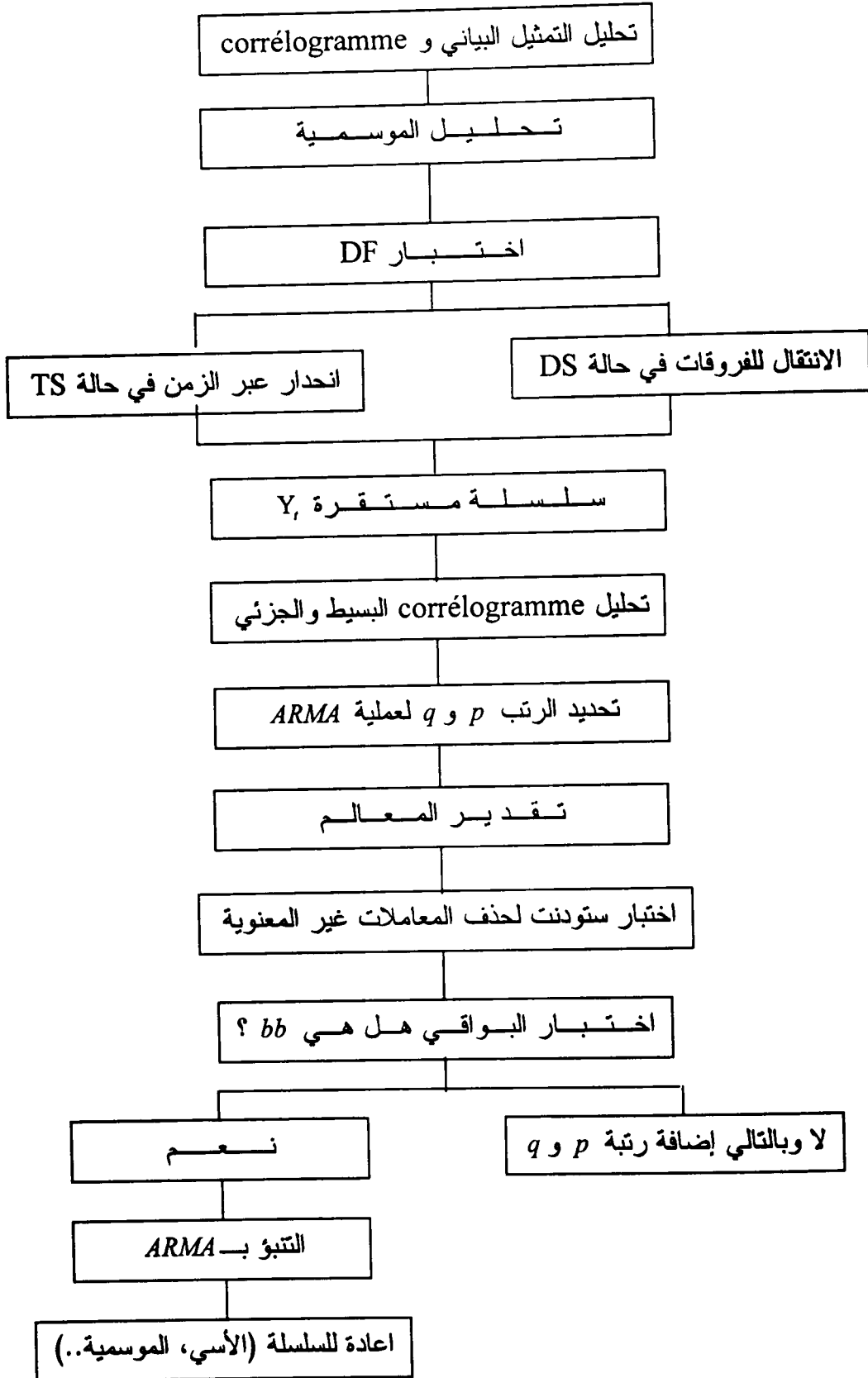
تعد مرحلة التعرف مرحلة أساسية وهامة في بناء نموذج السلسلة الزمنية، أين تحدد النماذج الأكثر توافقا معها وذلك بتحديد قيم كل من p, d, q لنماذج $ARIMA$ وكذا قيم P, D, Q إذا كان من الضروري إضافة معالم موسمية للنموذج، وذلك من خلال دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئية⁽¹⁾. وتجدر الإشارة إلى أن مرحلة التعرف على النموذج تتطلب قدرا كبيرا من الخبرة والحكم الشخصي لأن معاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للعينة لا تماثل تماما صيغتها النظرية هذا بالإضافة إلى عدم وجود أسلوب مضبوط Exact للتعرف على نموذج من نماذج $ARIMA$ ، لذا فإن خبرة الباحث بالإضافة إلى المبادئ الأساسية التي سيتم مناقشتها تستخدم كبديل لأسلوب الضبط⁽²⁾.

(1) انظر Antonio fiordaliso، المرجع [39]، ص38، أنظر تومي صالح، المرجع [8]، ص183.

(2) انظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 108.

شكل (1-2): مراحل طريقة بوكس-جنكنز

السلسلة X_t



تبدأ مرحلة التعرف بالتوقيع البياني للبيانات الأصلية للسلسلة والتحقق من إستقراريتها والتي بدونها لا يمكن حساب P و q . وتعد "دالة الارتباط الذاتي مؤشرا مهما لكشف عدم استقرارية سلسلة زمنية وهذا عندما لا تتعد هذه الدالة بعد فترة معينة تعادل $T/4$ (ربع عدد المشاهدات) نظريا، بينما تطبيقا يجب أن تقع معاملات هذه الدالة داخل مجال ثقة مناسب" حتى تكون مستقرة. (1)

أما إذا أتضح أن شكل دالة الارتباط الذاتي يقع خارج حدود فترة الثقة عبر فترة طويلة ومعاملات AC تختلف عن الصفر جوهريا لعدد كبير نسبيا من الفجوات الزمنية فإن سلسلة البيانات تكون غير مستقرة أين يستوجب إجراء التحويلات المناسبة. كما أنها تعتبر كاشف مهم للفصيلة من خلال القيم والنتوءات التي تظهر في شكل منتظم على هذه الدالة. (2)

من الضروري أن تقترب معاملات الارتباط الذاتي من الصفر بسرعة كافية عند زيادة الفجوات حتى تكون السلسلة مستقرة، وإلا يجب استخدام التحويلات اللازمة لتحقيق الاستقرار وثبيت التباين. (3)

لا يمكن عمليا معرفة القيم الحقيقية لمعاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي لمجتمع العملية العشوائية التي تتولد بيانات السلسلة الزمنية وفقا لها، لذا يجب استخدام معاملات العينة أين قيمها هي تقديرات لمعاملات المجتمع وعليه فهي تخضع لأخطاء المعاينة.

وحتى يمكن استخدام طرق التعرف على نماذج $ARIMA$ ، يجب معرفة متى يمكن قبول $p_k = 0$ حيث أن دالة الارتباط الذاتي المقدر من الرتبة K لعملية مستقرة Y_t تكتب:

$$\hat{\rho}_k = \frac{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-k} (y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-k} Z_t Z_{t-k}}{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Z_t)^2} \quad (4) \dots\dots\dots(2-38)$$

حيث $k \geq 0$ ، n عدد المشاهدات لـ y_t بعد أخذ الفروق اللازمة لتحقيق السكون، بوكس وجنكنز اقترحا

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum y_t \quad \text{أخذ عدد أقصى للتأخرات } k = \frac{n}{4} \text{ ، } \bar{y} \text{ يمثل متوسط } y_t \text{ حيث:}$$

بعد إيجاد قيم الدالة $\hat{\rho}_k$ يمكن اختبار المعنوية الإحصائية لكل معامل ارتباط ذاتي، ولأجل ذلك تستعمل صيغة Bartlett الموضحة في المعادلة (2-39) والتي تعطي الانحراف المعياري لتوزيع $\hat{\rho}_k$.

$$\hat{\sigma}(\hat{\rho}_k) = \left[\frac{1}{n} \left(1 + 2 \sum_{i=1}^{k-1} \hat{\rho}_i^2 \right) \right]^{1/2} \dots\dots\dots(2-39)$$

(1) أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص 145.
 (2) أنظر عبد القادر محمد عبد القادر عطية، المرجع [14]، ص 641.
 (3) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 114.
 (4) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص ص 164-165.

من أجل عدد المشاهدات n بمقدار كافي هام Bartlett أثبت أن \hat{p}_k يتبع القانون الطبيعي، ويكون الاختبار من الشكل:

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

نقوم بحساب قيمة احصاءة Student حيث:

$$t_{\hat{p}_k} = \frac{\hat{p}_k - p_k}{\hat{\delta}(\hat{p}_k)}$$

ولما:

$$H_0 : p_k = 0$$

تصبح القيمة:

$$t_{\hat{p}_k} = \frac{\hat{p}_k}{\hat{\delta}(\hat{p}_k)}$$

والتي تقارن بالقيمة الحرجة المقروءة في جدول قانون ستودنت وقاعدة القرار هي:

- إذا كان $|t_{\hat{p}_k}| < t_{1-\frac{\alpha}{2}}$ نقبل فرضية العدم أي p_k غير معنوي،

- إذا كان $|t_{\hat{p}_k}| \geq t_{1-\frac{\alpha}{2}}$ نرفض فرضية العدم أي p_k معنويا مختلف عن الصفر.

هذا الاختبار يسمح بالتعرف على الرتبة q للعمليات MA حيث أن معاملات الارتباط الذاتي للعملية MA(q) تعدم انطلاقا من $q+1$.⁽¹⁾

عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ فإن $t_{1-\frac{\alpha}{2}} = 1,96$ من جدول التوزيع الطبيعي.

وعليه عند درجة الثقة 95% فإن كل معامل ارتباط ذاتي p_k يقع خارج المجال

$$[-1,96 \hat{\sigma}(\hat{p}_k), +1,96 \hat{\sigma}(\hat{p}_k)]$$
 معنويا يختلف عن الصفر.⁽²⁾

دالة الارتباط الذاتي الجزئية:

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

(1) أنظر Régie bourbonnais et Michel Terraza، المرجع [56]، ص 179.

أنظر Sandrine Larbic et Valérie Mignon، المرجع [62]، ص 41.

(2) أنظر Antonio fiordalis، المرجع [39]، ص 40،

أنظر George Bresson et Alain Pirotte، المرجع [48]، ص 57.

من أجل العينات الكبيرة، الارتباطات الذاتية الجزئية تتبع القانون الطبيعي بمتوسط معدوم و تباين $1/n$ حسب نتائج Quenouille (1949). من أجل اختبار فرضية العدم نحسب احصاء الاختبار:

$$t_{kk} = \frac{\hat{\phi}_{kk}}{\sqrt{1/n}}$$

والقيمة المتحصل عليها تقارن بالقيمة الحرجة المقروءة في جدول قانون ستودنت، و يكون القرار:

- إذا كان $t_{kk} < t_{1-\alpha/2}$ تقبل فرضية العدم أي ϕ_{kk} معنوياً غير مختلفة عن الصفر،

- إذا كان $t_{kk} \geq t_{1-\alpha/2}$ تقبل فرضية العدم أي ϕ_{kk} معنوياً تختلف عن الصفر. (1)

وعليه عند درجة ثقة 95% فإن كل القيم $\hat{\phi}_{kk}$ التي تقع خارج المجال $\left[-1,96/\sqrt{n}, +1,96/\sqrt{n}\right]$ معنوياً تختلف عن الصفر. (2)

بعد التأكد من استقرارية السلسلة أي تحديد رتبة d ، يتم تحديد p و q حيث أن دالة الارتباط الذاتي الجزئية $FACP$ لنموذج الانحدار الذاتي تبتز مباشرة بعد الرتبة p ، بينما تكون متناقصة بالنسبة لنموذج المتوسطات المتحركة، والتي تبتز دالة الارتباط الذاتي له بعد الرتبة q وتكون متناقصة وتقترب من 0 تدريجياً بالنسبة لنموذج الانحدار الذاتي، أما بالنسبة للنماذج المختلطة فالدالتان تستمران في التدهور و لا تعدمان عند الدرجتين p و q . ويمكن تلخيص ما تقدم في الجدول (2-1).

أما في حالة وجود المركبة الموسمية فإنه وللتعرف على النماذج الموسمية المنضربة، يتم الاعتماد على المميزات الأساسية لدالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي والتي تحدد ما إذا كان من الملائم استخدام نموذج موسمي لتمثيل البيانات⁽³⁾ وهي ملخصة في الجدول (2-2).

إن هدف عملية التعرف هو تقليل عدد النماذج التي يمكن اعتبارها ملائمة للبيانات، وتتم دراسة هذه النماذج بدقة لتحديد الأكثرها ملاءمة.

(1) أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon المرجع [62]، ص 42.

(2) أنظر Jean-Jacque Drosbeke et autres المرجع [50]، ص 95.

(3) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 159.

جدول (1-2): خصائص دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية

✓ = تناقص

العملية	دالة الارتباط الذاتي البسيطة	دالة الارتباط الذاتي الجزئية
AR(1)	✓ أسّي لما $\phi_1 > 0$ ✓ جيبي لما $\phi_1 < 0$	قمة (Pic) أو عمود يقابل التأخر الأول ويكون - موجب لما $\phi_1 > 0$ ، - سالب لما $\phi_1 < 0$. $\phi_{kk} = 0$ ، $\forall k > 1$
AR(2)	✓ أسّي أو جيبي حسب إشارة ϕ_1 و ϕ_2 .	قمم معنوية من أجل التأخر الأول والثاني والمعاملات الأخرى معدومة $\phi_{kk} = 0$ لما $k > 2$
AR(p)	✓ أسّي أو جيبي حسب إشارة المعاملات	$\phi_{kk} = 0$ ، $\forall k > p$
MA(1)	قمة معنوية من أجل التأخر الأول - موجب إذا كان $\theta_1 < 0$ ، - سالب إذا كان $\theta_1 > 0$. والمعاملات الأخرى معدومة $P_k = 0$ لما $k > 1$.	✓ أسّي لما $\theta_1 > 0$ ، ✓ جيبي لما $\theta_1 < 0$.
MA(2)	قمم معنوية للتأخر الأول والثاني والمعاملات الأخرى معدومة لما $k > 2$.	✓ أسّي أو جيبي حسب إشارة θ_1 و θ_2 .
MA(q)	$p_k = 0$ ، $\forall k > q$	✓ أسّي أو جيبي حسب إشارة المعاملات.
ARMA(1,1)	✓ أسّي لما $\phi_1 > 0$. ✓ جيبي لما $\phi_1 < 0$.	✓ أسّي لما $\theta_1 > 0$. ✓ جيبي لما $\theta_1 < 0$.
ARMA(p,q)	✓ أسّي أو جيبي حسب إشارة المعاملات.	✓ أسّي أو جيبي حسب إشارة المعاملات.

المصدر: أنظر Sandrine Lardic et Valerie Mignon المرجع [62]، ص 39،
 أنظر Régis bourbonnais et Michel Terraza المرجع [56]، ص 192.

جدول (2-2): دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي لبعض النماذج الموسمية

النموذج	دالة الارتباط الذاتي	دالة الارتباط الذاتي الجزئية
$SARIMA(p,0,0) \times (P,0,0)$ أو $AR(p) \times SAR(P)$	تقترب من الصفر تدريجيا	تساوي الصفر بعد الفجوة $p + sP$
$SARIMA(0,0,q) \times (0,0,Q)$ أو $MA(q) \times SMA(Q)$	تساوي الصفر بعد الفجوة $q + sQ$	تقترب من الصفر تدريجيا
نماذج مختلطة	تقترب من الصفر تدريجيا	تقترب من الصفر تدريجيا

المصدر: أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 160.

2-3-2-2 مرحلة تقدير المعالم:

بعد التعرف على نموذج خاص من نماذج ARIMA من بين مجموعة النماذج المنضربة:

$$\phi(B)\Phi(B^s)W_t = \theta(B)\Theta(B^s)a_t \quad \dots\dots\dots(2-40)$$

$$W_t = \Delta^D_s \Delta^d Z_t = (1 - B^s)^D (1 - B^s)^d Z_t$$

حيث:

يجب تقدير متجهات المعالم:

$$\begin{aligned} \phi &= (\phi_1, \phi_2, \phi_3, \dots, \phi_p), \Phi' = (\Phi'_1, \Phi'_2, \Phi'_3, \dots, \Phi'_p) \\ \theta &= (\theta_1, \theta_2, \theta_3, \dots, \theta_q), \Theta' = (\Theta'_1, \Theta'_2, \Theta'_3, \dots, \Theta'_q) \end{aligned} \quad (1)$$

1-2-3-2-2 تقدير معالم نموذج الانحدار الذاتي AR(p)

في هذا النوع من النماذج، وبعد تحديد الدرجة p فإنه يسهل تقدير المعالم $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ ومن أهم

طرق التقدير نذكر ما يلي:

أ- طريقة معادلات يول - ولكر: Youl-Walker⁽²⁾

تلجأ هذه الطريقة إلى معادلات يول- والكر من خلال معاملات دالة الارتباط الذاتي لتقدير معالم

النموذج، حيث صيغتها العامة:

$$\rho_k = \sum_{i=1}^p \phi_i \rho_{k-i}$$

وقد سبق عرض المعادلات عند دراسة النموذج AR(p) في المبحث السابق. وبتعويض معاملات

الارتباط للمجتمع بمعاملات الارتباط الذاتي للعينة نتحصل على شعاع المعالم المقدره وفق العلاقة الآتية:

(1) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 176.

(2) أنظر George E.P.Box and Gwilym M. Jenkins، المرجع [47]، ص 243.

$$\begin{bmatrix} \hat{\phi}_1 \\ \hat{\phi}_2 \\ \vdots \\ \hat{\phi}_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \Gamma_1 & \dots & \Gamma_{p-1} \\ \Gamma_1 & 1 & & \Gamma_{p-2} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \Gamma_{p-1} & \Gamma_{p-2} & & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \Gamma_1 \\ \Gamma_2 \\ \vdots \\ \Gamma_p \end{bmatrix}$$

ومنه: $\hat{\phi} = R^{-1}\Gamma$

وبشكل خاص تكون المقدرات من الرتبة الأولى والثانية للانحدار الذاتي كما يلي:

$$AR(1): \hat{\phi}_1 = \Gamma_1$$

$$AR(2): \hat{\phi}_1 = \frac{\Gamma_1(1-\Gamma_2)}{1-\Gamma_1^2}, \hat{\phi}_2 = \frac{\Gamma_2 - \Gamma_1^2}{1-\Gamma_1^2}$$

ب- الطريقة الاحدائية: (1)

بسبب مشكل قيم الانطلاق تبدأ عملية التقدير من الفترة $t = p+1$ انطلاقاً من التعويض في المعادلة

(2-16) للنموذج $AR(p)$ لنحصل على:

$$Z_{p+1} = \phi_1 Z_p + \phi_2 Z_{p-1} + \dots + \phi_p Z_1 + a_{p+1}$$

$$Z_{p+2} = \phi_1 Z_{p+1} + \phi_2 Z_p + \dots + \phi_p Z_2 + a_{p+2}$$

⋮

$$Z_T = \phi_1 Z_{T-1} + \phi_2 Z_{T-2} + \dots + \phi_p Z_{T-p} + a_T$$

وبكتاتها في شكل مصفوفات نحصل على:

$$\begin{bmatrix} Z_{p+1} \\ Z_{p+2} \\ \vdots \\ Z_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Z_p & Z_{p-1} & \dots & Z_1 \\ Z_{p+1} & \vdots & & Z_2 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ Z_{T-1} & & & Z_{T-p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_1 \\ \phi_2 \\ \vdots \\ \phi_p \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{p+1} \\ u_{p+2} \\ \vdots \\ u_T \end{bmatrix}$$

$$X_{(T-p,1)} = Z_{(T-p,p)} \times \phi_{(p,1)} + A_{(T-p,1)} \dots \dots \dots (2-41)$$

و منه تحت فرضيات معينة يمكن تقدير شعاع المقدرات بطريقة المربعات الصغرى العادية وفق العلاقة:

$$\hat{\phi} = (Z'Z)^{-1} Z'X \quad (2)$$

(1) انظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص ص 153-154.

(2) انظر Lynwood, A. Johnson and Douglas C. Montgomery، المرجع [53]، ص 470.

ج- طريقة أعظم احتمال (المعقولة العظمى):

إن التقدير بهذه الطريقة يتوقف أساساً على تحقق التوزيع الطبيعي، وهي تعتمد مبدأً تذبذبية مجموع مربعات البواقي Min RSS بمعنى اختيار شعاع المعالم $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ الذي يحقق $Mins(\hat{\phi}) = \sum e_i^2$ هذا ويمكن الاستعانة بهذه الطريقة عند تقدير $ARMA(p, q)$ وذلك باختيار مقدرات لشعاعي المعالم الخاصة بالقسمين الانحداري والمتوسطات المتحركة $\Phi = (\phi_p, \dots, \phi_1)$ و $\Theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q)$ على الترتيب حيث $Mins(\hat{\phi}, \hat{\theta}) = \sum e_i^2$ ولما معادلة ARMA من الشكل: $\phi(B)Z_t = \theta(B)a_t$.

و بافراض إمكانية قلب $\theta(B)$ فإن:

$$e_t = \hat{\theta}^{-1}(B)\hat{\phi}(B)Z_t$$

كما أن الطريقة تحتاج إلى توفير قيم ابتدائية خاصة بالمتغير Z_t .⁽¹⁾

2-2-3-2 تقدير معالم النماذج المختلطة ونماذج $MA(q)$:

تعتبر نماذج $MA(q)$ و $ARMA(p, q)$ أعقد بكثير من حيث التقدير من النماذج الانحدارية كونها غير خطية المعالم من جهة، مع عدم مشاهدة متغير الأخطاء من جهة أخرى، فهي تتطلب طرق تقدير تكرارية ومن أهمها:

طريقة البحث التشابكي:⁽²⁾

لتوضيح هذه الطريقة ندرسها على نموذج $ARMA(1,1)$ حيث صيغته العامة من الشكل:

$$Z_t - \phi Z_{t-1} = a_t - \theta a_{t-1}$$

$$Z_t = \frac{1}{1-\phi B} a_t - \frac{\theta}{1-\phi B} a_{t-1}$$

$$V_t = \phi V_{t-1} + a_t$$

بوضع $V_t = \frac{1}{1-\phi B} a_t$ نحصل على:

ومن هذه العلاقة الأخيرة نجد أنه إذا توفرت قيم الشعاع V_t فإنه يمكن تقدير المعلمة ϕ بطريقة المربعات الصغرى OLS ولكن وبسبب عدم مشاهدتها نلجأ إلى العملية التالية:

$$Z_t = \frac{1}{1-\phi B} a_t - \frac{\theta}{1-\phi B} a_{t-1} = V_t - \theta V_{t-1}$$

وبتعويض قيمة θ في هذه المعادلة حيث $|\theta| < 1$ والذي يمثل شرط الانعكاس، وتوفر القيم الابتدائية لـ V_t أو جعلها مساوية للصفر نحصل على:

(1) أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص 154-155.

(2) أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص 156-159.

أنظر Régis Bourbonnais، المرجع [57]، ص 248-249.

$$V_t = Z_t + \theta V_{t-1} \quad \text{و} \quad V_0 = 0$$

$$\left. \begin{array}{l} V_1^{(1)} = Z_1 \\ V_2^{(1)} = Z_2 + \theta^{(1)} V_1^{(1)} \\ \vdots \\ V_T^{(1)} = Z_T + \theta^{(1)} V_{T-1}^{(1)} \end{array} \right\} \Rightarrow V^{(1)} = \begin{bmatrix} V_1^{(1)} \\ V_2^{(1)} \\ \vdots \\ V_T^{(1)} \end{bmatrix}$$

حيث أن (1) يمثل دليل التكرار، وهنا لدينا التكرار الأول.

وبتعويض الشعاع الناتج في المعادلة $V_t = \phi V_{t-1} + a_t$ المتحصل عليها سابقا نتمكن من تقدير المعلمة ϕ أي:

$$\hat{\phi}^{(1)} = \frac{\sum_{t=1}^T V_t^{(1)} V_{t-1}^{(1)}}{\sum_{t=1}^T (V_{t-1}^{(1)})^2}$$

وذلك باستعمال الطريقة الخطية للتقدير OLS.

وتتم عملية حساب مجموع مربعات البواقي المقابلة للمعلمتين $(\theta^{(1)}, \hat{\phi}^{(1)})$ كالتالي:

$$RSS^{(1)} = \sum_{t=1}^T e_t^2 = \sum_{t=1}^T (V_t^{(1)} - \hat{\phi}^{(1)} V_{t-1}^{(1)})^2 \dots\dots\dots(2-42)$$

وبتكرار العملية لكل القيم $(\theta = -0,9; -0,8; \dots; 0,01; \dots; 0,9)$ إذا كان مقدار الزيادة (0,1) يتم اختيار

المقدرات $(\theta^{(i)}, \hat{\phi}^{(i)})$ التي يقابلها أصغر $RSS^{(i)}$ الموافق للتكرار (i).

بالإضافة إلى هذه الطريقة توجد أيضا طريقة غوس-نيوتن التكرارية وطرق أخرى للتقدير غير الخطي لا تستدعي الحاجة لعرضها.

2-3-3 فحص النموذج:

تسمى أيضا مرحلة اختبار صلاحية النموذج أو تشخيص النموذج، وهي المرحلة الثالثة من مراحل بوكس-جنكنز ويتم الانتقال إليها بعد تحديد النماذج الملائمة وتقدير معالمها، أين يتم اختبار قوة النموذج الإحصائية، وتكون البداية بمقارنة دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الأصلية مع تلك المتولدة عن النموذج المقدر، فإذا وجد اختلاف جوهري أكد فشل عملية التحديد وبالتالي وجوب إعادة بناء النموذج أما إذا كان التشابه فننتقل إلى تطبيق الاختبارات المتعددة.

2-3-3-1 اختبار معالم النموذج:

من أجل اختبار معنوية معالم النموذج المقدر تستخدم إحصاء ستودنت Student، والذي يمكن

تقريبه إلى التوزيع الطبيعي كون n عدد المشاهدات كبير.

$$T_c = \frac{\hat{B}_j - B_j}{\sigma(\hat{B}_j)} \rightarrow N(0,1)$$

حيث: \hat{B}_j تمثل المعالم المقدرة $\hat{\theta}_j$ و $\hat{\phi}_j$ ،
 $\sigma(\hat{B}_j)$ الانحراف المعياري للمعالم المعنية،
 B_j قيمة المعلمة تحت فرضية العدم. (1)

$$\begin{cases} H_0 : B_j = 0 \\ H_1 : B_j \neq 0 \end{cases} \quad \text{قاعدة الاختبار:}$$

وبأخذ مستوى معنوية $\alpha = 5\%$ فالقرار يكون كالتالي:

- إذا كان $|T_c| \geq 1,96$ ترفض H_0 وبالتالي المقدر \hat{B}_j معنوي،

- إذا كان $|T_c| < 1,96$ تقبل H_0 وبالتالي المقدر \hat{B}_j غير معنوي. (2)

2-3-3-2 تحليل البواقي:

إذا كان النموذج يمثل فعلا عملية ARIMA التي تتولد وفقا لها بيانات السلسلة، فإن أخطاء النموذج يجب أن تكون تغيرات عشوائية متوسطة الصفر وتبينها ثابت، كما أنها غير مرتبطة مع بعضها زمنيا، وبالتالي فإن فحص أخطاء النموذج تمكن من تقويم مدى ملاءمته. (3)

يتم تحليل أخطاء النموذج بالاعتماد على تقديرات هذه الأخطاء أي بواقي النموذج حيث:

$$a_t = \frac{\phi(B)}{\theta(B)} Z_t = \phi(B)\theta(B)^{-1} Z_t \quad (4)$$

$$e_t = \hat{\phi}(B)\hat{\theta}(B)^{-1} Z_t$$

ومنه البواقي:

و يتم اختبار فرضية الاستقلال على البواقي المقدرة e_t

$$\Gamma_k(e_t) = \hat{p}_k(\hat{a}_t) = \frac{\sum_{t=1}^{T-k} (e_t - \bar{e})(e_{t+k} - \bar{e})}{\sum_{t=1}^T (e_t - \bar{e})^2} \quad , k = 1, 2, \dots, M$$

ومن أجل اختبار إذا ما كانت الارتباطات الذاتية معنويا مختلفة عن الصفر يستعمل اختبار Bartlett لتقدير الانحرافات المعيارية للارتباطات الذاتية.

(1) أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص ص 171-172.

(2) أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon المرجع [62]، ص 44.

(3) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 188.

(4) أنظر Jean- Jacques Droesbeke et autre المرجع [50]، ص 99.

$$\hat{\sigma}(\Gamma_k(e_i)) = \frac{1}{\sqrt{T}} \left(1 + 2 \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j^2(e_i) \right)$$

ومن أجل كل معامل للارتباط الذاتي تختبر فرضية العدم:

$$H_0: p_k(a_i) = 0, \forall k$$

و ذلك باستخدام الإحصاءة المقاربة لستودنت:

$$t_{\Gamma_k(e_i)} = \frac{\Gamma_k(e_i) - p_k(a_i)}{\hat{\sigma}(\Gamma_k(e_i))}$$

من الناحية التطبيقية تقبل H_0 أي a_i هي صدمة عشوائية إذا كان $|t_{\Gamma_k(e_i)}| < 1,25$ من أجل قيم التأخرات الثلاثة الأولى $|t_{\Gamma_k(e_i)}| < 1,60$ من أجل التأخرات التالية، وفي الحالة العكسية ترفض H_0 والنموذج المقدر غير ملائم. (1)

وتكون معاملات الارتباط الذاتي للبواقف Γ_k التي تقع خارج فترة الثقة $\left[\pm 1,96 / \sqrt{n} \right]$ تختلف معنويا عن الصفر عند مستوى معنوية $\alpha = 0,05$ وذلك بالنسبة لقيم k الكبيرة. (2)

توجد اختبارات أخرى للبواقف تمكن من تفادي مشكل تزايد الانحراف المعياري وفحص النموذج المدروس، ومن بين الأكثرها استعمالا في الجانب التطبيقي نجد:

أ- اختبار Box-Pierce (1970)

لإجراء اختبار مشترك لمعنوية معاملات AC كمجموعة يستخدم هذا الاختبار الذي يسمى أيضا اختبار "Portmanteau" ويهدف إلى اختبار خاصية عدم ارتباط البواقف، وتكتب احصاءته كما يلي:

$$Q = n \sum_{k=1}^K \Gamma_k^2(e_i) \rightarrow \chi_M^2 \quad (3) \dots\dots\dots(2-43)$$

وهي تسمح باختبار الفرضية:

$$\begin{cases} H_0: p_1 = p_2 = \dots = p_k = 0 \\ H_1: \text{يوجد على الأقل } p_i \text{ معنويا يختلف عن } 0 \end{cases}$$

الاحصاءة Q تتبع توزيع $Khi-deux$ بدرجة حرية $(k-p-q)$ ، حيث k عدد التأخرات المختارة لحساب الارتباطات الذاتية. ولتفعيل هذا الاختبار ينصح باختيار k بين 20-30. ترفض H_0 عند $\alpha = 5\%$ إذا كان $Q > 0,95$ لقانون χ^2 .

(1) أنظر Georges Bresson et Alain Pirotte ، المرجع [48]، ص ص 68-69.

(2) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص 190.

(3) أنظر Jean- Jacques Drosbeke et autres، المرجع [50]، ص 100،

أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص ص 69-70

ب- اختبار Ljung-Box: (1978)

يفضل هذا الاختبار عن الاختبار السابق لما تكون العينة بحجم صغير، وتوزيع إحصاءة إختبار Ljung-Box أكثر قربا من توزيع $Khi - deus$ و نكتب:

$$Q^* = n(n+2) \sum_{k=1}^K \frac{\Gamma_k^2(e_t)}{n-k} \quad (1) \dots\dots\dots(2-44)$$

وبنفس الفرضية السابقة H_0 ، إذا كانت قيمة Q^* المحسوبة أقل من قيمة χ^2 المجدولة بدرجات حرية $(k-p-q)$ وعند مستوى معنوية محدد، فإنه يقبل فرض عدم اختلاف معاملات الارتباط الذاتي للمجتمع المناظرة عن الصفر وبالتالي عشوائية البيانات المستخدمة في حساب الارتباط الذاتي للعينة.

هذه الاختبارات تمكن من معرفة ما إذا كانت مجموعة من معاملات الارتباط الذاتي تدل على عدم ملاءمة النموذج بدلا من فحص كل معامل على حدا.

n تمثل عدد المشاهدات المتاحة بعد أخذ الفروق اللازمة لتحقيق السكون،

k تمثل عدد معاملات الارتباط الذاتي المستخدمة لحساب القيمة Q . (2)

و يفضل أخذ مستوى المعنوية 10% بدل 5% الذي لا يفي بالغرض في كثير من الأحوال. (3)

ج- إختبار Durbin-Watson (1951-1950):

يسمح باختبار وجود الارتباط الذاتي من الرتبة الأولى للبقاوي بمعنى الباقي عند t مرتبط بالباقي عند $t-1$ لكن ليس مع الباقي عند $t-2, t-3, \dots$ ونفرض العملية التالية للتعرف على الارتباط الذاتي من

$$\hat{\varepsilon}_t = \rho \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t$$

الرتبة الأولى للبقاوي:

حيث v_t صدمة عشوائية و $\hat{\varepsilon}_t$ تمثل البقاوي المقدر.

إختبار DW يهدف لاختبار فرضية العدم $\rho = 0$ أي غياب الارتباط الذاتي من الرتبة الأولى للبقاوي ضد الفرضية البديلة $\rho \neq 0$ وتعطى إحصاءة DW وفق العلاقة التالية:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2} \dots\dots\dots(2-45)$$

هذه الاحصاءة تتغير بين 0-4 وتدل على غياب الارتباط الذاتي عندما تساوي اثنين أو تكون قريبة منها. (4)

(1) أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon ، المرجع [62] ، ص ص45-46،

أنظر Régis bourbonnais et Michel Terraza ، المرجع [56] ، ص ص221.

(2) أنظر والتر فاندل، المرجع [34] ، ص ص167.

(3) أنظر مولود حشمان، المرجع [29] ، ص ص171.

(4) أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon ، المرجع [62] ، ص ص46.

2-3-3-3 مقارنة النماذج:

إن النماذج غير المرفوضة بواسطة الأدوات الإحصائية السابقة تتم المفاضلة بينها باستخدام بعض معايير المقارنة بين النماذج ومن بين أكثر هذه المعايير استعمالاً نجد:

- معيار d'Akaike (AIC: Akaike Informations Criterion)،
- معيار Schwartz (BIC: Bayesian Informations Criterion).
- أ- معيار Akaike (1969)

وهو يفرض أن أفضل نموذج من نماذج $ARMA(p, q)$ هو ذلك الذي يصغر الإحصاء التالية:

$$AIC = \log \hat{\sigma}_e^2 + \frac{2(p+q)}{N} \quad (1) \dots\dots\dots(2-46)$$

ويكتب المعيار في شكله الأساسي وفق الصيغة:

$$AIC = \hat{\sigma}_e^2 \exp \frac{2(p+q)}{N}$$

$$\hat{\sigma}_e^2 = \frac{\sum e_i^2}{n}$$

حيث $\hat{\sigma}_e^2$ محسوبة بطريقة المعقولة العظمى أي:

($p+q$) تشير إلى عدد معالم النموذج المقدر وليس مجموع درجتي النموذج. (2)

ب- معيار Schwartz (1977)

وهو تعديل لقيمة المعيار السابق حيث أصبحت صيغته:

$$BIC = \log \hat{\sigma}_e^2 + \frac{(p+q)}{N} \log N \quad \dots\dots\dots(2-47)$$

وتجدر الإشارة إلى أن هذه المعايير تقدر كمية المعلومات لهذا تصنف ضمن معايير المعلومات أما المعايير القياسية فهي تقيس الانحرافات بين القانون الحقيقي غير المعروف والنموذج المقدر وبمعنى آخر حساب أخطاء التنبؤ المراد تنبئتها، ومن هذه المعايير:

- الخطأ المطلق المتوسط: $MAE = \frac{1}{N} \sum |e_i|$

- الجذر التربيعي لمتوسط مربع الخطأ: $RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum e_i^2}$

- النسبة المئوية لمتوسط الانحراف المطلق: $MAPE = 100 \times \frac{1}{N} \sum \left| \frac{e_i}{X_i} \right|$

(1) أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon المرجع [62]، ص 50،

أنظر Jean Jacques Droesbeke et autres المرجع [50]، ص 102.

(2) أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص ص 172-173.

حيث N عدد ملاحظات السلسلة X_t المدروسة،

$$e_t = \hat{a}_t \text{ تمثل البواقي المقدرة. (1)}$$

يتوجب التنبيه إلى عدم استخدام معامل التحديد R^2 للمفاضلة بين نماذج السلاسل الزمنية نظرا

لطبيعتها الخاصة أن يكون R^2 مرتبط بالمعاملات $\hat{\phi}_t$ و $\hat{\theta}_t$ لا تعتمد على σ_a^2 . وقد توصل Nelson

(1976) عند تحليل بعض نماذج ARMA إلى أن $R^2 = \phi_1^2$ في نموذج $AR(1)$ و $R^2 = \frac{\theta_1^2}{(1-\theta_1^2)}$ لنموذج

$MA(1)$ إلا أن التفسير يصعب مع نماذج ARMA المختلطة.

ولما كان تباين أخطاء التنبؤ يتحدد بناء على تباين حد الخطأ، فإن هذا الأخير هو المعيار الأساسي

للمفاضلة بين النماذج المختلفة عند استخدامها لأغراض التنبؤ. (2)

ج- اختبار التوزيع الطبيعي: (Test de Normalité)

لحساب مجالات الثقة التنبؤية وأيضا لتفعيل اختبارات ستوننت على المعالم يجب التأكد من

التوزيع الطبيعي للبواقي. اختبار Jarque et Bera (1984) مؤسس على فكرة Skewness (عدم التناظر)

و Kurtosis (التفطح) التي تمكن من التأكد من طبيعية التوزيع الإحصائي ويتم ذلك كما يلي:

ج₁- اختبار Skewness و Kurtosis:

إذا كان العزم الممركز من الدرجة k هو:

$$U_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k$$

فإن معامل Skewness $\beta_1^{1/2}$ يعطى بالعلاقة:

$$\beta_1^{1/2} = \frac{U_3}{U_2^{3/2}}$$

ومعامل Kurtosis β_2 يعطى بالعلاقة:

$$\beta_2 = \frac{U_4}{U_2^2}$$

إذا كان التوزيع طبيعي وعدد المشاهدات كبير $n > 30$ فإن:

$$\beta_2 \rightarrow N\left(3, \sqrt{\frac{24}{n}}\right) \text{ و } \beta_1^{1/2} \rightarrow N\left(0, \sqrt{\frac{6}{n}}\right)$$

(1) أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon، المرجع [62]، ص ص 49-50.

(2) أنظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص ص 185-186.

وعليه تصاغ الإحصاءات التي تقارن إلى 1,96 عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ هي:

$$V_2 = \frac{|\beta_2 - 3|}{\sqrt{\frac{24}{n}}} \quad \text{و} \quad V_1 = \frac{|\beta_1^{1/2} - 0|}{\sqrt{\frac{6}{n}}}$$

إذا كانت H_0 : $V_1 = 0$ (التناظر) و $V_2 = 0$ (تقاطع طبيعي)

تقبل H_0 إذا تحقق $V_1 \leq 1,96$ و $V_2 \leq 1,96$ وعليه قبول فرضية التوزيع الطبيعي، وفي الحالة العكسية ترفض الفرضية.

ج2 - اختبار Jarque et Bera:

هذا الاختبار يجمع نتائج الاختبارين السابقين، فإذا كان β_2 و $\beta_1^{1/2}$ يتبعان التوزيع الطبيعي فإن

القيمة S تتبع توزيع $Chi - deux$ (χ^2) بدرجة حرية 2 حيث S تعطي بالعلاقة:

$$S = \frac{n}{6} \beta_1^{1/2} + \frac{n}{24} (\beta_2 - 3)^2 \rightarrow \chi^2(2)$$

إذا كان $S < \chi_{1-\alpha}^2(2)$ تقبل فرضية التوزيع الطبيعي للبوادي عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ (1).

بعد تطبيق المعايير سابقة الذكر يمكن تحديد أفضل نموذج من بين تلك الملائمة والمقدرة، وهذا

يسمح بالانتقال إلى آخر مرحلة من مراحل منهجية بوكس-جيجكز (2).

2-3-4 مرحلة التنبؤ:

بعدما تم التأكد من ملاءمة النموذج لبيانات السلسلة المدروسة عن طريق إجراء الاختبارات التي

تم التطرق لها سابقا. ولما أصبح النموذج جاهز للتنبؤ بمشاهدات السلسلة في المستقبل أي عرض حالي

لمعلومات مستقبلية باستخدام معلومات مشاهدة تاريخية بعد دراسة سلوكها في الماضي (3).

2-3-4-1 التنبؤ بنقطة:

بفرض أن السلسلة Z_t تتبع نموذج $ARMA(p, q)$ المستقر والمنعكس أي:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

يمكن التعبير عن هذا النموذج في الفترة $t = n+h$ ، حيث n هو عدد المشاهدات و h هو أفق التنبؤ وفق

الصيغة التالية:

$$Z_{n+h} = \phi_1 Z_{n+h-1} + \phi_2 Z_{n+h-2} + \dots + \phi_p Z_{n+h-p} + a_{n+h} - \theta_1 a_{n+h-1} - \dots - \theta_q a_{n+h-q} \dots \dots \dots (2-48)$$

(1) انظر Régis bourbonnais، المرجع [57]، ص 231.

(2) انظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon، المرجع [62]، ص 51.

(3) انظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص 177.

ويمكن تقدير القيمة المتنبأ بها للمتغير Z_{n+h} والتي يرمز لها بالرمز $\hat{Z}_n(h)$ باستخدام المعلومات المتاحة حتى الفترة n كما يلي:

- أ- استبدال الأخطاء الحالية والسابقة a_{n+j} لجميع قيم $j \leq 0$ بالبقايا الفعلية،
 - ب- استبدال الأخطاء اللاحقة a_{n+j} أي $0 < j < h$ التي لم تحدث بعد بالقيمة المتنبأ بها، وحيث أن a_{n+j} هي صدمات عشوائية فإن قيمتها المتنبأ بها تساوي الصفر،
 - ج- استبدال المشاهدات الحالية والسابقة Z_{n+j} لجميع قيم $j \leq 0$ بالقيم الفعلية،
 - د- استبدال المشاهدات اللاحقة Z_{n+j} أي $0 < j < h$ بقيمها المتوقعة $Z_n(h)$.
- وبالتالي يجب ألا التنبؤ بكل من $Z_{n+1}, Z_{n+2}, \dots, Z_{n+h-1}$ حتى يمكن التنبؤ بقيمة Z_{n+h} . كما يجب استبدال معالم النموذج بقيم مقدرات هذه المعالم.⁽¹⁾

$$(2) \quad a_{n+j} = \begin{cases} a_{n+j} & j \leq 0 \\ 0 & j > 0 \end{cases} \quad \text{و} \quad Z_{n+h} = \begin{cases} Z_{n+h} & j \leq 0 \\ Z_n(h) & j > 0 \end{cases}$$

تجدر الإشارة إلى أنه كلما ازداد أفق التنبؤ h فإن قيم التنبؤات تقترب تدريجياً من الوسط الحسابي للسلسلة الزمنية المدروسة، وهذا بوتيرة بطيئة أو سريعة حسب طبيعة النموذج، فمثلاً بالنسبة لنموذج المتوسطات المتحركة $MA(q)$ فإن قيمة التنبؤات تساوي الوسط الحسابي للسلسلة المدروسة بعد الفترة $h > q$ أي تصبح $\hat{Z}_n(h) = \mu$.⁽³⁾

2-4-3-2 التنبؤ بمجال:⁽⁴⁾

بالإضافة إلى الحصول على نقطة تنبؤ فإنه ولقياس مدى عدم التأكد حول هذه النقطة، يمكن إيجاد الخطأ المعياري لخطأ التنبؤ ثم إنشاء فترات التنبؤ.

لحساب الأخطاء المعيارية لأخطاء التنبؤ يتم أولاً التعبير عن عملية $ARIMA$ بدلالة التغيرات العشوائية، وذلك بالتعويض المتتالي عن المشاهدات $Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots, Z_{t-h}$ كما يلي:

$$Z_t = a_t + \psi_1 a_{t-1} + \psi_2 a_{t-2} + \dots$$

وتعتمد قيم معاملات الأخطاء ψ_1, ψ_2, \dots على نوع نموذج $ARIMA$ المستخدم:

$$\phi(B)Z_t = \theta(B)a_t \Leftrightarrow Z_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)}a_t \Leftrightarrow Z_t = \psi(B)a_t$$

$$\psi_t(B) = (1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \dots)$$

(1) انظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص ص 212-213.

(2) انظر George E.P.Box and Gwilym M. Jenkins، المرجع [47]، ص ص 307.

(3) انظر Georges Bresson et Alain Pirotte، المرجع [48]، ص ص 68-69.

(4) انظر والتر فاندل، المرجع [34]، ص ص 227-228.

وعليه تكون صيغة التنبؤ لـ $Z_n(h)$ بدلالة الأخطاء الحالية والسابقة من الشكل:

$$Z_n(h) = \psi_h e_n + \psi_{h+1} e_{n-1} + \dots = \sum_{i=0}^{h-1} \psi_{h+i} e_{n-i} \dots\dots\dots(2-49)$$

وحيث أن خطأ التنبؤ لعدد h من الفترات القادمة هو:
فإنه يمكن التعبير عن هذا الخطأ كما يلي:

$$e_n(h) = Z_{n+h} - Z_n(h) = e_{n+h} + \psi_1 e_{n+h-1} + \dots + \psi_{h-1} e_{n+1} = \sum_{i=0}^{h-1} \psi_i e_{n+h-i}$$

لدينا a_i صدمة عشوائية، ونجد أن الوسط الحسابي لأخطاء التنبؤ $e_n(h)$ يساوي الصفر وتباينها:

$$V(e_n(h)) = E(e_n^2(h)) = \sigma_e^2 \sum_{j=0}^{h-1} \psi_j^2, \psi_0 = 1$$

ويكون مجال التنبؤ معطى بالعلاقة:

$$Z_n(h) \pm \mu_{1-\alpha/2} \times \sigma_e \left(\sum_{i=0}^{h-1} \psi_i^2 \right)^{1/2} \dots\dots\dots(2-50)$$

حيث $\mu_{1-\alpha/2}$ يتبع التوزيع الطبيعي الممركز أي أنه إذا كانت $\alpha = 5\%$ فإن $\mu_{1-\alpha/2} = 1,96$ (1).

2-3-4-3 قياس دقة التنبؤ: (2)

إذا تم التنبؤ بعدد n من القيم ولتكن $\hat{y}_1, \hat{y}_2, \dots, \hat{y}_n$ التي تقابل القيم الفعلية y_1, y_2, \dots, y_n فإنه يتم الحصول على n من أخطاء التنبؤ $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$ ، ومعرفة ما مدى دقة هذا التنبؤ يمكن اعتماد عدة معايير والتي من بينها:

أ- معيار جذر متوسط مربعات البواقي: (Root Mean Square Error)

يرمز إليه $RMSE$ وصيغته العامة:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (y_i - \hat{y}_i)^2} = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \varepsilon_i^2} \dots\dots\dots(2-51)$$

حيث T عدد المشاهدات، y_i القيم المشاهدة،
 \hat{y}_i القيم المتوقعة، ε_i قيم البواقي.

(1) أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon، المرجع [62]، ص ص 51-52،
أنظر Régis bourbonnais et Michel Terraza، المرجع [56]، ص ص 231-232.
(2) أنظر مولود حشمان، المرجع [29]، ص ص 182-184.

ويعتبر معيار $RMSE$ من أهم المعايير المستخدمة في المقاضلة بين مجموعة من النماذج على أساس أصغر قيمة له.

ب- معيار ثيل: (Theil's Statistic)

وهو معطى في الصيغة التالية:

$$U = \frac{\sqrt{RMSE}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T y_i^2 + \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \hat{y}_i^2}} \quad 0 < U < 1 \quad \dots\dots\dots(2-52)$$

يكون التنبؤ جيد لما $U = 0$ وتكون العملية فاشلة لما $U = 1$.

ج- اقتفاء الأثر:

تتمثل هذه الطريقة في قيام دقة التنبؤ من خلال مدى قدرة التنبؤ في اقتفاء أثر السلسلة الأصلية والقدرة على تتبع نقاط انعطافها برشاقة، ولتوضيح هذه العملية نستعين دائماً بالرسومات البيانية للسلسلتين الأصلية و المتنبأ بها.

تقوم طريقة بوكس-جنكيز على بناء نماذج خطية للظاهرة العشوائية واستعمالها في ميدان التنبؤ وذلك من خلال تحليل السلاسل الزمنية باستخدام نماذج $ARIMA$. والسلسلة الزمنية هي تحقيق لسياق عشوائي والذي يتطلب استقراره ثبات كل من التباين، الوسط الحسابي والتغاير الذاتي، أي فضلا عن عدم التشتت والتذبذب الكبير للبيانات يتوجب خلوها من مركبتي الاتجاه العام والموسمية، ويتم التأكد من هذه الخصائص من خلال التوقيع البياني للسلسلة، تمثيل دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية والاختبارات الإحصائية، لإجراء التحويلات اللازمة لتعديل السلسلة حتى تصبح مستقرة إن لم تكن كذلك. إلا أن عملية الإزالة لا تعني تناسي لوجود هذه الخصائص بل للحصول على سلسلة يمكن تحليلها والتنبؤ بها بطريقة أكثر كفاءة، ثم يتم إعادة هذه الخصائص للحصول على القيم النهائية المتنبأ بها.

تتمذج السلسلة الزمنية المستقرة وفق نموذج الانحدار الذاتي AR أو نموذج المتوسطات المتحركة MA أو النموذج المختلط $ARMA$ ، أما السلسلة غير المستقرة فتتبع نموذج $ARIMA$ أو $SARIMA$ ويتم اختيار النموذج الملائم للتنبؤ مروراً بالمراحل الأربعة لطريقة بوكس-جنكيز والمتمثلة في مرحلة التعرف وهي أصعب مرحلة كونها تعتمد على التجربة والخبرة في تحديد الرتب من خلال دالتي الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للنماذج الممكنة والتي تقدر معالمها في المرحلة الثانية، أما المرحلة الثالثة فتخضع فيها النماذج المختارة للفحوص التشخيصية التي تحدد النموذج الأكثر ملاءمة لوصف البيانات هذا الأخير يعتمد في المرحلة الرابعة للتنبؤ بالقيم المستقبلية للمتغير المدروس والتي تقارن مع القيم المحققة لتحديد دقة النتائج.

القسم التطبيقي

الفصل الثالث:

الشركة الإفريقية للزجاج

1-3 لمحة عن الشركة الإفريقية للزجاج

2-3 منتجات الشركة وتصنيفها

3-3 كيفية التنبؤ بالمبيعات والسياسات التسويقية والمشاكل التي تواجه الشركة

لقد عرف القطاع الصناعي في بداية 1962م وجود مركبات ضخمة كل منها تقوم في قطاع معين كالشركة الوطنية للحديد والصلب والشركة الوطنية للصناعات الكيماوية، وقد كانت المشاريع توضع بتخطيط مركزي أي فترة الاقتصاد الموجه. وفي 1982م تمت إعادة الهيكلة الأولى أين تم تقسيم كل مركب إلى فروع فظهرت الشركة الوطنية للزجاج والمواد الكاشطة ENAVA، مؤسسة الجلود، الشركة الوطنية للري وشركة البناء...إلخ، وفي 1989م كانت إعادة الهيكلة الثانية ومعها تحصلت الشركات على الاستقلالية من حيث تعيين المدير والذي كان يتم وفق مرسوم رئاسي، أما إعادة الهيكلة الثالثة فكانت في 1997م أين تمت تجزئة الشركات الموجودة ومنها ENAVA التي انبثق عنها عدة فروع منها الشركة الإفريقية للزجاج AFRICAVER التي عرفت استقلالية مالية وتسييرية، وتعد اليوم من الشركات الوطنية الصناعية التي أثبتت مكانتها في السوق الوطنية. ولما كانت هذه الشركة مقر إجراء الدراسة التطبيقية أي تطبيق طريقة بوكس-جنكز للتنبؤ بمبيعات أهم منتجاتها، فإنه يقدم فيما يلي لمحة عن هذه الشركة من حيث النشأة، الموقع، الأهمية والأهداف وهيكلها التنظيمي ووحداتها المختلفة، بالإضافة إلى التعريف بمنتجاتها وتصنيفها وفق طريقة ABC وفي الأخير تحديد كيفية التنبؤ بمبيعاتها وبعض السياسات التسويقية وكذا بعض المشاكل التي تواجه الشركة في أداء نشاطها.

3-1 لمحة عن الشركة الإفريقية للزجاج:

للتعرف على الشركة الإفريقية للزجاج فإنه لا بد من معرفة بعض المعطيات من النشأة والتطور الأهمية والأهداف، ثم هيكلها التنظيمي والوظائف التي تقوم بها ووحداتها المختلفة.

3-1-1 نشأة وتطور الشركة الإفريقية للزجاج:

إن الشركة الإفريقية للزجاج AFRICAVER هي شركة اقتصادية عمومية ذات أسهم برأس مال مؤقت قدره 5000.000,00 دج أنشئت سنة 1997م في إطار إعادة هيكلة القطاع الصناعي، وتقع الشركة شمال شرق ولاية جيجل بالمنطقة الصناعية أولاد صالح بالطاهير (يوجد بالمنطقة عدة شركات تنشط في قطاعات صناعية مختلفة)، تبعد بـ 17 كلم عن مقر الولاية، 5 كلم عن ميناء جن جن و 2,5 كلم عن مطار فرحات عباس، وتتربع على مساحة قدرها 17 هكتار.

وتعد الشركة فرع تابع لمجمع إينافا ENAVA أو الشركة الوطنية للزجاج والمواد الكاشطة التي يوجد مقرها الاجتماعي بوهران، وهي مجمع تابع للشركة القابضة كيمياء صيدلية ويتشكل من:

- الشركة الجزائرية للزجاج ALVER بوهران، والتي تعنى بإنتاج الزجاج المجوف، قارورات وأكواب...إلخ،

- الشركة الجديدة للزجاج NOVER بالشلف، والتي تعنى بإنتاج زجاج تعبئة الأدوية والمشروبات...إلخ.

- شركة الزجاج والمرايا SOMIVER ببومرداس، والتي تعنى بإنتاج المرايا وزجاج المخابر.

- شركة صناعة المواد الكاشطة ABRAS بسعيدة.
- الشركة الإفريقية للزجاج AFRICAVER بجيجل.
- شركة زجاج الشرق SOUEST بالخروب لإنتاج الزجاج التقني البصري، وبتبسة لإنتاج زجاج القارورات إلا أنها مشاريع لم تتطلق.
- لقد كانت الشركة في الأصل مركبا متعدد الوحدات، وقد مرت منذ نشأتها بثلاثة مراحل منذ سنة 1982م تاريخ بداية إنجازها في إطار عقد مبرم بين الشركة الجزائرية للصناعات الكيماوية SNIC والشركة الفرنسية TECHNIP، ويمكن تلخيص هذه المراحل فيما يلي:
المرحلة الأولى أو مرحلة النشأة 1982م-1989م:
- تسلمت الشركة الوطنية للزجاج والمواد الكاشطة المشروع سنة 1986م لينطلق في الإنتاج سنة 1987م، وقد أنجزت وحدتان: وحدة لإنتاج الزجاج المسطح الموجه للبناء بطاقة 20.000 طن سنويا ووحدة الزجاج الأمامي للسيارات بطاقة 44.000 وحدة سنويا.
- المرحلة الثانية أو مرحلة التوسع 1989م-1996م:
أين تحولت الوحدة إلى مركب متعدد الوحدات بعد إنجاز عدة مشاريع لوحدات جديدة منها:
- وحدة الزجاج الأمني التي انطلقت في الإنتاج سنة 1992م بطاقة 200.000 وحدة من زجاج السيارات 80.000م² من الزجاج المصنف و150,000م² من الزجاج المقاوم، كما انطلقت في نفس السنة وحدة المواد الأولية لمعالجة الرمل وباقي المواد الأولية،
- وحدة الزجاج السائل التي انطلقت في الإنتاج سنة 1994م بطاقة 15.000 طن سنويا من الزجاج المطبوع، و 900.000 وحدة سنويا من الأجر الزجاجي Nevada،
- ابتداء من 1996م انطلق إنتاج سليكات الصودا بطاقة 12.000 طن سنويا بعد توقيف خط إنتاج الأجر الزجاجي ومشروع الزجاج المجوف وذلك نظرا لعدم وجود سوق يستوعب الطاقة الإنتاجية فضلا عن كون هذا المشروع نفذ بتخطيط مركزي دونما اعتبار لتوفر الطاقات والإمكانيات التي تسمح بالتحكم في تقنيات الإنتاج وبالتالي التكلفة. أما منتج السليكات فقد كان أكثر طلبا خاصة مع دخول مستثمرين أجانب في مشاريع شراكة مع المؤسسات الوطنية ومن أهمها شركة هنكل (ENAD-Henkel) والتي تساهم فيها شركة ألمانية، وكانت من اقترح فكرة إنتاج السليكات البلوري والمذوب والذين يستخدمان في إنتاج المنظفات.
- المرحلة الثالثة من 1996 إلى يومنا:
- أين تحول المركب إلى شركة تحمل تسميتها الحالية AFRICAVER، وقد أصبحت شركة قائمة بذاتها، لها مديرية عامة ومديريات إدارية وتقنية.

وقد عرفت الشركة خلال المراحل سابقة الذكر بطرق تنظيم وتسيير تختلف من مرحلة لأخرى وفق خصوصيات كل منها من تحولات وتغيرات داخلية وخارجية، فمنطلق هذه الشركة وحدة صغيرة بين 1982م-1989م تحولت إلى مركب متعدد الوحدات بين 1989م و1996م ثم إلى شركة ابتداء من 1997م بعد إعادة هيكلة القطاع الصناعي وتفريعه وفق سياسة أكثر واقعية تضمن نوعا من المرونة في التسيير والنشاط.

3-1-2 أهمية وأهداف الشركة:

إن أهمية الشركة الاقتصادية والاجتماعية في النشاط الاقتصادي للدولة وداخل قطاع الصناعة باعتبارها شركة صناعية وتجارية تتعامل مع قطاعات عديدة ومختلفة تشمل مختلف الاستعمالات والنشاطات المرتبطة بالمادة الزجاجية في قطاع البناء، الصناعات الكهرومنزلية، صناعة وتسويق السيارات صناعة المنظفات...إلخ.

وتهدف الشركة إلى تحقيق أهداف قصيرة الأجل منها ما يلي:

- السيطرة على السوق الوطنية بمواجهة المنافسين الخواص والسوق الموازية،
- تحسين النوعية ومحاولة الحصول على شهادة المقاييس الدولية،
- العمل على التحكم في التكاليف لتحقيق أسعار تنافسية،
- العمل على مواكبة التطور التكنولوجي في مجال صناعة الزجاج، وفي نفس الوقت البحث عن إمكانية الشراكة الأجنبية والمحلية في إطار الخوصصة منذ 1998م وذلك لتجاوز الوضعية المالية الصعبة التي تعاني منها سيما وأن المديونية الخاصة بها تجاوزت عتبة الستة ملايين دينار جزائري،
- تحسين المزيج التسويقي للتمكن من توسيع شبكة توزيع المنتجات،
- التوجه إلى السوق العالمي من خلال التصدير خاصة بعد الحصول على شهادة التأهيل هذه السنة (ISO 9000/01) لكون نظام التسيير جيد، والحصول على شهادة المطابقة الدولية Homologation بالنسبة للمنتجات من زجاج السيارات. وقد كانت هناك محاولة تصدير إلى تونس سنة 1996م-1997م لمنتج الزجاج المطبوع بقيمة 220 ألف دولار، إلا أنها لم تنجح نظرا لوجود منتج منافس في السعر.
- وتجدر الإشارة إلى أنه بالنسبة لسنة 2005م لم تشهد أي تغييرات ملموسة سواء بالنسبة للإنتاج أو التسويق باعتبار وضعية الشركة بقيت على ما هي عليه واقتصر التغيير الطفيف على الإنتاج ورقم الأعمال والتنظيم الداخلي.⁽¹⁾

(1) مقابلة مع السيد لعويسي يونس، مسؤول التكوين، ديسمبر 2005م.

3-1-3 الهيكل التنظيمي للشركة ووظيفة كل مديرية:

تختلف الهياكل التنظيمية من شركة لأخرى حسب طبيعة نشاطها وحجمها، وبالنسبة للشركة الإفرقية للزجاج التي توظف 318 عامل (305 عمال دائمين و13 متعاقدين) فإن الهيكل التنظيمي لها موضح في الشكل (3-1) والذي يتكون من عدة مديريات كل منها تؤدي وظيفة معينة، وفيما يلي بعض التفصيل لها.

1-3-1-3 المديرية العامة:

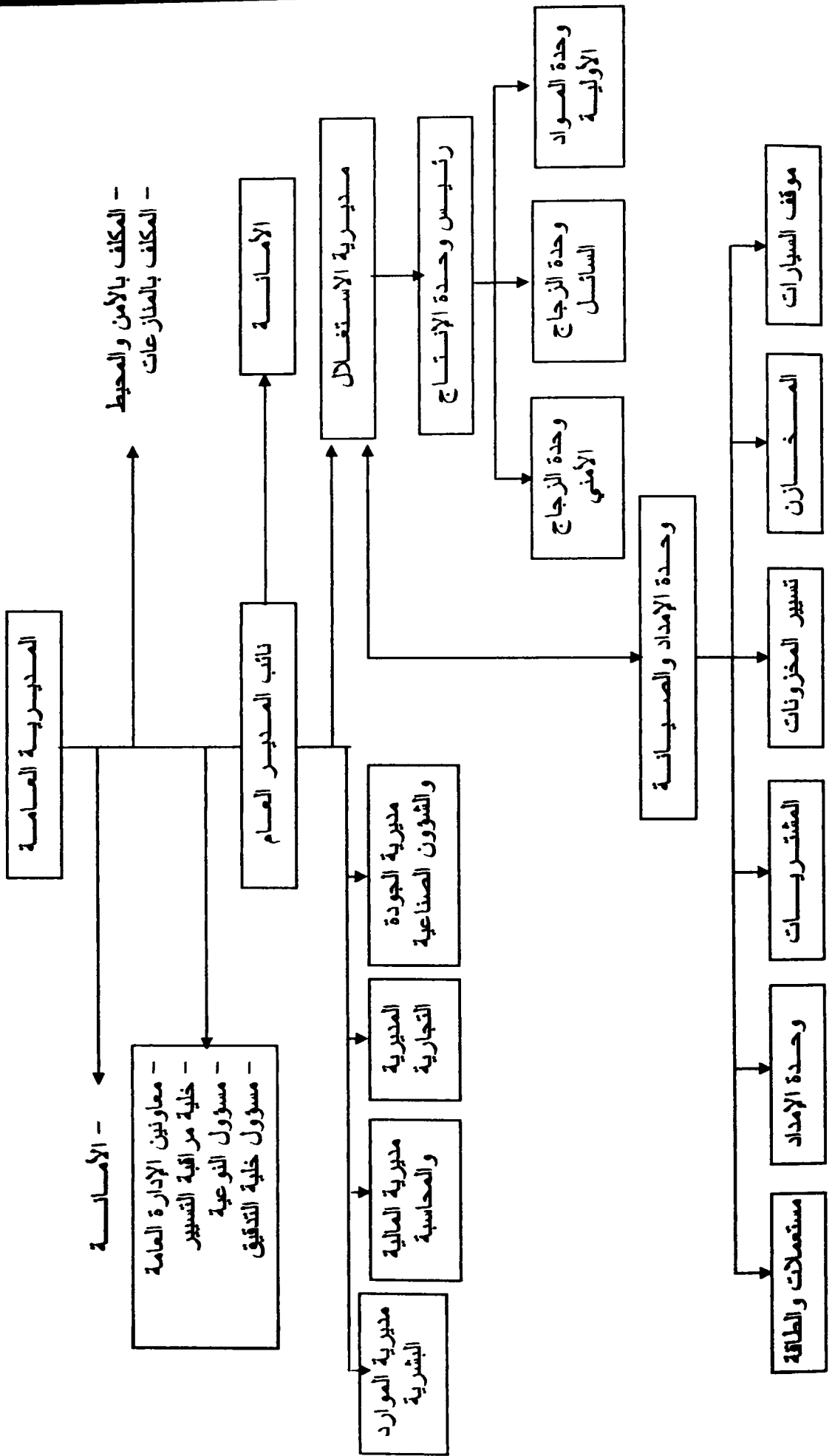
يتولى مسؤولياتها الرئيس المدير العام الذي يرأس مجلس إدارة الشركة المكون من:

- ممثلين عن المديرية العامة للمجمع،
 - ممثل للشركة وهو الرئيس المدير العام،
 - ممثل عن البنك الخارجي،
 - ممثلي العمال وعددهم إثنان،
 - وثلاثة ممثلين عن الزبائن الرئيسيين من شركة DVP لتوزيع قطع غيار السيارات، شركة صناعة السيارات الصناعية SNV والشركة الوطنية للمنظفات ENAD.
- ويشرف ويوجه جميع أعمال اجتماعات مجلس مديرية الشركة، كما يراقب كل النشاطات التسييرية بها ويتخذ القرارات المناسبة بالتنسيق مع باقي مديري الوحدات ويطبق استراتيجية الشركة وسياستها في التسيير، الإنتاج، التسويق والتمويل ويمثل الشركة مع الهيئات الرسمية. والشكل (3-2) يوضح الهيكل التنظيمي للمديرية العامة وبالتالي نطاق إشراف الرئيس المدير العام.

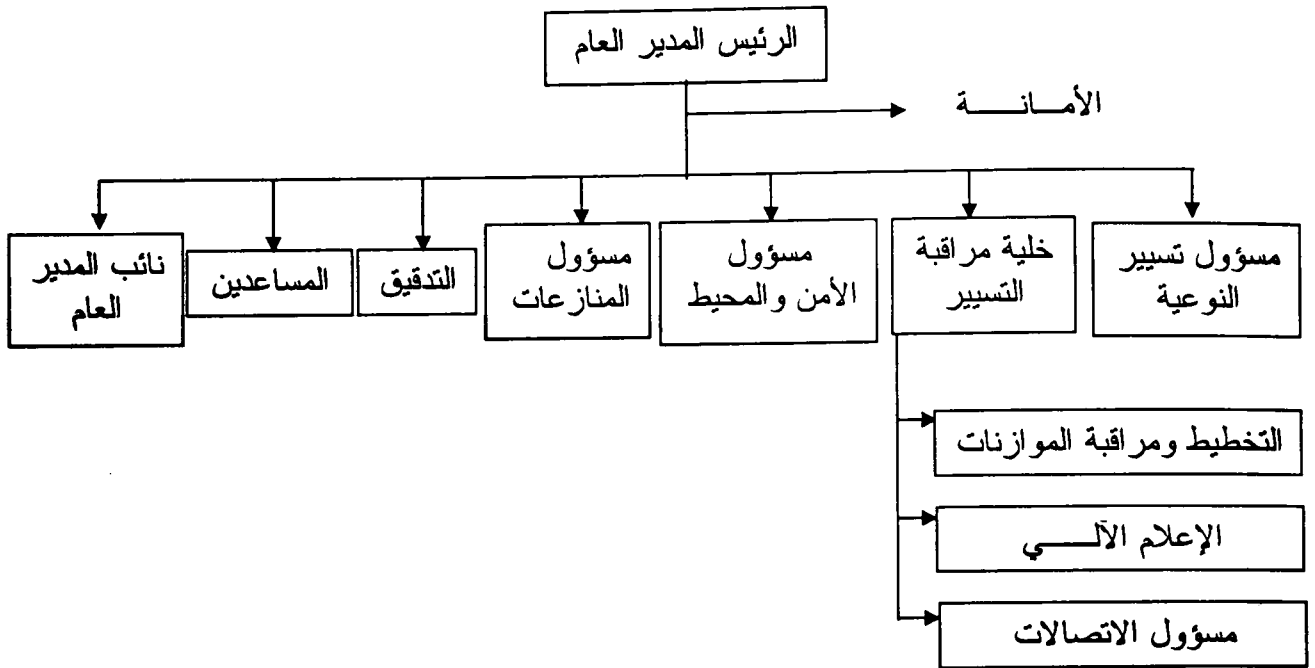
2-3-1-3 مديرية الموارد البشرية:

تتكفل هذه المديرية بتسيير النشاط المهني والاجتماعي للعمال ودراسة حاجيات الشركة من الموارد البشرية وتنفيذ مختلف المخططات المرتبطة بالتوظيف وفقا لمنظومة من القوانين والإجراءات المعمول بها في القطاع الصناعي العمومي. لهذه المديرية أمانة تعمل مباشرة تحت إشراف مدير الموارد البشرية الذي يتولى تطبيق سياسة الشركة الخاصة بالموارد البشرية والتمثلة في وضع مخطط التكوين والأجور وتسيير المستخدمين... الخ، ويتم العمل بالتنسيق مع باقي مديريات الشركة والمديرية العامة في وضع البرامج والخطط الخاصة بنشاطات الشركة المهنية والاجتماعية، ويشرف على رئيس مصلحة المستخدمين الذي يتكفل بتسيير المستخدمين ويعمل تحت إشرافه مسؤول الإدارة والمستخدمين، مسؤول الأجور والشؤون الاجتماعية، مسؤول التكوين والتوظيف، مسؤول الإعلام والاتصال ومسؤول صيانة الموقع، والشكل (3-3) يوضح تكوين هذه المديرية.

الشكل (1-3) الهيكل التنظيمي للشركة الإفريقية للزجاج

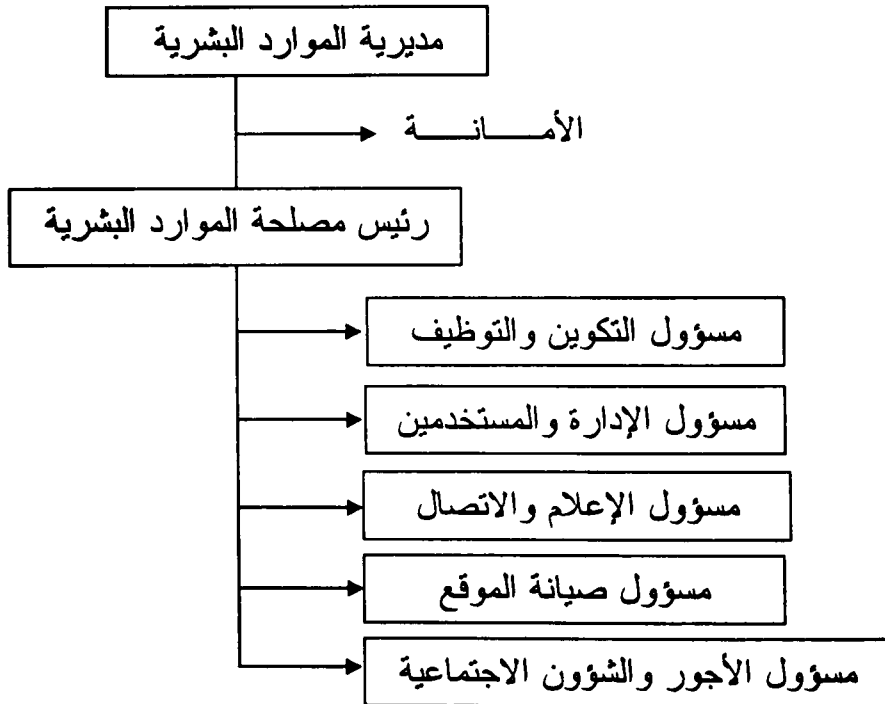


شكل (2-3): الهيكل التنظيمي المديرية العامة



المصدر: وثائق خاصة بالشركة فيفري 2006م

شكل (3-3): الهيكل التنظيمي لمديرية الموارد البشرية

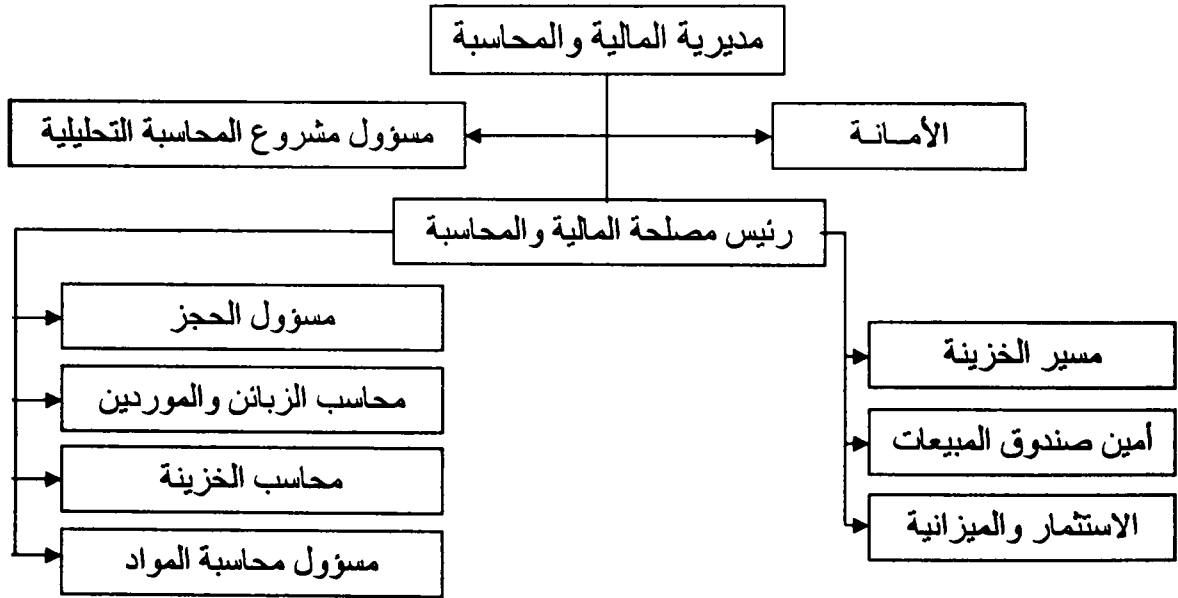


المصدر: وثائق خاصة بالشركة مارس 2006م

3-3-1-3 مديريّة المالية والمحاسبة:

يشرف مديرها على تطبيق السياسة المالية للشركة وتسيير مختلف الحركات الخاصة بمداخل الشركة وتكاليف الإنتاج ومصاريف النشاط المختلفة، ويتولى إعداد المخططات المالية والعوائد بالتنسيق مع باقي المديرين، ويمثل الشركة مع الهيئات المالية الخارجية كالبنوك، الضرائب والتأمينات... الخ. يعمل تحت إدارة مدير المالية والمحاسبة رئيس المصلحة الذي يجري المراقبة اليومية للنشاط المالي والمحاسبي للشركة، متابعة عمليات البيع والشراء، الاستثمار والجرد... الخ، ويتم ذلك من خلال مجموعة من الموظفين كل في تخصصه. بالإضافة إلى مسؤول مشروع المحاسبة التحليلية، محاسب الزبائن والموردين، محاسب الخزينة، مسؤول محاسبة المواد، مسير الخزينة، أمين صندوق المبيعات ومسؤول الاستثمار والميزانية. والشكل (4-3) التالي يوضح تكوين هذه المديرية.

شكل (4-3): الهيكل التنظيمي لمديريّة المالية والمحاسبة



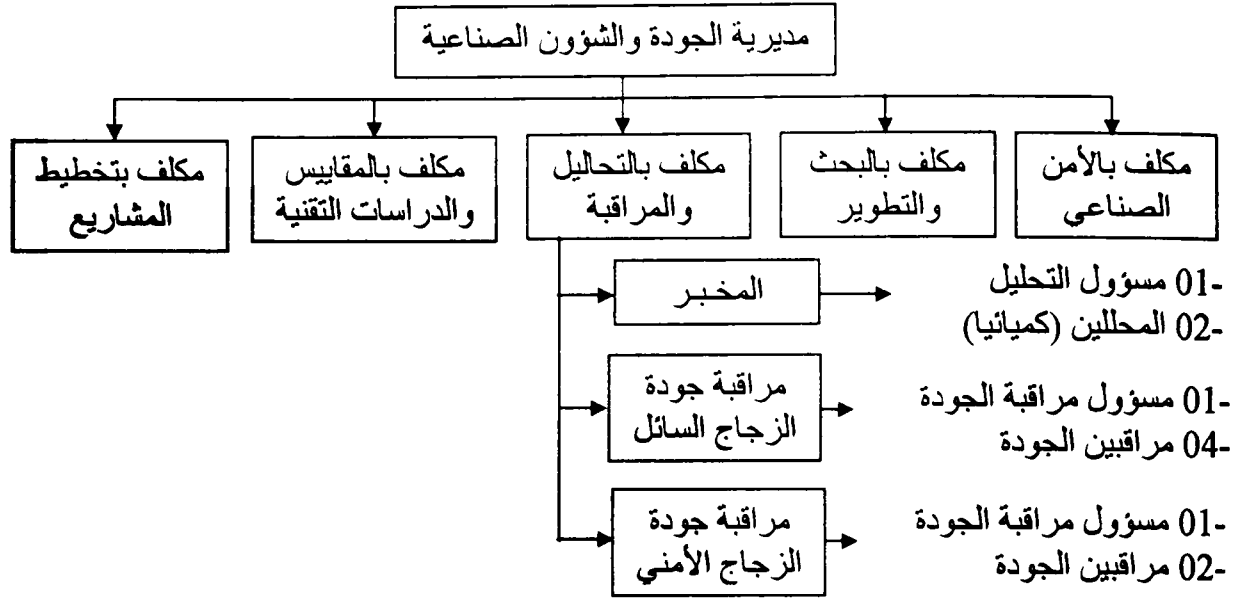
المصدر: وثائق رسمية خاصة بالشركة فيفري 2006م

4-3-1-3 مديريّة الجودة والشؤون الصناعية:

تتولى تطبيق سياسة الجودة بالشركة وتسهيل عمل مختلف الدوائر والأقسام من خلال تقديم المعلومات التقنية الخاصة ببرنامج تأهيل الشركة للحصول على شهادة " ISO 9000 " وتطبيق مقاييس المطابقة الدولية لمنتجات الزجاج الأمني المتمثلة في معيار "R43"، هذا وتقوم بإعداد الدراسات والوضعيات الخاصة بتكنولوجيا الإنتاج واقتراح الحلول المناسبة للإنتاج، مراقبة النوعية وتخطيط مشاريع جديدة، ويتم العمل بالتنسيق مع باقي المديرين من خلال مجموعة من الإطارات والمسؤولين يرأسهم مدير المديرية وهم: مكلف بتخطيط المشاريع، مكلف بالمقاييس والدراسات التقنية، مكلف بالتحاليل والمراقبة، مكلف بالبحث

والتطوير ومكلف بالشؤون الصناعية. إضافة إلى مخبري يقوم بمراقبة وإجراء تحاليل على المواد الأولية والمنتجات النهائية. والشكل (3-5) يوضح تكوين هذه المديرية.

شكل (3-5): الهيكل التنظيمي لمديرية الجودة والشؤون الصناعية



المصدر : وثائق رسمية خاصة بالشركة فيفري 2006م.

3-1-3-5 مديرية التجارة:

يتولى مديرها تطبيق سياسة الشركة التجارية ويضع مخططات البيع والتسويق والاستراتيجية الخاصة بها بالتنسيق مع باقي المديريات، ويمثل الشركة مع المعاملين التجاريين والزبائن ويتفاوض معهم بخصوص الاتفاقات التجارية مع الحرص على التنفيذ من خلال مجموعة من الإطارات المشرف عليهم:

- رئيس مصلحة المبيعات:

يشرف ويسير عمليات بيع المنتجات، يستقبل ويوجه الزبائن ويرفع التقارير والوضعيات الخاصة بنشاط البيع إلى مدير التجارة. ويقوم مسؤول هذه المصلحة بأداء عمله بالتنسيق مع مجموعة من الموظفين وهم: عون استقبال الزبائن، رئيس منتج الزجاج المعماري، رئيس منتج الزجاج الأمني للسيارات، رئيس منتج السليكات، مكلف بالبرمجة وإعداد الطلبيات، مسير عمليات الشحن، مسؤول المنتج النهائي الذي يتولى تحويل الطلبيات من مديرية الإنتاج إلى المديرية التجارية وتسيير ما يدخل ويخرج للمخازن من المنتجات، بالإضافة إلى مسير مخزون المنتج النهائي، أمين مخزن الزجاج الأمني، أمين مخزن الزجاج المطبوع والسليكات وعمال يدويون.

- إطار مكلف بتغطية الديون:

ومهمته إعداد الوضعيات والتقارير الخاصة باسترداد مستحقات الشركة لدى زبائنها.

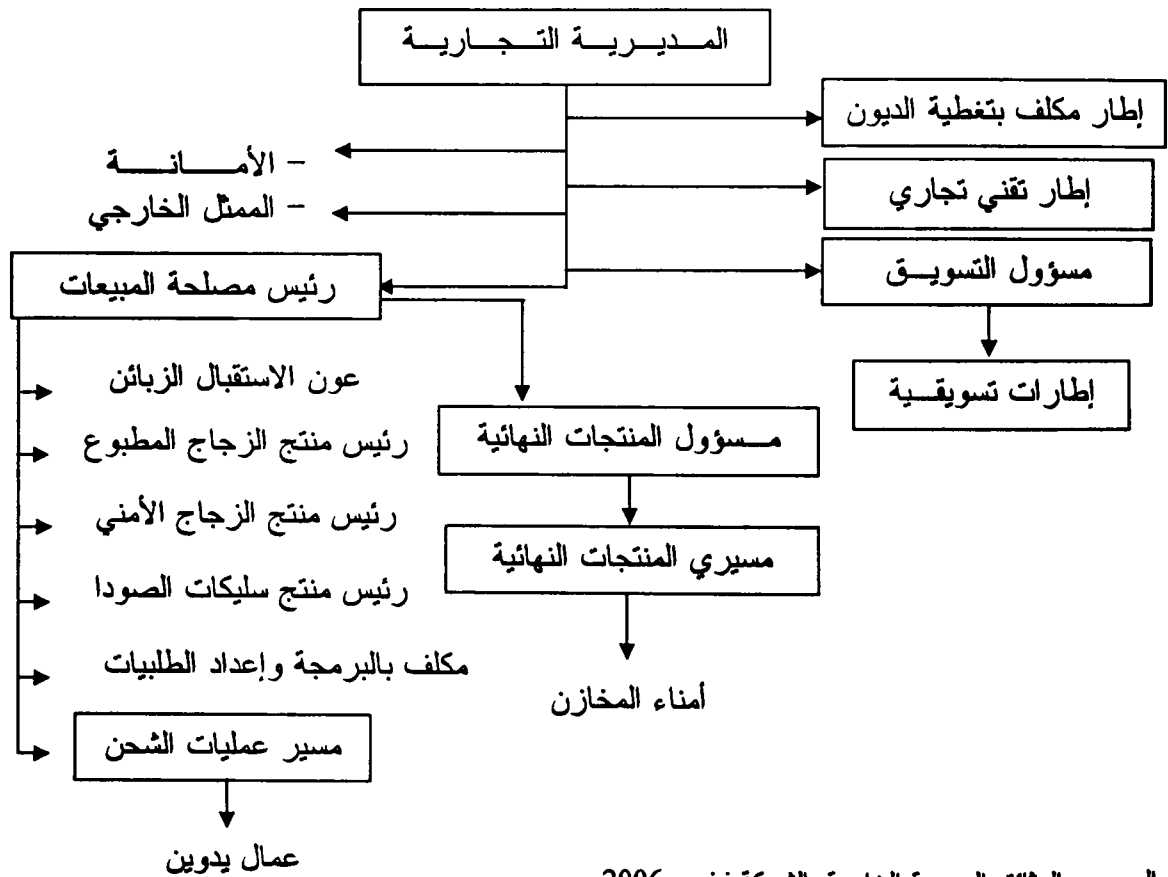
- إطار تقني تجاري:

ومهمته تقديم معطيات تقنية وتجارية عن المنتجات لصالح الزبون وفي نفس الوقت تقديم معلومات عن النماذج والأنواع الواجب إنتاجها لمديرية التجارة، إلا أن المنصب شاغر حالياً.

- مسؤول التسويق:

يعد الخطط التسويقية، دراسة السوق وإعداد تحقيقات عن المنتجات المشابهة والزبائن، وتقدير درجة المنافسة من حيث الأسعار، الجودة وطرق التوزيع، ويرفع تقارير ذلك لمدير التجارة هذا ويحضر مختلف التظاهرات التجارية كالمعارض والملتقيات للتعريف بمنتجات الشركة وكسب زبائن جدد. والشكل التالي يوضح تكوين المديرية التجارية.

شكل (3-6): الهيكل التنظيمي للمديرية التجارية



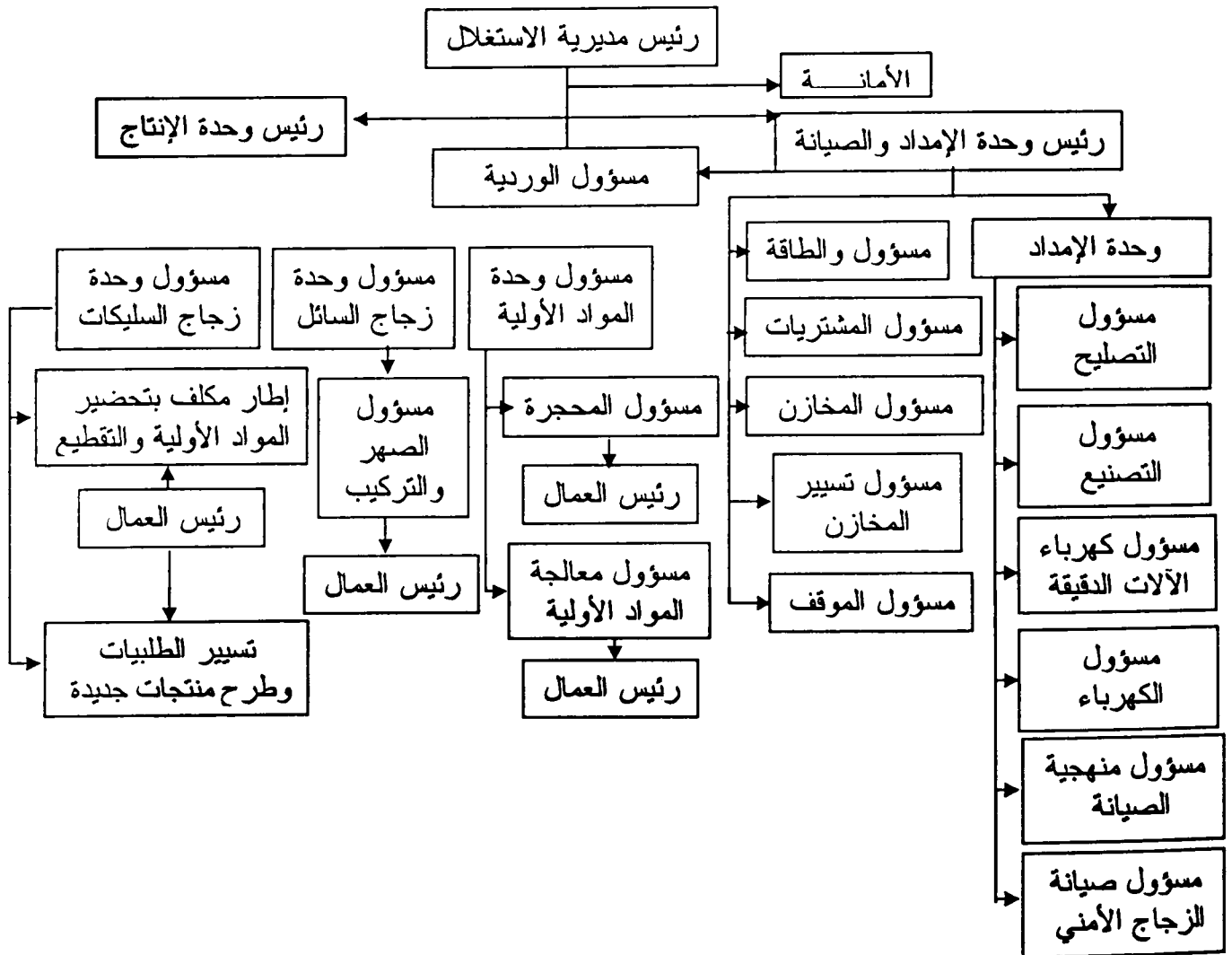
المصدر: الوثائق الرسمية الخاصة بالشركة فيفري 2006م.

وتجدر الإشارة إلى إشراف رئيس مصلحة المبيعات على المفوتر والذي يتولى إعداد الفواتير لمختلف المنتجات، إلا أنه لم يوضع في الهيكل التنظيمي للمديرية رغم أهميته وذلك بحجة التركيز على الوظائف الأساسية.

3-1-3-6 مديرية الاستغلال:

تشرف على تسيير الوحدات الإنتاجية الثلاث: وحدة الزجاج السائل، وحدة الزجاج الأمني ووحدة المواد الأولية، بتطبيق البرامج الخاصة بالإنتاج بالتنسيق مع باقي المديرية. ويعمل تحت إدارة مدير مديرية الاستغلال كل من رئيس وحدة الإمداد والصيانة ورئيس وحدة الإنتاج، وبدورهما يشرفان على مجموعة من المسؤولين ورؤساء المصالح والأقسام لضمان النشاط والتسيير العادي للإنتاج ابتداء من جلب أو إنتاج المواد الأولية ومعالجتها وتوفير احتياجات الوحدات من مادة الرمل التي تستخرج من محجرة كيسير، إنتاج الزجاج بأنواعه، صيانة المعدات والتجهيزات وتسيير مخزونات المواد الأولية وقطع الغيار الصناعي وتوفير الضروريات من ماء، كهرباء وغاز، ويلخص تكوين هذه المديرية في الشكل التالي.

شكل (7-3): الهيكل التنظيمي للمديرية الاستغلال



المصدر: وثائق رسمية خاصة بالشركة فيفري 2006م.

إضافة إلى هذه المديرية والأقسام هناك مساعدين مباشرين للرئيس المدير العام يقومون بمختلف النشاطات الإدارية للمديرية العامة وإعداد التقارير والوضعيات المختلفة من النشاط التي يجري معالجتها ودراستها في اجتماعات مجلس الإدارة ومجلس المديرية وعمل لجان التسيير الأخرى. يعمل هؤلاء تحت الإشراف المباشر للرئيس المدير العام وهم: نائب المدير العام، مساعد المدير العام المكلف بالتطوير ومدقق التسيير، مكلف بالمنازعات، مساعد مكلف بالأمن وصيانة المحيط، رئيس خلية مراقبة التسيير ومسؤول برنامج الجودة، مكلف بالإعلام الآلي ومكلف بالاتصال والإعلام.

تجدر الإشارة إلى أنه بالنسبة للمخازن فهي محددة في آخر الهيكل التنظيمي للشركة بحيث تسيير المخزونات يتعلق بالمواد الأولية والمخازن لقطع الغيار، أما مخازن المنتجات النهائية فهي تابعة للمصلحة التجارية.⁽¹⁾

3-2 منتجات الشركة وتصنيفها:

لما كانت الشركة الإفريقية للزجاج هي شركة إنتاجية، والدراسة بصدد التنبؤ بمبيعات بعض منتجاتها، فإنه يتوجب التعريف بهذه الأخيرة والزبائن والموردين الذين تتعامل معهم الشركة للحصول على المواد الأولية من جهة وتسويق منتجاتها النهائية من جهة أخرى، ثم تحديد أهمية كل منتج في رقم أعمال الشركة من خلال تصنيف المنتجات وفق طريقة ABC.

3-2-1 منتجات الشركة:

تتعامل الشركة الإفريقية للزجاج في تشكيلة المنتجات التالية: الزجاج السائل، سلكيات الصودا والزجاج الأمني، وكل منها تضم مجموعة من الأنواع.

3-2-1-1 الزجاج السائل:

يضم هذا النوع من الزجاج كل من الزجاج المطبوع والزجاج المسلح.

أ- الزجاج المطبوع: (VERRE IMPRIMÉ)

هو زجاج شفاف أو ملون يحمل رسومات وبأشكال مختلفة قصد الزخرفة، يستخدم في البناء كزجاج للأبواب والنوافذ وهو مصنوع من رمل السيليس، الكلكار، الدولومي، كربونات الصودا، سولفات الصديوم، والتي تخلط وتذوب وتبرد بالصب.

ب- الزجاج المسلح: (VERRE ARMÉ)

هو زجاج سائل يحمل أسلاك تمنع سقوط الشظايا عند تعرضه للصدمات، وينتج حسب الطلب وذلك نظرا لخصائصه.

(1) مقابلة مع السيد لعويسي يونس، مسؤول التكوين، جانفي 2006م.

2-1-2-3 سليكات الصودا: (LE SILICATE DE SOUDE)

هي منتج متعدد الاستخدامات في صناعة الخزف، البلاط، الأشغال البترولية والغراء، إلا أن الاستخدام الأوسع في قطاع صناعة المنظفات باعتباره مادة أولية في صناعة الصابون المسحوق. هي زجاج قابل للذوبان في الماء، ينتج في شكل بلوري ويتم صناعته بخلط الرمل وكربونات الصودا، ويزوب المزيج ويبرد بالصب.

3-1-2-3 الزجاج الأمني:

مواده الأولية هي زجاج الفلوت ذو النوعية العالية ومادة PVB والتي هي مادة بلاستيكية خاصة وهو موجه لعدة استعمالات في قطاعات مختلفة ويضم: الزجاج المصنف، الزجاج المقاوم.

أ- الزجاج المصنف: (VERRE FEUILLETÉ)

يتكون على الأقل من صفيحتين زجاجيتين، تجمع بوريقة أو أكثر بلاستيكية هي PVB، الذي يلتصق مع الزجاج بفعل الحرارة والضغط، ويمكن أن يكون شفافا أو ملونا بسمك متغير حسب الاستعمال (0,76 مم للسيارات و0,38 مم للبناء)، الزجاج المصنف قد يكون شفافا أو ملونا، مسطحا أو منتفخا وسمكه متغير من 6 مم إلى 12 مم. وهو شكلان: زجاج مزدوج يستعمل للواجهات الأمامية للسيارات والبناء، وزجاج مصنف متعدد يستعمل للسيارات الخاصة مثل: العربات العسكرية والواجهات المضادة للانكسار.

ب- الزجاج المقاوم: (VERRE TREMPÉ)

هو زجاج أكثر صلابة بخمسة مرات من الزجاج العادي ويتكون من صفيحة واحدة تتعرض لعملية معالجة خاصة بغرض زيادة مقاومتها الميكانيكية، والتحكم في انتشار الشظايا عند تعرضها للانكسار. ويمكن أن يكون شفافا أو ملونا، مسطحا أو منتفخا، سمكه يتراوح بين 4-60 مم. ويستعمل في البناء كزجاج معماري، الصناعات الكهرومنزلية (واجهات أفران الطبخ، الثلاجات... إلخ) كما يستعمل في قطاع صناعة السيارات وألات الأشغال العمومية كزجاج أمني خاصيته مقاومة الحرارة والصدمة، إلا أنه بالنسبة لزجاج الواجهات الخلفية للسيارات فقد توقف إنتاجه لعدم التحكم في تقنياته.

2-2-3 زبائن وموردين الشركة:

تتعامل الشركة مع مجموعة من الزبائن والموردين وفيما يلي عرض لهؤلاء حسب محور التعامل.

1-2-2-3 زبائن الشركة:

تسوق الشركة منتجاتها لزبائن متنوعين منهم: المؤسسات الصناعية، الموزعون، الحرفيون والمقاولون والمقاولون من الباطن وهم موزعين حسب المنتجات كما يلي:

أ- بالنسبة للزجاج الأمني:

شركة صناعة السيارات الصناعية (SNVI) بروبية، شركة صناعة عتاد الأشغال العمومية (ENMTP) بقسنطينة، المؤسسة الوطنية لتوزيع قطع غيار السيارات (ENDVP) بمختلف فروعها بالجزائر، قسنطينة، عنابة... الخ. بالإضافة إلى مديرية العتاد للجيش الوطني الشعبي وتجار الجملة الخواص لقطع غيار السيارات.

ب- بالنسبة للزجاج المطبوع:

يوزع عن طريق وكلاء معتمدين خواص في مختلف أنحاء الوطن و وحدات تابعة لمجمع ENAVA وهي وحدة بومرداس SOMIVER ووهران ALVER لمؤسسات البناء، تجار الجملة الخواص.

ج- بالنسبة لسليكات الصودا:

شركة هنكل HENKEL بالجزائر، شركة المنظفات ENAD، شركة خاصة VOR وشركة النسر لصناعة المنظفات IGLE.

3-2-2-2 موردين الشركة:

تتعامل الشركة للحصول على احتياجاتها مع الشركات التالية:

أ- بالنسبة للمواد الأولية نجد:

- الفلوسباط والكالكير يتم الحصول عليها من شركة الحصى للشرق ENOF و ENG بالخروب وعين مليلة،

- الوقود وغازوفويل من نפטال NAFTAL،

- كاربونات الصودا من كيميال KIMIAL بعنابة،

- الزجاج الشفاف « FLOUT » و pvb من SISECAN بتركيا و TROSIF بألمانيا.

ب- بالنسبة لقطع الغيار:

تستورد من عدة جهات بفرنسا، إيطاليا، بلجيكا وغيرها مثل ZIRLOR، BOTERO

MARBAY (1).

3-2-3 تصنيف منتجات الشركة وفق طريقة ABC: (2)

نظرا لتنوع منتجات الشركة فإنه يتم لتصنيفها لتحديد أكثرها أهمية في رقم الأعمال لسنة 2005.

(1) مقابلة مع السيد لعويسي يونس، مسؤول التكوين، جانفي 2006م،

مقابلة مع السيد شويطة حسين، مسؤول خلية مراقبة التسيير، جانفي 2006م.

(2) لمزيد من التفصيل في طريقة ABC: أنظر Alain Courtois et autres، المرجع [38]، ص 126،

أنظر Armand Dayan، المرجع [40]، ص 618-619.

3-2-3-1 التعريف بطريقة ABC:

تستعمل طريقة ABC في تسيير المخزونات وهي تعرف بمبدأ Pareto أو مبدأ 20-80، أي أن 20% من منتجات الشركة تساهم بـ 80% من رقم الأعمال، أما 80% من المنتجات الأخرى فلا تسهم إلا بـ 20% من رقم الأعمال. وعليه فوفق هذا التصنيف يتم ترتيب المنتجات حسب أهمية رقم أعمال كل منها، حيث رقم الأعمال هو المعيار الأكثر استعمالاً، ويتم التصنيف إلى ثلاثة أقسام ويعين كل قسم بحرف من الأحرف الثلاث A، B، C.

فطريقة ABC تساعد على الاستغلال العقلاني للموارد، وكذا تنظيم العمل وتحسين ربحية الشركة من خلال تحديد أهمية كل صنف مقارنة بالأصناف الأخرى، والتسيير الأمثل لكل منها أين تحدد مبادئ مختلفة لكل قسم حسب الأهمية. وتظهر أهمية هذا التصنيف عندما يكون عدد المنتجات كبيراً جداً.

3-2-3-2 خطوات التصنيف لطريقة ABC:

من أجل تصنيف منتجات الشركة محل الدراسة تتبع الخطوات التالية:

- في حالة مجتمع المنتجات كبيراً جداً يتم سحب عينة عشوائية مع استبعاد المنتجات غير المباعة. إلا أنه بالنسبة للشركة محل الدراسة فسيتم تطبيق الطريقة على مجموعة فروع المنتجات لأن عددها صغير، هذا مع استبعاد منتج الزجاج المطبوع الملون كون رقم أعماله في السنة المدروسة معدوم لأنه ينتج حسب الطلب،

- حساب رقم الأعمال السنوي لكل عنصر من عناصر العينة،

- ترتيب القيم السنوية للمنتجات ترتيباً تنازلياً،

- حساب النسبة المئوية لكل منتج بالنسبة للقيمة الإجمالية ثم حساب تراكم هذه النسب،

- رسم منحنى النسب المتراكمة والذي يسمى منحنى ABC أو منحنى باريتو Pareto وتحديد الأقسام الثلاثة.

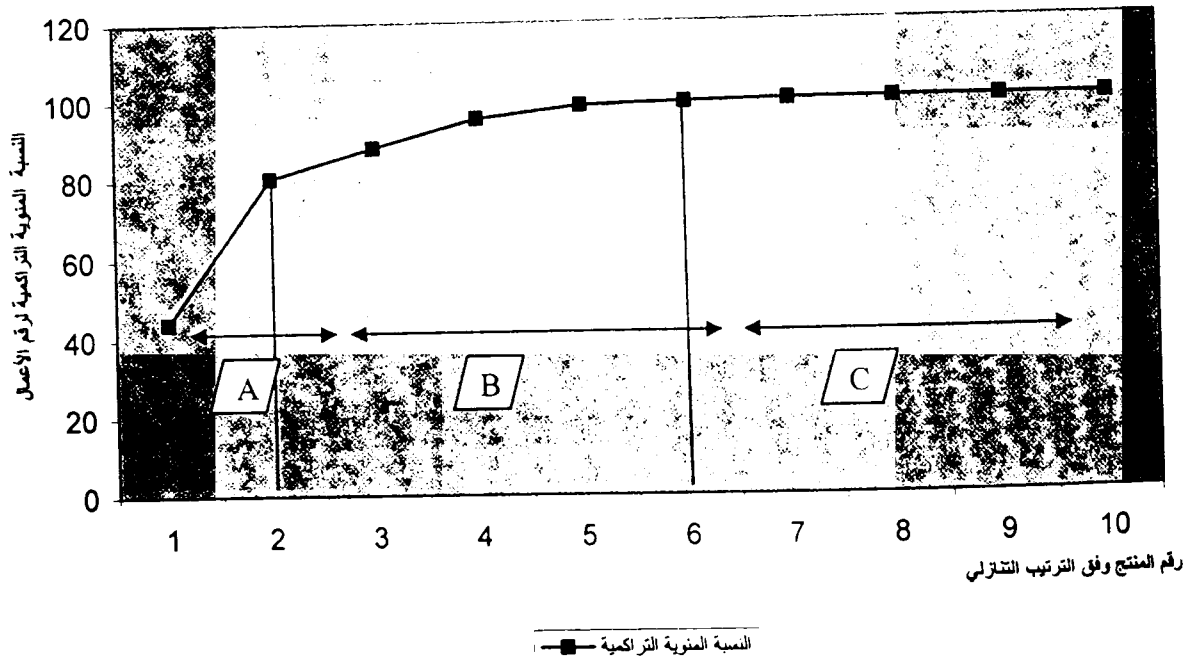
بتطبيق الخطوات سابقة الذكر على منتجات الشركة محل الدراسة باعتماد رقم الأعمال لسنة 2003م فإنه يتم ترتيب المنتجات الموضحة في الملحق (4) ترتيباً تنازلياً حسب رقم أعمال كل منها، ثم أخذ نسبة هذا الأخير إلى المجموع الكلي، وفي الأخير حساب النسبة المئوية التراكمية والتي يتم تمثيلها في المنحنى الذي يلي الجدول التالي:

جدول (3-1): تصنيف ABC لمنتجات الشركة وفق المبيعات السنوية لسنة 2005م

رقم المنتج	أصناف المنتجات	رقم الأعمال ب1000 دج	النسبة المئوية %	النسبة المئوية التراكمية
1	سليكات الصودا	199377	43,960	43,960
2	الزجاج المطبوع الشفاف	165825	36,563	80,523
3	زجاج الواجهات الأمامية	34933	7,702	88,225
4	الزجاج المصنف	32382	7,140	95,365
5	زجاج الواجهات الجانبية	14579	3,215	98,580
6	الزجاج المقاوم	3404	0,751	99,330
7	منتجات أخرى (أكواب، قارورات، ...)	1660	0,366	99,696
8	الزجاج الخلفي	980	0,216	99,912
9	الرمال المرفوض	338	0,075	99,987
10	الرمال المعالج	60	0,013	100,000
	المجموع	453538	100,000	

المصدر: من إعدادنا اعتمادا على معطيات الملحق (4)

شكل (3-8): منحني ABC لرقم أعمال سنة 2005م



المصدر: من إعدادنا اعتمادا على معطيات الجدول (3-1)

الملاحظ أن المنتجين الأولين يحققان 80,523 % من رقم الأعمال الكلي وهي تقابل 20% من عدد المنتجات الكلي، وعليه هذين المنتجين يصنفان ضمن الصنف A. أما المنتجات المرتبة حتى 60% فتتحقق

99,33% من رقم الأعمال الكلي، أي أن أربعة أصناف -3، 4، 5، 6 وفق ترتيب المنتجات في الجدول السابق- تسهم فقط ب 18,807% وهي تصنف ضمن القسم B. أما المنتجات المتبقية فتشكل الصنف C حيث 40% من المنتجات تحقق 0,67% من رقم الأعمال الكلي.

تجدر الإشارة إلى أن التصنيف المتحصل عليه مشابه لتصنيف سنة 2004م ويكمن الاختلاف بالنسبة لمنتج سليكات الصودا الذي عرف رقم أعماله ارتفاع كبير في سنة 2005م في حين كان يصنف في الأهمية بعد منتج الزجاج المطبوع الشفاف "والذي كان يحتل الصدارة لفترة طويلة" (1)

على أساس النتائج المتحصل عليها من تصنيف المنتجات فسيتم تطبيق طريقة بوكس-جنكنز في الفصل الموالي على منتجات الصنف A أي سليكات الصودا والزجاج المطبوع الشفاف، بالإضافة إلى المنتج الأول من الصنف B وهو زجاج الواجهات الأمامية للسيارات.

3-3-3 كيفية التنبؤ بالمبيعات والسياسات التسويقية والمشاكل التي تواجه الشركة:

بعدما تم التعرف على منتجات الشركة وتصنيفها، فإنه لا بد من تحديد كيفية تسويق هذه المنتجات مروراً بالتنبؤ بالمبيعات، ثم عرض لبعض المشاكل التي تواجه هذه الشركة والتي تؤثر بالتأكيد على حجم مبيعاتها وعوائدها وبالتالي مستقبلها.

3-3-1 كيفية التنبؤ بالمبيعات بالشركة:

نظراً لاقتناع الشركة بأهمية التنبؤ عامة والتنبؤ بالمبيعات خاصة وتأثيره في عدة مجالات، فهي تقوم بهذه العملية وذلك مروراً بالخطوات التالية:

- أ- دراسة السوق باعتماد الاستقصاءات التي توزع على المستهلكين أو الزبائن وذلك حسب هدف الدراسة، لتحديد الموقع في السوق، إمكانية طرح منتج جديد أو إدخال تعديلات على المنتجات الحالية... الخ. ويتم التنبؤ على مستوى كل مديرية وذلك كما يلي:
- مديرية الاستغلال تتولى التنبؤ بالمشتريات من المواد الأولية،
- مديرية الإنتاج تتولى التنبؤ بكميات الإنتاج لكل منتج على حدة،
- المديرية التجارية تتولى التنبؤ بالمبيعات لكل منتج.

وتجدر الإشارة إلى أن عمليات التنبؤ هذه تقوم على خبرة المسؤولين بهذه المديريات ومتوسط المتغير محل التنبؤ في السنوات السابقة، دونما الاعتماد على الطرق الكمية.

ب- تقدم تنبؤات المديريات للمديرية العامة ليتم التنسيق فيما بينها في نهاية السنة على مستوى مجلس الإدارة الذي يجتمع كل ثلاثة أشهر في الحالة العادية، بالإضافة إلى اجتماعات استثنائية حسب الحاجة،

(1) مقابلة مع السيد شويطة حسين، مسؤول خلية مراقبة التسيير، جانفي 2006م.

ج- يتولى المدير العام تقديم تنبؤات مجلس الإدارة للشركة الأم مجمع ENAVA أين تناقش الأسس التسييرية المتعلقة بكل فرع من الفروع التابعة لهذه الأخيرة،

د- تطرح معطيات الفروع وبياناتها على الشركة القابضة كماء صيدلية Holding وذلك من خلال الشركة الأم التي تتولى حلقة الوصل بينها وبين فروعها، وبوضع التنبؤات النهائية يتم توزيعها من طرف الشركة الأم مجمع ENAVA على الفروع،

هـ- على أساس التنبؤات النهائية تتم عملية التخطيط للنشاطات المختلفة وجدولة تنفيذ الاتفاقيات وبالتالي التنظيم والتوجيه وحتى الرقابة. وبالنسبة لنتائج التنبؤ بالمبيعات يتم وضعها في مخطط سنوي ويفصل شهريا حسب المنتج.

3-3-2 السياسات التسويقية بالشركة:

تدرك الشركة أن التسويق أحد أهم الوظائف التي تمكنها من النجاح والاستمرار في السوق وذلك من خلال تلبية حاجيات المستهلك وتحقيق الرضا لديه، ولهذا فهي تعتمد على مجموعة من السياسات التسويقية للمنتجات سابقة الذكر منها: سياسة التسعير، البيع، الإشهار والتوزيع.

3-3-2-1 سياسة التسعير والبيع:

تعتمد الشركة في تسويق منتجاتها على عقود واتفاقيات بيع سنوية وعلى عقود اعتماد يستفيد منها تجار خواص لتوزيع منتجات الزجاج الأمني والزجاج المطبوع، ويتم تحديد السعر من خلال تقدير متوسط التكلفة من طرف مديرية الإنتاج والتي تقدمها للمديرية المالية للتأكد منها ثم إضافة هامش الربح حتى يتم الحصول على سعر مرجعي، ليقدم هذا الأخير للمديرية التجارية والتي تقوم بتحويله إلى سعر البيع وذلك حسب المتعاملين فيما إذا كانوا متعاقدين، تجار جملة وخواص، ويحدد السعر سنويا بشكل ثابت في الاتفاقيات، في حين يمكن تغييره بالنسبة لتجار الجملة والتجزئة، إلا أنه بالنسبة لتجار التجزئة فإن الشركة تفضل عدم التعامل معهم مباشرة وذلك نظرا لصغر طلبياتهم وصعوبة التوزيع على المدى القصير حيث أن تكلفته أكبر من العائد منه.

أ- الزجاج المطبوع:

يتم بيع الزجاج المطبوع وفق أحد الخصائص التالية:

- سعر واحد لفروع الشركة الأم ENAVA وهما ALVER بوهران و SOMIVER بتتية، إضافة إلى تجار جملة خواص،

- خصوم وتخفيضات بنسبة 5% عن حجم مبيعات قيمته 5م² شهريا، و10% عن حجم مبيعات يفوق 10م² شهريا، ويتم توقيف هذا الامتياز ابتداء من 8 أفريل 2006م وذلك لمحدودية المستفيدين منها، ويتم استبدالها بتخفيض السعر ليحفظ عدد أكبر من الزبائن،

- البيع الأجل بالنسبة للزبائن الأساسيين.

ب- الزجاج الأمني:

بالنسبة لبيع زجاج السيارات فيتم لتجار جملة خواص لقطع الغيار إضافة إلى فروع ونقاط بيع خاصة بالمؤسسة الوطنية لتوزيع قطع غيار السيارات ENDVP من خلال اتفاقيات، حيث تملك هذه المؤسسة عشرات نقاط البيع عبر مختلف مناطق الوطن، واتفاقية بيع مع الشركة الوطنية للسيارات الصناعية SNVI روية والتي تضمن لها الشركة أحيانا النقل، واتفاقية أخرى مع مديرية الدفاع الوطني MDN هذا بالإضافة للعديد من الاتفاقيات الأخرى، أما بالنسبة للزجاج المعماري فيتم البيع بالطلبية.

ج- سليكات الصودا:

يتم البيع بواسطة اتفاقيات تجارية سنوية وبسعر محدد غير قابل للتراجع، ومنها اتفاقية بيع مع هنكل والمؤسسة الوطنية للمنظفات ENAD في كل من شلغوم العيد، عين تيموشنت وسور الغزلان والتي تضمن لها الشركة أحيانا النقل، فضلا عن البيع لوكلاء معتمدين في مختلف أنحاء الوطن.

وتجدر الإشارة إلى أن الاتفاقيات يتم توقيعها في نهاية كل سنة حتى يبدأ التنفيذ في السنة المقبلة وتعد هذه الاتفاقيات مساعدة للشركة في التنبؤ بحجم مبيعاتها وكذا تقادي الأثر السلبى للتغيرات الفجائية في السوق خاصة تلك المتعلقة بالسعر، فهي من جهة تضحى بعوائد ارتفاع الأسعار، ومن جهة أخرى لا تتضرر من انخفاضه، كون الاتفاقية ملزمة للزبون بتنفيذها خلال السنة محل الاتفاق.

بالنسبة لعملية البيع ونظرا للتنوع الكبير في منتجات الزجاج من حيث اللون، الأبعاد والأصناف فإنه لا بد من تقديم طلبية للمدير التجاري أين يقوم رئيس مصلحة المبيعات ببرمجتها ووضع بطاقة طرح الطلبية لكل زبون، ثم يوجه هذا الطلب لمديرية الإنتاج (تتم هذه العملية تقريبا يوميا) خاصة بالنسبة لإنتاج الزجاج الأمني (زجاج السيارات والزجاج المعماري)، وتقوم مديرية الإنتاج ببرمجة الطلبية حسب مستوى العمل وذلك حتى يتم احترام المواعيد التي تعطى للزبائن.

بعد إتمام الطلبية يتم تحويلها لمخازن المديرية التجارية، وإن لم يتم ذلك ماديا فإنه يجب أن يتم عبر الوثائق، ليتم بعدها الاتصال بالزبون لتسليمها له وذلك بعد الفوترة أين يتوجه الزبون لأمين الصندوق التابع للمديرية المالية والذي يتواجد مقره بالمديرية التجارية، ثم تقديم سند الاستلام الذي يمكن الزبون من نقل مشترياته.

وتجدر الإشارة إلى إنه بالنسبة للزجاج المطبوع الشفاف يتم إنتاجه بإعتماد التنبؤ بالمبيعات وذلك كون هذا المنتج يباع كأوراق وله نفس الأبعاد، وكذلك بالنسبة لسليكات الصودا والذي يستعمل كمادة أولية في منتجات أخرى.

3-2-3-2 سياسة الإشهار والتوزيع:

أ- سياسة الإشهار:

تعتمد الشركة للتعريف بوجودها ومنتجاتها على سياسة تتضمن عدة طرق وفيما يلي أبرزها:

أ₁ - عن طريق الإعلانات:

- عبر اليوميات والجرائد وذلك مرة إلى مرتين في السنة، وكانت آخر مرة في شهر أفريل وذلك حسب أوضاع الشركة المالية، حالة المنتج ومستوى المنافسة...الخ،
- الملصقات،
- المطويات،
- في التلفزة، وقد كانت آخر مرة في رمضان سنة 2002م،
- عبر شبكة الانترنت.

أ₂ - عبر الحضور في:

- معرض الجزائر الدولي كل سنة،
- معارض جهوية (سطيف، وهران...الخ)،
- معارض دولية مثل: معرض القاهرة، عمان، دمشق وبغداد.

أ₃ - عن طريق مجلات متخصصة أو الدليل التجاري والاقتصادي مثل: Paques Jaunes, Paques Blanches, Kompass.

أ₃ - عن طريق الهدايا والدعم المالي:

- الأقلام والمذكرات وهدايا مختلفة في نهاية كل سنة،
- الرعاية المالية Sponsoring أي الدعم في حالات الكوارث الطبيعية كالحرائق والزلازل والمساهمة في المشاريع الوطنية وذلك للتعريف بالشركة ومنتجاتها من جهة بالإضافة لإشعار المتعاملين معها والمستهلكين باهتمامها بالجانب الاجتماعي لهم، وقد تم هذا الدعم لصالون الفلين المقام بولاية جيجل إضافة إلى مساعدة ضحايا فيضانات الصحراء الغربية لسنة 2006م.

ب- سياسة التوزيع:

كما سبق الإشارة فإن الشركة تتولى أحيانا نقل منتجاتها للزبائن الرئيسيين، وتتم عملية النقل عن طريق البر من خلال شاحنات، وبالنسبة للبحر فلا يستعمل إلا لاستيراد المواد الأولية أو مستلزمات تصليح الأفران وإعادة بنائها. وبالنسبة لعملية التوزيع فتكون إما مباشرة لمستهلك المنتج أو من خلال قناة التوزيع غير المباشرة أي عبر وسطاء، والشكل (9-3) يلخص هذه القنوات.

شكل (9-3): قنوات التوزيع

- الشركة (المديرية التجارية) ← الوكيل المعتمد ← المستهلك
- الشركة (المديرية التجارية) ← شركة منتجة أخرى (مثل CNVI, HENKEL) ← المستهلك
- الشركة (المديرية التجارية) ← تجار الجملة ← تجار التجزئة ← المستهلك
- الشركة (المديرية التجارية) ← مديرية العتاد للجيش MDN

بالنسبة لقناة التوزيع الأخيرة فهي قناة مباشرة لأن مديرية العتاد للجيش هي المستهلك النهائي للمنتجات التي تشتريها من الشركة، وتجدر الإشارة إلى أن هذه الأخيرة تحتكر إنتاج الزجاج المقاوم ذو السمك الكبير نظرا لخصائصه الأمنية العالية، وعليه فالشركة لا يمكنها إنتاج هذا المنتج لجهة أخرى إلا بتصريح، مما يدفع بالجهات التي ترغب في مثل هذا الزجاج كالبنوك، لاستبداله بالزجاج المصنف الذي لديه بعض الخصائص المشابهة إلا أن سمكه لا يتعدى 12 ملم.⁽¹⁾

3-3-3 المشاكل التي تواجه الشركة: (2)

- إن الشركة في أداء نشاطها تواجه مجموعة من العراقيل والصعوبات التي تؤثر سلبا على هامش الربح لها وكذا على قدرتها في التوسع والتحسين وحتى على الاستمرار ومن أبرزها نذكر:
- احتكار الشركة الأم للقرارات الاستراتيجية كالاستثمار، التصدير، تسريح العمال، وتقتصر استقلالية الفرع على التسيير الداخلي مما ينتج عنه نقص التفاعل والمرونة،
 - بالنسبة لسليكات الصودا والزجاج المطبوع الشفاف تعرف أسعار المواد الأولية لها وخاصة الكربونات ارتفاعا لا يقابله تغيير في سعر المنتج، وبالتالي تقليص في هامش الربح لزيادة التكلفة، هذا مع ارتفاع أسعار الكهرباء والغاز،
 - نقص مصادر السيولة خاصة القروض البنكية نظرا لوجود ديون على الشركة، وبالتالي عدم قدرتها على التوسع والتحسين،
 - وجود عمالة غير مستغلة (البطالة المقنعة)، وهذا الفائض في العمالة ناتج عن توقيف فرن لسليكات الصودا في نوفمبر 2005م وذلك لأن فرن واحد كفيلا بتغطية الطلبات نظرا لطاقته الإنتاجية الكبيرة فضلا عن كون الفرن الثاني قد مرت عليه ثمانية سنوات وهي مدة الصلاحية وبالتالي رغم إمكانية الاستمرار في استخدامه فإنه لا يحافظ على النوعية المطلوبة وبالتالي يكلف الشركة،
 - نقص الإطارات المبدعة،

(1) مقابلة مع الأنسة قيراط صورية، إطار مكلف بالتسويق، فيفري 2006م.

(2) مقابلة مع السيد شويطة حسين، مسؤول خلية مراقبة التسيير، فيفري 2006م.

- التغيير الدائم في الهيكل التنظيمي على المدى القصير خاصة في الفترة السابقة، والذي كان يتم حسب رؤية الرئيس المدير العام وموافقة مجلس الإدارة، دونما اعتبار للضرر الناتج عن هذا التغيير المستمر كعدم الاستقرار الوظيفي، عدم الاستفادة من التخصص... الخ، وما ينتج عنه من نقص الإنتاجية، الكفاءة والفعالية، إلا أنه قد تم التنبيه لهذا المشكل الذي تخلقه الشركة لنفسها وذلك باعتماد الهيكل التنظيمي الذي تم التطرق إليه في المبحث الأول ابتداء من سنة 2005م ولم يتم تغييره إلى يومنا هذا،
 - الركود الذي تعيشه الولاية ونقص الحركة الإشهارية من طرف الشركة،
 - ظهور منافسين جدد واعتمادهم على أساليب ووسائل تكنولوجية متطورة،
 - وجود طاقات كبيرة غير مستخدمة بالنسبة للزجاج الأمني،
 - ظهور السوق الموازية والتي لا تستعمل الفواتير ولا يخضع المتعاملين فيها للضريبة، وبالتالي انخفاض الأسعار بها لنقص المصاريف المتحملة، مما أجبر الشركة على إلغاء الخصومات وخفض السعر،
 - اتساع حركة الاستيراد وبالتالي توفر المنتجات بالأنواع والأسعار المختلفة.
- إلا أنه ورغم هذه المشاكل فإن للشركة الإفريقية للزجاج بعض المزايا والتي مكنتها من الاستمرار ونذكر منها:

- سليكات الصودا وزجاج السيارات هي منتجات مكملة لمنتجات أخرى لذلك يزيد الطلب عليها، خاصة بالنسبة لسليكات الصودا نظرا لنوعية المواد الأولية، وكذا الفرن كان مبرمج للأجر الزجاجي وخصائصه تجعل المنتج بأفضل نوعية،
- بالنسبة لسليكات الصودا والزجاج المزخرف لا توجد أي جهة منتجة محليا، إلا إذا تم الاستيراد وهو ما قد يكون مكلفا أحيانا.
- وجود زبائن شبه دائمين ومن بينهم شركة هنكل والتي تعرف تطورا في السوق ساعد الشركة في زيادة مبيعاتها.⁽¹⁾

إن الشركة الإفريقية للزجاج هي شركة تنشط في إنتاج وتسويق الزجاج بمختلف أنواعه، وتتمتع بالعديد من الخصائص إلا أنها غير مستغلة كليا، خاصة وأن الشركة تواجه عدة مشاكل ولا تعتمد الأساليب الحديثة في التسيير، وقد لوحظ ذلك على مستوى عملية التنبؤ التي هي أساس التخطيط لمختلف نشاطاتها والتي تتم فقط وفق خبرة المسؤولين دونما استخدام الأساليب الكمية الموضوعية، كما أن الشركة لا تتطور وفق متطلبات السوق الذي يعرف تغيرات متسارعة تستدعي المرونة والقدرة على التحكم في النوعية وكذا التكاليف. والفصل الموالي يتيح أحد أهم الطرق الكمية للتنبؤ بكمية مبيعات الشركة لثلاثة من أهم منتجاتها.

(1) مقابلة مع السيد شويطة حسين، مسؤول خلية مراقبة التسيير، فيفري 2006م.

الفصل الرابع:

الدراسة التطبيقية لطريقة بوكس-جنكنز

1-4 تطبيق طريقة B-J على كمية مبيعات سليات الصودا

2-4 تطبيق طريقة B-J على كمية مبيعات الزجاج المطبوع الشفاف

3-4 تطبيق طريقة B-J على كمية مبيعات زجاج الواجهات الأمامية للسيارات

تقوم طريقة بوكس-جنكنز على بناء نموذج يستخدم للتنبؤ بقيم المتغير محل الدراسة وذلك اعتماداً على سلوكه في الماضي، والممثل في سلسلة زمنية يشترط أن تضم أكثر من 50 مشاهدة وأن تكون مستقرة أو يتم إجراء التحويلات اللازمة لجعلها كذلك.

للتأكد من فعالية هذه الطريقة في التنبؤ فإنه يتم في هذا الفصل تطبيق ما تم عرضه في القسم النظري من الدراسة الإحصائية للسلسلة الزمنية لمعرفة خصائصها الجوهرية، وتطبيق المراحل الأربعة لطريقة بوكس-جنكنز على كمية مبيعات ثلاثة منتجات للشركة الإفريقية للزجاج والتي تم تحديدها باعتماد تصنيف ABC، للحصول على القيم المتنبأ تحقيقها خلال سنة 2006م ثم مقارنة ما تم تحقيقه فعلاً مع المتنبأ خلال الأربعة أشهر الأولى من هذه السنة باستعمال معيار ثيل.

يتم تطبيق طريقة بوكس-جنكنز بالاستعانة ببرمجية Eviews والتي هي إحدى برامج الكمبيوتر الحديثة وتستخدم في "القياس الاقتصادي حيث تسمح بالتحليل، التنبؤ ونمذجة المعطيات، فهي تتيح وسيلة مرنة وسريعة للمستعملين وتمكن من:

- تقدير المعادلات للسلاسل الزمنية وجدول التقاطعات،
- تقييم النماذج: اختبار الفرضيات، نموذج ARCH... الخ،
- التنبؤ والمحاكاة: المحاكاة العشوائية، طريقة Monte-Carlo، التنبؤات الإحصائية والديناميكية... الخ،
- تسيير المعطيات: قاعدة معطيات متكاملة، العكس الآلي للتواترات، جلب الملفات من ASCII و Excel وتعالج حتى 4 ملايين مشاهدة للسلسلة".⁽¹⁾

وتجدر الإشارة إلى التحديث الدائم لهذه البرمجية لتدعيمها بخصائص جديدة تسمح بتطبيق أعقد الطرق ويعكس ذلك من خلال الرقم المرفق باسمها فنجد مثلاً «EViews 3.1»، «EViews 4.0»... الخ.

4-1 تطبيق طريقة B-J على كمية مبيعات سليكات الصودا:

إن السلسلة الزمنية محل الدراسة تمثل كمية المبيعات الشهرية مقاسة بالطن لمنتج سليكات الصودا بداية من شهر جانفي 1998م إلى غاية شهر ديسمبر 2005م ويرمز لها بالرمز SS، وفيما يلي معالجة لهذه السلسلة وفق طريقة بوكس-جنكنز باعتماد برمجية «EViews 4.0» للتنبؤ بكمية مبيعات سنة 2006م من هذا المنتج وذلك بعد أن تتم الدراسة الإحصائية للسلسلة الزمنية لتحديد ما إذا كان من الضروري إجراء تحويلات الإستقرارية، وتكون بداية الدراسة بالكشف عن الشكل النظري للسلسلة ومن ثم التأكد من ثبات التباين وخلوها من مركبة الاتجاه العام والموسمية من خلال أهم الاختبارات في هذا المجال، ليتم الانتقال لتطبيق المراحل الأربعة لطريقة B-J وفي النهاية قياس دقة نتائج بعض قيم التنبؤ.

(1) أنظر <http://www.intesoft.com>، المرجع [67]،

أنظر <http://www.logilabo.com>، المرجع [68].

والجدول (4-1) يوضح بيانات السلسلة الزمنية محل الدراسة والممثلة في الشكل (4-1).

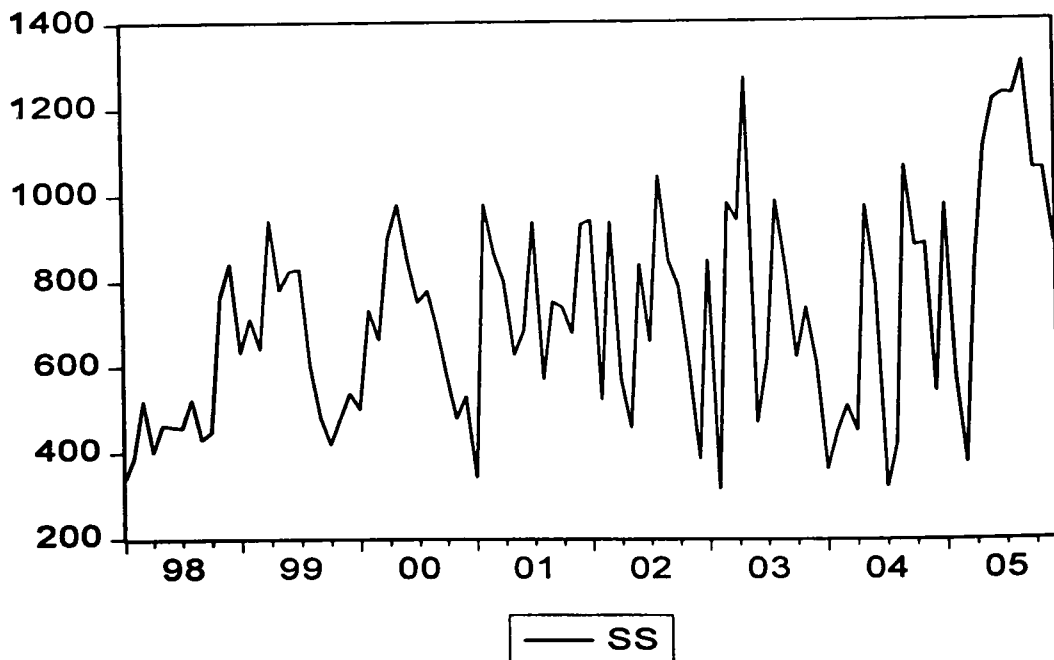
جدول (4-1): كمية المبيعات الشهرية لمنتج سليكات الصودا SS

الوحدة: طن T

1998:01	340	387	520	401	465	459
1998:07	457	522	432	447	762	840
1999:01	634	711	641	942	780	824
1999:07	827	604	481	420	479	537
2000:01	502	730	663	901	978	846
2000:07	750	776	696	584	480	530
2001:01	342	977	864	798	628	682
2001:07	936	572	750	738	678	932
2002:01	941	524	936	572	458	838
2002:07	658	1044	846	787	608	386
2003:01	846	316	980	942	1270	469
2003:07	616	985	826	622	736	608
2004:01	360	449	508	450	972	788
2004:07	319	418	1064	882	886	543
2005:01	975	573	376	842	1109	1217
2005:07	1233	1229	1304	1057	1058	889

المصدر: تم إدراج الجدول من طرفنا باعتماد سجلات مصلحة مراقبة التسيير.

شكل (4-1): التمثيل البياني للسلسلة SS (تطور السلسلة عبر الزمن)



المصدر: تم اعتماد المعطيات الواردة بالجدول (4-1)

4-1-1-1 دراسة إستقرارية السلسلة SS:

إن إستقرارية السلسلة SS مرتبط بخلوها من مركبة الاتجاه العام والموسمية، فضلا عن ثبات التباين، وإذا تبين وجود أحد هذه الخصائص بالسلسلة فيتم إزالتها مبدئيا دون تجاهلها لاختيار النموذج الملائم للسلسلة ثم إعادتها للحصول على القيم النهائية المتبأ بها، إلا أن أي معالجة للسلسلة تبدأ بتحديد العلاقة التي تربط مركباتها فيما إذا كانت تجميعية، جدائية أو مختلطة.

4-1-1-1-1 كشف الشكل النظري للسلسلة SS:

من خلال التمثيل البياني للسلسلة SS يبدو أن تركيبة السلسلة من شكل جدائي حيث أنه يمكن حصر أكبر وأصغر القيم بين خطين منفرجين⁽¹⁾، ويتم التأكد من ذلك باستخدام الأسلوب الانحداري الذي يمكن من التعرف على الشكل النظري للسلسلة SS كما يلي:

$$\sigma_i = a + b\bar{Y}_i$$

n عدد السنوات حيث $i = 1, \dots, 8$.

P عدد الأشهر حيث $j = 1, \dots, 12$.

أ- حساب المتوسط و الانحراف المعياري لكل سنة حيث:

$$\bar{Y}_i = \frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} Y_{ij}$$

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2}$$

جدول (2-4): المتوسط الحسابي و الانحراف المعياري للسلسلة SS

السنوات	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	المجموع
\bar{Y}_i	502,67	656,67	703	741,42	716,5	768	636,58	988,5	5713,33
σ_i	143	156,23	152,59	172,40	202,39	249,75	251,82	269,68	1597,87

المصدر: من إعداد الطالبة بإعتماد Excel

ب- حساب متوسط المتوسط و متوسط الانحراف المعياري حيث:

$$\bar{\bar{Y}} = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 \bar{Y}_i = 714,167$$

$$\bar{\sigma} = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 \sigma_i = 199,733$$

(1) انظر الصفحة رقم 36.

وبتطبيق طريقة المربعات الصغرى يمكن تقدير المعلمة المهمة في العلاقة أعلاه والموضحة في المعادلة (1-14) لنحصل على:

$$\hat{b} = \frac{\sum_{i=1}^n \sigma_i \bar{Y}_i - 8\bar{\sigma}\bar{Y}}{\sum_{i=1}^n \bar{Y}_i^2 - 8\bar{Y}^2} = \frac{1173271,62 - 1141142,74}{4213359,40 - 4080272,22} = \frac{32128,88}{133087,18} = 0,241$$

من خلال القيمة المتحصل عليها نجد أن $\hat{b} > 0,10$ ومنه فالسلسلة ذات شكل جدائي.

4-1-1-2 كشف مركبات السلسلة SS:

من خلال المنحنى البياني للسلسلة SS و Correlogram⁽¹⁾ والذي يمثل دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئية يلاحظ ما يلي:

- غياب مركبة الاتجاه العام حيث أنه بعد التأخر $T/4 = 96/4 = 24$ لا توجد عدة أعمدة بارزة Pics،

- غياب المركبة الموسمية حيث أنه عند التأخرات 12، 24، 36.. لا توجد أعمدة بارزة، وهو ما يعكسه التمثيل البياني كون القمم والانخفاضات الملاحظة لا تتسم بالانتظام،

- تباين السلسلة SS غير ثابت مع الزمن.

ولما كانت الملاحظة وحدها لا تكفي، فإنه لابد من التأكد من الاستنتاجات سابقة الذكر من خلال

أهم الاختبارات الإحصائية التي سبق عرضها في الفصل الأول.

أ- تثبيت التباين:

قبل تطبيق الاختبارات الإحصائية لابد من خفض التذبذب الشديد للبيانات وذلك من خلال التحويلة

اللوغاريتمية أو تحويلة الجذر التربيعي والتي هي من أكثر التحويلات استخداماً، وللاختيار من بينها يتم الاعتماد على نتائج حساب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لكل سنة وهي موضحة في

الجدول (2-4) والذي يعكس ما يلي:

- تباين السلسلة غير متناسب مع مستوى متوسطها،

- مستوى متوسط السلسلة لا يتزايد بمعدل ثابت.

وعليه فتحويلة الجذر التربيعي هي التحويلة المناسبة لتثبيت التباين⁽²⁾ والجدول (3-4) يوضح قيم السلسلة

الزمنية المحولة والتي يرمز لها RSS حيث $RSS = \sqrt{SS}$ ، ويتمثل معطيات هذا الجدول نحصل على

الشكل (2-4) الذي يوضح تخفيف في حدة تذبذب معطيات السلسلة.

(1) أنظر الملحق رقم (5).

(2) أنظر الصفحة رقم 61.

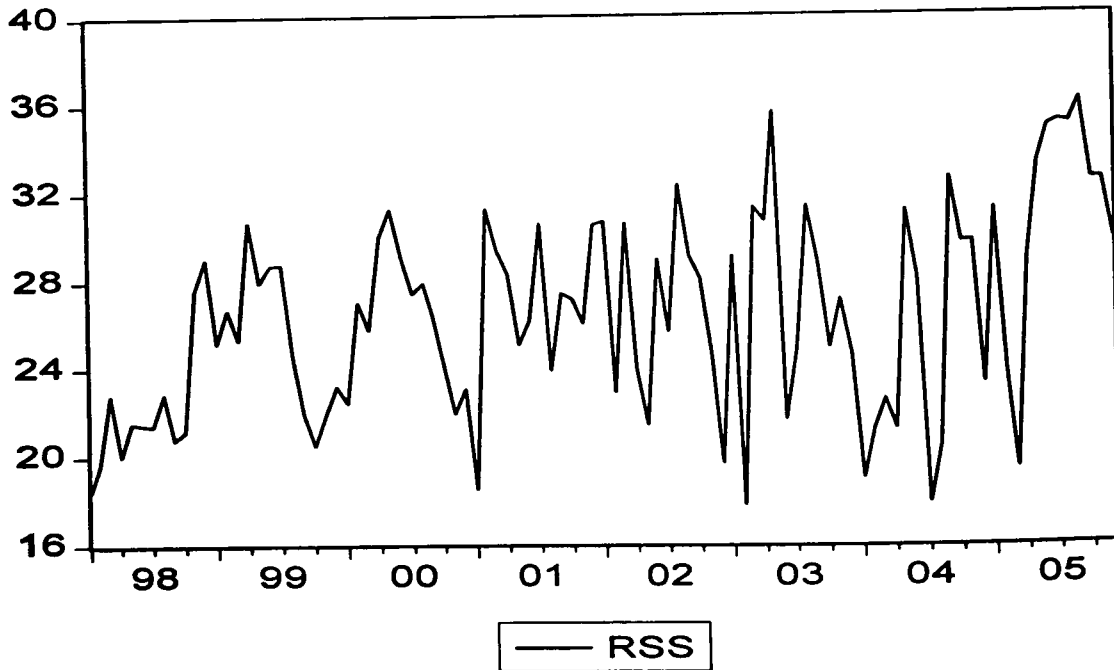
جدول (3-4): قيم السلسلة الزمنية المحولة RSS

الوحدة: طن T

1998:01	18.439	19.672	22.804	20.025	21.564	21.424
1998:07	21.378	22.847	20.785	21.142	27.604	28.983
1999:01	25.179	26.665	25.318	30.692	27.928	28.705
1999:07	28.758	24.576	21.932	20.494	21.886	23.173
2000:01	22.405	27.019	25.749	30.017	31.273	29.086
2000:07	27.386	27.857	26.382	24.166	21.909	23.022
2001:01	18.493	31.257	29.394	28.249	25.06	26.115
2001:07	30.594	23.917	27.386	27.166	26.038	30.529
2002:01	30.676	22.891	30.594	23.917	21.401	28.948
2002:07	25.652	32.311	29.086	28.054	24.658	19.647
2003:01	29.086	17.776	31.305	30.692	35.637	21.656
2003:07	24.819	31.385	28.74	24.94	27.129	24.658
2004:01	18.974	21.19	22.539	21.213	31.177	28.071
2004:07	17.861	20.445	32.619	29.698	29.766	23.302
2005:01	31.225	23.937	19.391	29.017	33.302	34.886
2005:07	35.114	35.057	36.111	32.512	32.527	29.816

المصدر: من إعدادنا باعتماد Excel

شكل (2-4): التمثيل البياني للسلسلة RSS



المصدر: تم اعتماد المعطيات الواردة بالجدول (3-4)

تجدر الإشارة إلى أن السلسلة المحولة حافظت على الشكل النظري للسلسلة الأصلية أي أن تركيبها من

شكل جدائي حيث تم الحصول على $\hat{b} = 0,168$.

ب- الكشف عن مركبة الاتجاه العام:

للكشف عن مركبة الاتجاه العام يستخدم فيما يلي اختبار دانيال ثم اختبار ديكي- فولر الذي هو

من أهم الاختبارات في هذا المجال.

ب₁ - اختبار دانيال:

يقوم على اختبار الفرضية التالية: H_0 : عدم وجود مركبة الاتجاه العام،
 H_1 : وجود مركبة الاتجاه العام.

و صيغته العامة موضحة في المعادلة (1-16) أي:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^{96} d_i^2}{96(96^2 - 1)}$$

$d_i = (R_i - r)$ يمثل مجموع مربعات الفرق بين الترتيب التصاعدي والزمني لقيم السلسلة، أي أن $\sum_{i=1}^{96} d_i^2$

جدول (4-4): الترتيب الزمني والتصاعدي لقيم السلسلة RSS

2005		2004		2003		2002		2001		2000		1999		1998	
82	85	5	73	68	61	78	49	4	37	24	25	42	13	3	1
34	86	14	74	1	62	28	50	83	38	50	26	49	14	8	2
6	87	25	75	85	63	76,5	51	70	39	45	27	43	15	26	3
66	88	15	76	79,5	64	32,5	52	60	40	74	28	79,5	16	9	4
91	89	81	77	95	65	17	53	41	41	84	29	57	17	19	5
92	90	59	78	20	66	64	54	47	42	68	30	61	18	18	6
94	91	2	79	39	67	44	55	76,5	43	53,5	31	63	19	16	7
93	92	10	80	86	68	87	56	32,5	44	56	32	36	20	27	8
96	93	90	81	62	69	68	57	53,5	45	48	33	23	21	12	9
88	94	71	82	40	70	58	58	52	46	35	34	11	22	13	10
89	95	72	83	51	71	37,5	59	46	47	22	35	21	23	55	11
73	96	31	84	37,5	72	7	60	75	48	29	36	30	24	65	12

المصدر: من إعدادنا باعتماد معطيات الجدول (4-3).

و بتطبيق القوانين سابقة الذكر على الجدول (4-4) نحصل على:

$$\sum_{i=1}^T d_i^2 = 92984,50$$

$$r_s = 1 - \frac{557907}{96(96^2 - 1)} = 0,369$$

ومنه:

ولما كانت عدد المشاهدات T أكبر من 30 فإنه يمكن استعمال قانون التوزيع الطبيعي حيث:

$$Z = \frac{r_s - u_{r_s}}{\sigma_{r_s}}, u_{r_s} = 0, \sigma_{r_s} = \sqrt{\frac{1}{T-1}} \Rightarrow Z = r_s \sqrt{96-1} = 3,60$$

عند مستوى المعنوية $\alpha=5\%$ فإن $|Z| > 1,96$ ومنه رفض فرضية العدم H_0 أي أنه وفقا لهذا الاختبار توجد مركبة الاتجاه العام بالسلسلة محل الدراسة.

ب-2- اختبار "ديكي- فولر" Dickey-Fuller

كما سبق الإشارة فإن هذا الاختبار يستخدم للتأكد ما إذا وجدت مركبة الاتجاه العام بالسلسلة فضلا عن تحديد الطريقة المناسبة لإزالتها، ويتم التطبيق وفق الخطوات التالية:

- تحديد درجة اختبار "ديكي فولر" DF باعتماد أصغر قيمة لكل من معياري AIC و SC لكل نموذج من النماذج الثلاث، والجدول التالي يوضح القيم المتحصل عليها:

جدول (4-5): قيم معياري AIC و SC حسب درجة ونموذج DF

النموذج(3)		النموذج(2)		النموذج(1)		P
1	0	1	0	1	0	
5.689	5.666	5.711	5.702	5.912	6.035	AIC
5.797	5.746	5.793	5.756	5.966	6.062	SC

المصدر: مخرجات برمجية "Eviews 4.0".

والملاحظ أن الدرجة "0" بالنسبة للنموذجين (2) و(3) تحقق أصغر قيمة لمعاري AIC و SC من التي بعدها وبمواصلة أخذ قيم أكبر من 1 تستمر قيم المعيارين في الزيادة حتى بالنسبة للنموذج الأول وعليه يطبق اختبار DF البسيط.

- تطبيق خطوات الاستراتيجية المحددة لاختبار الجذر الودودي: (1)

حسب إستراتيجية DF فإنه يتم إتباع الخطوات التالية:

• تقدير النموذج (3) بطريقة المربعات الصغرى:

$$(2) RSS_t = \phi_1 RSS_{t-1} + C + bt + a_t$$

والذي نحصل على تقديره مباشرة من مخرجات برمجية "Eviews 4.0" وهو معطى بالعلاقة:

(1) انظر الصفحة رقم 44.

(2) انظر الملحق (6) الجدول (أ).

$$RSS_t = 15.9307 + 0.0381 * T + 0.3277 * RSS_{t-1} + \varepsilon_t$$

(2.429950) (0.0162) (0.0976)

ثم اختبار معنوية معلمة الاتجاه العام وذلك وفق الفرضية:

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

لدينا: $T_c = 2.339$ أما القيمة الجدولة $T_c \approx 2,79$ (1) وعليه $T_t > T_c$ أي قبول فرضية العدم لمعامل الاتجاه العام ليس معنويا مختلف عن الصفر، وبالتالي رفض فرضية العملية TS .

• حسب النتائج المتحصل عليها فإنه يتم الانتقال لتقدير النموذج (2) وفق طريقة المربعات الصغرى لنحصل على:

$$RSS_t = 15.5958 + 0.4114 * RSS_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

(2.4833) (0.0930)

ثم اختبار معنوية الثابت وفق الفرضية:

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

لدينا $T_c = 6.280$ أما القيمة الجدولة $T_c \approx 2,54$ (3) وعليه $T_t < T_c$ أي رفض فرضية العدم وبالتالي الثابت c معنويا يختلف عن الصفر.

• اختبار وجود الجذر الوحدوي على مستوى النموذج (2) وفق الفرضية:

$$\begin{cases} H_0 : \phi = 1 \\ H_1 : |\phi| < 1 \end{cases}$$

لدينا القيمة المحسوبة لاحصاء الاختبار للنموذج الثاني $T_c = -6.325$ (4) أصغر من القيمة الحرجة عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ حيث $T_t = -2.8918$ وعليه رفض فرضية العدم أي غياب الجذر الوحدوي. ووفق النتائج المتحصل عليها فالسلسلة RSS مستقرة.

وتجدر الإشارة إلى أنه في حالة استخدام استراتيجية DF البسيطة (5) يتم الحصول على نفس النتائج

حيث F_1, F_2, F_3 يتم حسابها وفق البرنامج المعمم (6) وهي على التوالي 20,044، 15,830، 23,703.

(1) أنظر الملحق (2).
 (2) أنظر الملحق (6) الجدول (ب).
 (3) أنظر الملحق (2).
 (4) أنظر الملحق (6) الجدول (ج).
 (5) أنظر الصفحة 45.
 (6) أنظر الملحق (3).

و يتم استخراج F_i من جدول DF حسب الفرضية محل الدراسة حيث $T = 96$, $\alpha = 0,05$ (1).

كما يتم الحصول على نفس النتائج إذا استخدم إختبار ديكي-فولر المدعم ADF.

ج- الكشف عن المركبة الموسمية:

قبل الكشف عن المركبة الموسمية لابد من إزالة مركبة الاتجاه العام من السلسلة إن وجدت وهذا الشرط يقتصر على تطبيق إختبار تحليل التباين، وفي الإختبارات الأخرى يمكن البدء بإزالة المركبة الموسمية ثم مركبة الاتجاه العام، وهذه الأخيرة تتم إزالتها وفق طريقة الفروقات إذا كانت المركبة من نوع DS ، أو الطريقة الانحدارية إذا كانت المركبة من نوع TS ، إلا أنه بالنسبة للسلسلة محل الدراسة فإن إختبار DF يؤكد خلوها من هذه المركبة.

ج1- تمثيل Correlogram (2)

من خلال تمثيل دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئية للسلسلة RSS نجد أنه عند التأخرات 12، 24، 36.. لا توجد أعمدة Pics بارزة، أي خلو السلسلة من المركبة الموسمية.

ج2- إختبار تحليل التباين:

للتأكد من خلو السلسلة RSS من المركبة الموسمية يتم فيما يلي تطبيق إختبار تحليل التباين لفيشر:

- حساب التباين الكلي:

$$V_T = \frac{S_T}{N \times P - 1} = \frac{S_T}{8 \times 12 - 1} = \frac{S_T}{95}, S_T = \sum_{i=1}^8 \sum_{j=1}^{12} (Y_{ij} - \bar{Y})^2, \bar{Y} = \frac{1}{8 \times 12} \sum_{i=1}^8 \sum_{j=1}^{12} Y_{ij}$$

$$V_T = 42,061, S_T = 3995,775, \bar{Y} = 26,332$$

- حساب التباين الشهري:

$$V_P = \frac{S_P}{p - 1} = \frac{S_P}{11}, S_P = 8 \sum_{j=1}^{12} (\bar{Y}_j - \bar{Y})^2$$

$$V_P = 14,982, S_P = 164,799$$

حيث \bar{Y}_j متوسط الفترة j و السنة i ويعطى بالعلاقة:

$$\bar{Y}_j = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 Y_{ij}$$

- حساب التباين السنوي:

(1) انظر الملحق (1).

(2) انظر الملحق (7).

$$V_A = \frac{S_A}{N-1} = \frac{S_A}{7}, S_A = 12 \sum_{i=1}^8 (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2$$

$$V_A = 75,738, S_A = 530,169$$

حيث \bar{Y}_i متوسط السنة i و الفترة Z و يعطى بالعلاقة:

$$\bar{Y}_i = \frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} Y_{ij}$$

- حساب تباين الأخطاء:

$$V_R = \frac{S_R}{(P-1)(N-1)} = \frac{S_R}{77}$$

$$S_R = \sum_{i=1}^8 \sum_{j=1}^{12} (Y_{ij} - \bar{Y}_i - \bar{Y}_j + \bar{Y})$$

حيث:

$$S_R = S_T - (S_P + S_A)$$

$$V_R = 42,868 \text{ ومنه } S_R = 3300,807$$

والجدول التالي يلخص المعطيات التي سبق الحصول عليها:

جدول (4-6): نتائج اختبار تحليل التباين على السلسلة RSS

القيمة المحسوبة F_c	التباين	مصدر التباين	درجة الحرية	مجموع المربعات
$F_{c_1} = V_P / V_R = 0,349$	$V_P = 14,982$	تباين موسمي	$P - 1 = 11$	$S_P = 164,799$
$F_{c_2} = V_A / V_R = 1,767$	$V_A = 75,738$	تباين سنوي	$N - 1 = 7$	$S_A = 530,169$
	$V_R = 42,868$	تباين الأخطاء	$(P-1)(N-1) = 77$	$S_R = 3300,807$
	$V_T = 42,061$	التباين الكلي	$N \times P - 1 = 95$	$S_T = 3995,775$

المصدر: من إعدادنا باعتماد Excel

تأثير المعامل الشهري: الاختبار: H_0 عدم وجود المركبة الموسمية إذن تأثير الشهر معدوم،
 H_1 وجود المركبة الموسمية.

لدينا من جدول توزيع Fischer $F_{\nu_1, \nu_2}^{\alpha} = F_{(11, 77)}^{0,05} \approx 1,875$ ⁽¹⁾ و منه $F_{c_1} < F_{(11, 77)}^{0,05}$ وبالتالي قبول فرضية
 العدم أي غياب المركبة الموسمية.

تأثير المعامل السنوي: الاختبار: H_0 لا توجد مركبة الاتجاه العام إذن التأثير السنوي معدوم،
 H_1 وجود مركبة الاتجاه العام.

(1) انظر الملحق (14).

لدينا من جدول توزيع Ficher $F_{\alpha, v_1, v_2} = F_{(7,77)}^{0,05} \approx 2,05$ ، و منه $F_{\alpha, v_1, v_2} < F_{(7,77)}^{0,05}$ وبالتالي قبول فرضية العدم أي غياب مركبة الاتجاه العام.

حسب النتائج المتحصل عليها من الاختبارات السابقة نخلص إلى أن السلسلة RSS مستقرة.

2-1-4 مرحلة التعرف وتقدير النماذج الممكنة:

1-2-1-4 مرحلة التعرف:

يتم في هذه المرحلة التأكد من إستقرارية السلسلة ثم التعرف على النماذج الممكنة من خلال دراسة دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للسلسلة RSS وذلك لتحديد كل من p, d, q كما يلي:

- بالنسبة للدرجة d فهي تحدد تكامل السلسلة RSS أي عدد الفروقات اللازمة لجعل السلسلة مستقرة وقد اتضح من خلال الاختبارات السابقة و correlogram الذي لا يبرز بعد التأخر $T/4 = 96/4 = 24$ أعمدة خارج مجال الثقة، خلو السلسلة من مركبة الاتجاه العام وعليه $d = 0$ ، فضلا عن خلوها من المركبة الموسمية وبالتالي فالنموذج المناسب يكون من نوع $ARMA(p, q)$.

- بالنسبة للدرجة p فتمثل درجة الانحدار الذاتي والتي تحدد من تمثيل دالة الارتباط الذاتي الجزئية في correlogram⁽¹⁾ ويتضح أن الارتباطات الذاتية الجزئية 15,1 معنويا تختلفان عن الصفر وعليه فإن p يأخذ القيمة 1 أو 15 أو 0.

- بالنسبة للدرجة q فتمثل درجة المتوسطات المتحركة والتي تحدد من تمثيل دالة الارتباط الذاتي في correlogram حيث نجد الارتباطات الذاتية 2,1 معنويا تختلف عن الصفر كونها تقابل أعمدة بارزة خارجة عن مجال الثقة، فضلا عن الارتباط الذاتي 3 والذي يلاحظ أنه قريب جدا من مجال الثقة لهذا يتم أخذه بالاعتبار.

من خلال التوليف بين الدرجات السابقة يتم الحصول على النماذج الممكنة التالية:

$AR(1)$ ، $AR(15)$ ، $MA(1)$ ، $MA(2)$ ، $MA(3)$ ، $ARMA(1,1)$ ، $ARMA(1,2)$ ، $ARMA(1,3)$ ، $ARMA(15,1)$ ، $ARMA(15,2)$ ، $ARMA(15,3)$ مع ثابت وبدونه.

2-2-1-4 مرحلة تقدير النماذج الممكنة:

بعدما تم التعرف على النماذج الممكنة والأكثر توافقا مع السلسلة الزمنية، يتم تقدير معالمها والتي نحصل عليها مباشرة باعتماد برمجية «EViews 4.0»⁽²⁾ وبالنسبة للنماذج التي تكون احتمالاتها أكبر من 0,05 أي لا تحقق $|T_c| \geq 1,96$ عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ فمعالمها غير معنوية حسب اختبار ستودنت وبالتالي يتم التخلص منها.

(1) أنظر الملحق (7).

(2) أنظر الملحق (8).

4-1-3 مرحلة اختبار صلاحية النموذج:

تهدف هذه المرحلة إلى التحقق من مدى توافق النماذج الممكنة $ARMA(p,q)$ مع المعطيات المتوفرة، وتقوم على اختبار صلاحية أفضل نموذج بين النماذج المقدر ذات المعالم المعنوية مرورا بالخطوات التالية:

4-1-3-1 مقارنة النماذج:

نظرا لتعدد النماذج فإنه يتم اختيار أفضل نموذج بين النماذج المقدر ذات المعالم المعنوية ثم تحليل البواقي للنموذج المختار حيث هذا التقديم لا يخل بالعملية ويتم ذلك كما يلي:

- يحقق أصغر قيمة لمعيار Akaike ورمزه (AIC) وSchwarz ورمزه (SC)،
- يحقق أصغر قيمة لمجموع مربعات الأخطاء SSR،
- تكون قيمة معيار Durbin Watson رمزه (DW) حوالي القيمة 2.

باستخراج قيم المعايير السابقة من جداول التقديرات⁽¹⁾ المتحصل عليها من برمجية «EViews 4.0» نحصل على الجدول (4-7) والذي يتضح منه أن النماذج التي يرمز لها بـ * تحقق أصغر قيمة لمعيار AIC وSC من غيرها، وهما النموذجين: $C AR(1)$ و $MA(1)$ والنموذج الأخير يحقق أصغر قيمة لمعيار SSR وقيمة معيار DW تقترب كثيرا من 2. وعليه فالنموذج الملائم والذي يخضع لاختبار الصلاحية هو نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة $ARMA(1,1)$ مع ثابت وصيغته المقدر:

$$RSS_t = 26.73532 + 0.7093314R_{t-1} - 0.395616 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

(0.907812) (0.146101) (0.194550)

جدول (4-7): قيم معايير للنماذج المقدر ذات المعالم المعنوية

SSR	DW	SC	AIC	النماذج المقدر
1598.346	2.1218	5.7565	5.7028	* $C AR(1)$
1730.614	1.8542	5.8248	5.7714	$C MA(1)$
1564.212	1.9292	5.7829	5.7022	$AR(1) MA(1) MA(2)$
1554.061	1.9615	5.7764	5.6957	* $C AR(1) MA(1)$
1688.680	1.6490	5.8115	5.7578	$AR(1) MA(1)$
1879.032	1.3280	5.9071	5.8537	$C MA(2)$
1921.817	1.2447	5.9296	5.8762	$C MA(3)$

المصدر: من إعدادنا باعتماد مخرجات برمجية «EViews 4.0» الملحق (8)

(1) أنظر الملحق (8).

4-3-1-2 اختبار البواقي لأفضل نموذج:

من خلال correlogram للبواقي⁽¹⁾ نجد تمثيل كل معاملات دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئية ذات احتمالات أكبر من 0,05، وعليه يمكن الحكم مبدئياً بأن البواقي ε_t تمثل صدمة عشوائية، ويتم التأكد من ذلك ومن إتباع البواقي للتوزيع الطبيعي من خلال الاختبارات التالية:

أ- اختبار Box-Pierce:

يتم في البداية تحديد عدد التأخرات من خلال $h = \text{Min} \left(\frac{96}{2}; 3\sqrt{96} \right) = (48; 29,39) \approx 29$

وبالمقابل من correlogram للبواقي نستخرج إحصاءة الاختبار المقابلة للتأخر 29 وقيمتها $Q_{29} = 29.132$ ومن جدول توزيع chi-deux⁽²⁾ عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ ودرجة حرية $h-p-q = 27$ نجد $Q_{29} < \chi_{0,95}^2(27)$ وعليه $\chi_{0,95}^2(23) = 40,113$ أي قبول فرضية العدم لمعاملات الارتباط الذاتي معنوية معدومة وبالتالي فالبواقي ε_t تمثل صدمة عشوائية.

ب- اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي:

من خلال التمثيل البياني للبواقي⁽³⁾ نستخرج القيم التالية:

$$. Jarque - Bera = S = 1,0147 , Kurtosis = \beta_2 = 2,4944 , Skewness = \beta_1^{1/2} = 0,0141$$

$$V_2 = \frac{|\beta_2 - 3|}{\sqrt{\frac{24}{96}}} = 1,011 , V_1 = \frac{|\beta_1^{1/2} - 0|}{\sqrt{\frac{6}{96}}} = 0,056$$

ثم حساب الإحصاءات:

بما أن $V_2 \leq 1,96$ و $V_1 \leq 1,96$ عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ ، بالإضافة لكون إحصاءة Jarque-Bera أصغر من القيمة المجدولة لتوزيع chi-deux عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ وبدرجة حرية 2 حيث $S \leq \chi_{0,95}^2(2) = 5,991$ ، فإن البواقي ε_t تمثل صدمة عشوائية وتتبع قانون التوزيع الطبيعي.

4-1-4 مرحلة التنبؤ بالمبيعات وقياس دقة التنبؤ:

إن آخر مرحلة من مراحل طريقة بوكس جيجندر هي مرحلة التنبؤ والتي يتم الانتقال إليها بعد أن تم التعرف على النماذج الممكنة وتقدير معالمها والاختيار من بينها النموذج الأكثر ملاءمة وهو $ARMA(1,1)$ مع ثابت والذي تم التأكد من صلاحيته للتنبؤ، وتدعيماً للنتائج يتم اختبار دقتها باعتماد معيار نيل.

(1) أنظر الملحق (9).

(2) أنظر الملحق (10).

(3) أنظر الملحق (11).

1-4-1-4 مرحلة التنبؤ بالمبيعات:

يمكن تقسيم عملية التنبؤ إلى قسمين: التنبؤ بنقطة والتنبؤ بمجال.

أ- التنبؤ النقطي بالمبيعات:

بعدما تم التأكد من صلاحية النموذج الأكثر ملاءمة للسلسلة ننقل للتنبؤ بكمية مبيعات منتج سليكات الصودا لسنة 2006م وذلك اعتمادا على الصيغة المقدرة للنموذج $ARMA(1,1)$ مع ثابت:

$$RSS_{t+h} = 26.73532 + 0.7093314 \cdot RSS_{t+h-1} - 0.395616 \cdot \varepsilon_{t+h-1} + \varepsilon_{t+h}$$

(0.907812) (0.146101) (0.194550)

وبالاستعانة ببرمجية «EViews 4.0» نحصل على النتائج الممثلة في الجدول التالي:

جدول (4-8): نتائج التنبؤ للسلسلة SS لسنة 2006م

الوحدة: طن

$\hat{SS}_{t+h} = R\hat{SS}_{t+h}^2$	$R\hat{SS}_{t+h}$	الأشهر
840,336	28,98854479	جانفي
802,793	28,33360605	فيفري
776,683	27,8690374	مارس
758,424	27,53950425	أفريل
745,604	27,30575602	ماي
736,577	27,13995106	جوان
730,207	27,02234037	جويلية
725,705	26,93891542	أوت
722,520	26,87973948	سبتمبر
720,266	26,83776412	أكتوبر
718,668	26,80798968	نوفمبر
717,536	26,78686974	ديسمبر

المصدر: من إعدادنا باعتماد مخرجات برمجية «EViews 4.0» الملحق (15) الجدول (أ).

ب- التنبؤ بمجال للمبيعات:

لقياس مدى عدم التأكد حول التنبؤ بنقطة يمكن إيجاد الخطأ المعياري لخطأ التنبؤ ثم إنشاء مجال

التنبؤ ويتم ذلك باعتماد المعادلة (2-50) ومخرجات برمجية «EViews 4.0» لبواقى النموذج الأمثل.

عند مستوى الثقة 95 % مجال التنبؤ يعطى وفق العلاقة:

$$R\hat{S}_{t+h} \pm t_{1-\frac{\alpha}{2}} \times \sigma_e \left(\sum_{j=0}^{h-1} \Psi_j^2 \right)^{\frac{1}{2}}$$

$$V(\hat{e}_{t+k}) = \sigma_e^2 = \sigma_e^2 \left(\sum_{j=0}^{h-1} \Psi_j^2 \right)$$

حيث:

ومنه مجال التنبؤ يعطى وفق العلاقة:

$$R\hat{S}_{t+h} \pm 1,96 \times \sigma_e$$

ويتم الحصول على قيمة الخطأ المعياري لخطأ التنبؤ σ_e من خلال قيم الأخطاء الموضحة في

$$\sigma_e = 4,045$$

الملحق (13) وباستخدام Excel ومنه:

$$R\hat{S}_{t+h} \pm 1,96 \times 4,045$$

وعليه مجال التنبؤ بمبيعات السلسلة RSS يعطى وفق العلاقة:

$$R\hat{S}_{t+h} \pm 7,928$$

أي:

وللحصول على مجال التنبؤ للسلسلة الأصلية SS يربع طرفي مجال التنبؤ للسلسلة المحولة RSS والجدول (9-4) يلخص الحد الأدنى والحد الأقصى لكل نقطة تنبؤ للسلسلة المحولة والأصلية.

ويمكن الحصول مباشرة على التمثيل البياني للقيم المتنبأ بها ومجال التنبؤ والبواقي من خلال مخرجات برمجية «EViews 4.0» وهي موضحة في الملحق (12).

جدول (9-4): مجالات الثقة للقيم المتنبأ بها للسلسلة RSS و SS

الوحدة: طن

\hat{S}			$R \hat{S}$			الأشهر
الحد الأقصى	الحد الأدنى	التنبؤ	الحد الأقصى	الحد الأدنى	التنبؤ	
1362,831	443,547	840,336	36,9165	21,0605	28,98854479	2006-01
1314,904	416,389	802,793	36,2616	20,4056	28,33360605	2006-02
1281,428	397,645	776,683	35,7970	19,9410	27,8690374	2006-03
1257,944	384,611	758,424	35,4675	19,6115	27,53950425	2006-04
1241,418	375,497	745,604	35,2338	19,3778	27,30575602	2006-05
1229,761	369,099	736,577	35,0680	19,2120	27,13995106	2006-06
1221,526	364,594	730,207	34,9503	19,0943	27,02234037	2006-07
1215,702	361,415	725,705	34,8669	19,0109	26,93891542	2006-08
1211,579	359,168	722,520	34,8077	18,9517	26,87973948	2006-09
1208,658	357,579	720,266	34,7658	18,9098	26,83776412	2006-10
1206,589	356,454	718,668	34,7360	18,8800	26,80798968	2006-11
1205,122	355,657	717,536	34,7149	18,8589	26,78686974	2006-12

المصدر: من إعدادنا باعتماد مجال التنبؤ وقيم الجدول (8-4) والتطبيق في Excel.

والملاحظ أن مجال التنبؤ واسع ومن بين الأسباب في ذلك هو وجود قيم متطرفة للأخطاء يمكن حذفها لتقليص هذا المجال، بالإضافة إلى وجود تذبذبات شديدة على مستوى حجم المبيعات الشهرية من منتج سليكات الصودا حيث نجد أصغر قيمة محققة في الجدول (1-4) هي 316 وأكبر قيمة 1304 وبالتالي تباين السلسلة الزمنية الأصلية متغير عبر الزمن، وطريقة بوكس-جنكنز لا تكون دقيقة المعالجة في هذه الحالة وهو ما يعاب عليها.

2-4-1-4 قياس دقة التنبؤ:

لما تمكنا من الحصول على القيم الفعلية لكمية مبيعات SS للأربعة أشهر الأولى من سنة 2006 فإنه فيما يلي يتم اختبار مدى دقة التنبؤ الذي قمنا به من خلال معيار ثيل والمعطى وفق الصيغة التالية:

$$U = \frac{\sqrt{RMSE}}{\sqrt{\frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 y_i^2 + \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 \hat{y}_i^2}} \quad 0 < U < 1$$

حيث:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 (y_i - \hat{y}_i)^2} = \sqrt{\frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 \varepsilon_i^2}$$

قاعدة القرار: التنبؤ جيد لما $U = 0$ والعملية فاشلة لما $U = 1$.

جدول (10-4): قيم النتائج الوسيطة لحساب معامل ثيل

$\hat{S}_i S_i^2$	SS_i^2	$(SS_i - \hat{S}_i S_i)^2$	$SS_i - \hat{S}_i S_i$	SS_{i+h}	$\hat{S}_{i+h} S_{i+h}$	الأشهر
706164,6	54756	367643,345	-606,34	234	840,336	2006:01
644476,6	1081600	56267,161	237,207	1040	802,793	2006:02
603236,5	1357225	150790,092	388,317	1165	776,683	2006:03
575207	72900	238558,004	-488,42	270	758,424	2006:04
2529085	2566481	813258,602				المجموع
632271,2	641620,3	203314,651				$\frac{\sum}{T}$
795,1548	801,012	450,904				$\sqrt{\frac{\sum}{T}}$

المصدر: من إعدادنا باعتماد Excel.

من خلال النتائج المتحصل عليها في الجدول (10-4) فإن قيمة معامل ثيل هي:

$$U = \frac{450,904}{795,155 + 801,012} = 0,282$$

وبما أن $U < 1$ فإنه وحسب القاعدة عملية التنبؤ ناجحة، وهذا ما يمكن ملاحظته في الجدول (11-4) الذي يوضح القيم المتنبأ بها باعتماد النموذج والقيم المحققة وكذا القيم المتنبأ بها من طرف الشركة.

جدول (11-4): القيم المتنبأ بها والمحققة للسلسلة SS

الوحدة: طن

الأشهر	القيم المتنبأ بها	القيم المحققة	القيم التي تنبأها الشركة
2006:01	840,336	234	850
2006:02	802,793	1040	850
2006:03	776,683	1165	800
2006:04	758,424	270	800

المصدر: من أعدادنا باعتماد الجدول (8-4) والملحق (16).

حيث نجد أن القيم المتحصل عليها باعتماد طريقة بوكس-جنكنز هي الأقرب من القيم المتنبأ بها من طرف الشركة للقيم الحقيقية. كما أن التمثيل البياني للقيم الحالية والمتوقعة في الملحق (12) يبين أن التنبؤ باعتماد طريقة بوكس-جنكنز يمكن من اقتفاء أثر السلسلة الأصلية وتتبع نقاط انعطافها إلى حد كبير.

4-2 تطبيق طريقة B-J على كمية مبيعات الزجاج المطبوع الشفاف

بعدما تمت معالجة السلسلة SS وفق طريقة بوكس-جنكنز يتم فيما يلي معالجة سلسلة زمنية لكمية المبيعات الشهرية لمنتج الزجاج المطبوع الشفاف بداية من شهر جانفي 1998م إلى غاية شهر ديسمبر 2005م والتي يرمز لها بالرمز IC، ويتم التطبيق باعتماد برمجية «EViews 4.0» للتنبؤ بكمية مبيعات سنة 2006م وذلك للتأكد من مدى دقة نتائج هذه الطريقة.

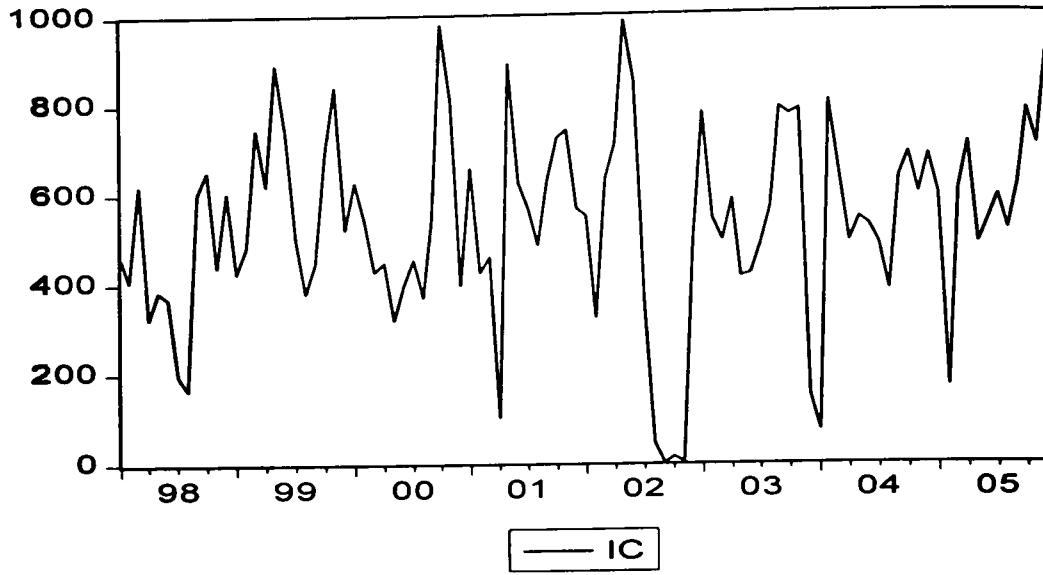
جدول (12-4): كمية المبيعات الشهرية لمنتج الزجاج المطبوع الشفاف

الوحدة: طن T

1998:01	459.6	406.36	619	323	384	368
1998:07	196	164	602	652	438	603
1999:01	425	483	745	620	890	741
1999:07	501	381	446	693	840	522
2000:01	626	540	427	446	320	397
2000:07	453	369	539	978	811	396
2001:01	657	424	458	101	890	624
2001:07	567	485	630	722	741	566
2002:01	550	323	632	709	984	849
2002:07	351	44	0	13	0.15	494
2003:01	777	541	493	583	413	418
2003:07	482	564	787	772	783	150
2004:01	71	802	642	489	541	525
2004:07	483	383	630	685	596	681
2005:01	592	169	603	706	484	536
2005:07	589	516	615	781	705	908

المصدر: تم إدراج الجدول من طرفنا باعتماد سجلات مصلحة مراقبة التسيير.

شكل (3-4): التمثيل البياني للسلسلة IC (تطور السلسلة عبر الزمن)



المصدر: تم اعتماد المعطيات الواردة بالجدول (4-12).

تجدر الإشارة إلى أنه بالنسبة لهذا المنتج قد تم توقيف إنتاجه من جوان 2002م حتى ديسمبر 2002م وذلك لإعادة بناء كلي للفرن الذي مدة حياته 8 سنوات، وتم توقيفه لتصليح عطل تقني في 20 نوفمبر 2003م حتى جانفي 2004م، وخلال هذا التوقف تم تسويق المنتج المخزن بما يفسر ظهور تذبذب في قيم المبيعات خلال هذه الفترة.

4-2-1 دراسة إستقرارية السلسلة IC:

دراسة إستقرارية السلسلة IC تبدأ من كشف الشكل النظري للسلسلة لمعرفة طبيعة العلاقة التي تربط مركباتها، ثم الكشف عن مركبة الاتجاه العام والموسمية إن وجدت وتحديد طريقة إزالتها، ليتم بعدها التنبؤ بكمية مبيعات منتج IC لسنة 2006م بعد المرور بالمراحل الأربعة لبوكس-جنكيز.

4-2-1-1 كشف الشكل النظري للسلسلة IC:

من خلال التمثيل البياني لـ IC يبدو أن تركيبة السلسلة من شكل تجميعي حيث أنه يمكن حصر أكبر وأصغر القيم بين خطين متوازيين، ويتم التأكد من ذلك باستخدام الأسلوب الانحداري الذي يمكن من التعرف على الشكل النظري للسلسلة IC كما يلي:

$$\sigma_i = a + b \bar{Y}_i$$

n عدد السنوات حيث $i = 1, \dots, 8$.

P عدد الأشهر حيث $j = 1, \dots, 12$.

أ- حساب المتوسط و الانحراف المعياري لكل سنة حيث:

$$\bar{Y}_i = \frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} Y_{ij}$$

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2}$$

جدول (13-4): المتوسط الحسابي والانحراف المعياري للسلسلة IC

المجموع	2005	2004	2003	2002	2001	2000	1999	1998	السنوات
4254,176	595,08	544	563,58	412,43	572,08	525,17	607,25	434,58	\bar{Y}_i
1560,391	168,71	178,35	185,85	332,44	189,26	186,65	164,04	155,10	σ_i

المصدر: من إعدادنا باعتماد Excel

ب- حساب متوسط المتوسط و متوسط الانحراف المعياري حيث:

$$\bar{\bar{Y}} = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 \bar{Y}_i = 531,772$$

$$\bar{\sigma} = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 \sigma_i = 195,049$$

وبتطبيق طريقة المربعات الصغرى يمكن تقدير المعلمة المهمة في العلاقة أعلاه حيث:

$$\hat{b} = \frac{\sum_{i=1}^8 \sigma_i \bar{Y}_i - 8 \bar{\sigma} \bar{\bar{Y}}}{\sum_{i=1}^8 \bar{Y}_i^2 - 8 \bar{\bar{Y}}^2} = \frac{812575,47 - 829772,13}{2298476 - 2262251,50} = \frac{-17196,66}{36224,37} = -0,475$$

من خلال القيمة المتحصل عليها نجد أن $\hat{b} < 0,05$ ومنه فالسلسلة ذات شكل تجميعي.

2-1-2-4 كشف مركبات السلسلة IC:

من خلال المنحنى البياني للسلسلة IC و Correlogram⁽¹⁾ والذي يمثل دالة الارتباط الذاتي

ودالة الارتباط الذاتي الجزئية يلاحظ ما يلي:

- غياب مركبة الاتجاه العام حيث أنه بعد التأخر $T/4 = 96/4 = 24$ لا توجد أعمدة بارزة Pics،
- غياب المركبة الموسمية حيث أنه عند التأخرات 12، 24، 36.. لا توجد أعمدة بارزة، وهو ما يعكسه التمثيل البياني كون القيم و الانخفاضات الملاحظة لا تتسم بالانتظام،
- تباين السلسلة IC غير ثابت مع الزمن.

ولما كانت الملاحظة وحدها لا تكفي، فإنه لا بد من التأكد من الاستنتاجات سابقة الذكر من خلال

أهم الاختبارات الإحصائية التالية:

(1) انظر الملحق (17).

أ- تثبيت التباين:

تعتبر التحويلة اللوغاريتمية وتحويلة الجذر التربيعي من أكثر التحويلات استخداما وللاختيار من بينها يتم الاعتماد على نتائج حساب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لكل سنة وهي موضحة في الجدول (4-13) والذي يعكس ما يلي:

- تباين السلسلة غير متناسب مع مستوى متوسطها،

- مستوى متوسط السلسلة لا يتزايد بمعدل ثابت.

وعليه فتحويلة الجذر التربيعي هي التحويلة المناسبة لتثبيت التباين والجدول التالي يوضح قيم السلسلة

الزمنية المحولة والتي يرمز لها RIC حيث $RIC = \sqrt{IC}$

جدول (4-14): قيم السلسلة الزمنية المحولة RIC

الوحدة: طن T

1998:01	21.438	20.158	24.88	17.972	19.596	19.183
1998:07	14	12.806	24.536	25.534	20.928	24.556
1999:01	20.616	21.977	27.295	24.9	29.833	27.221
1999:07	22.383	19.519	21.119	26.325	28.983	22.847
2000:01	25.02	23.238	20.664	21.119	17.889	19.925
2000:07	21.284	19.209	23.216	31.273	28.478	19.9
2001:01	25.632	20.591	21.401	10.05	29.833	24.98
2001:07	23.812	22.023	25.1	26.87	27.221	23.791
2002:01	23.452	17.972	25.14	26.627	31.369	29.138
2002:07	18.735	6.633	0	3.606	0.387	22.226
2003:01	27.875	23.259	22.204	24.145	20.322	20.445
2003:07	21.954	23.749	28.054	27.785	27.982	12.247
2004:01	8.426	28.32	25.338	22.113	23.259	22.913
2004:07	21.977	19.57	25.1	26.173	24.413	26.096
2005:01	24.331	13	24.556	26.571	22	23.152
2005:07	24.269	22.716	24.799	26.796	26.552	30.133

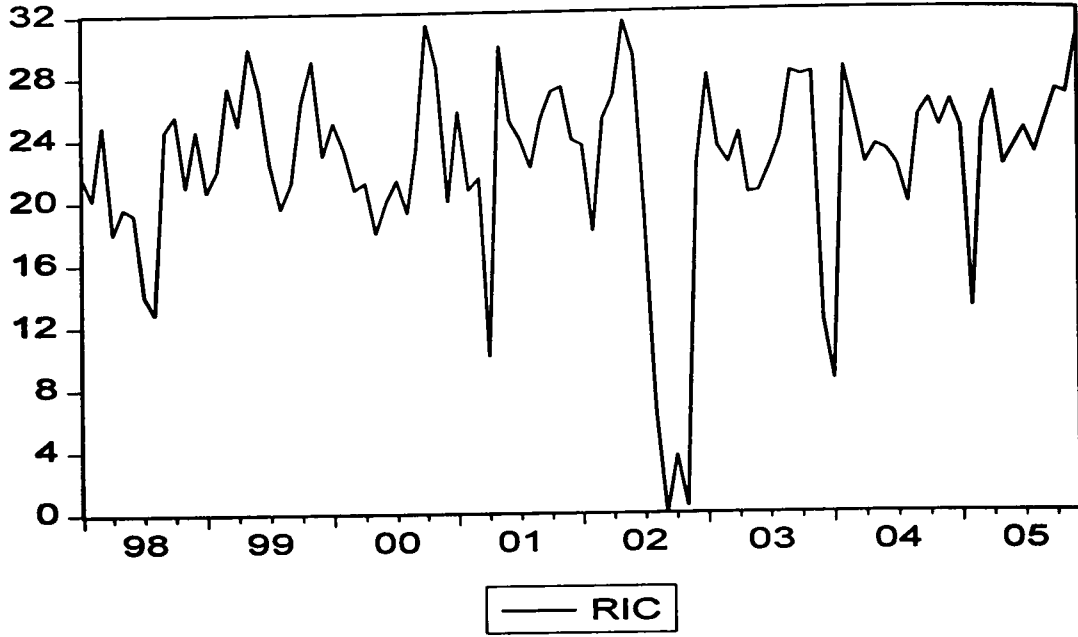
المصدر: من إعدادنا باعتماد قيم الجدول (4-12) و Excel.

وبتمثيل معطيات الجدول (4-14) نحصل على الشكل (4-4) الذي يوضح تخفيف في حدة تذبذب معطيات السلسلة.

تجدر الإشارة إلى أن السلسلة المحولة حافظت على الشكل النظري للسلسلة الأصلية أي أن تركيبها من

شكل تجميعي حيث تم الحصول على $\hat{b} = -0,879$.

شكل (4-4): التمثيل البياني للسلسلة RIC



المصدر: المعطيات الواردة بالجدول (4-14).

ب- الكشف عن مركبة الاتجاه العام:

للكشف عن مركبة الاتجاه العام يستخدم فيما يلي اختبار دانيل ثم اختبار ديكي- فولر وهو من

أهم الاختبارات في هذا المجال.

ب₁ - اختبار دانيل:

يقوم على اختبار الفرضية التالية: H_0 : عدم وجود مركبة الاتجاه العام،
 H_1 : وجود مركبة الاتجاه العام.

و صيغته العامة:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^T d_i^2}{T(T^2 - 1)}$$

و بتطبيق القوانين على الجدول (4-15) نحصل على:

$$\sum_{i=1}^T d_i^2 = 121073$$

$$r_s = 1 - \frac{726438}{96(96^2 - 1)} = 0,179$$

ومنه:

جدول (15-4): الترتيب الزمني والتصاعدي لقيم السلسلة RIC

2005		2004		2003		2002		2001		2000		1999		1998	
57	85	5	73	84	61	51	49	72	37	66	25	26	13	33	1
9	86	88	74	49,5	62	12,5	50	25	38	48	26	35,5	14	22	2
60,5	87	70	75	40	63	69	51	32	39	27	27	82	15	63	3
77	88	39	76	55	64	78	52	6	40	29,5	28	64	16	12,5	4
37	89	49,5	77	23	65	96	53	92,5	41	11	29	92,5	17	19	5
46	90	45	78	24	66	91	54	65	42	21	30	80,5	18	15	6
56	91	35,5	79	34	67	14	55	54	43	31	31	42	19	10	7
43	92	18	80	52	68	4	56	38	44	16	32	17	20	8	8
62	93	67,5	81	87	69	1	57	67,5	45	47	33	29,5	21	59	9
85	94	74	82	83	70	3	58	79	46	95	34	75	22	71	10
76	95	58	83	86	71	2	59	80,5	47	89	35	90	23	28	11
94	96	73	84	7	72	41	60	53	48	20	36	44	24	60,5	12

المصدر: من إعدادنا باعتماد معطيات الجدول (14-4).

ولما كانت عدد المشاهدات T أكبر من 30 فإنه يمكن استعمال قانون التوزيع الطبيعي حيث:

$$Z = \frac{r_s - u_{r_s}}{\sigma_{r_s}}, u_{r_s} = 0, \sigma_{r_s} = \sqrt{\frac{1}{T-1}} \Rightarrow Z = r_s \sqrt{96-1} = 1,743$$

عند مستوى المعنوية $\alpha=5\%$ فإن $|Z| < 1,96$ ومنه نستنتج عدم وجود مركبة الاتجاه العام أي قبول H_0 .

ب2- اختبار "ديكي- فولر" Dickey-Fuller

كما سبق الإشارة فإن هذا الاختبار يستخدم للتأكد ما إذا وجدت مركبة الاتجاه العام بالسلسلة فضلا

عن تحديد الطريقة المناسبة لإزالتها، ويتم التطبيق وفق الخطوات التالية:

أ- تحديد درجة اختبار "ديكي فولر" DF باعتماد أصغر قيمة لكل من معياري AIC و SC حيث الجدول التالي يوضح القيم المتحصل عليها:

جدول (16-4): قيم معياري AIC و SC حسب درجة ونموذج DF

النموذج(3)		النموذج(2)		النموذج(1)		P
1	0	1	0	1	0	
6.194	6.181	6.175	6.162	6.420	6.406	AIC
6.302	6.262	6.256	6.216	6.474	6.433	SC

المصدر: مخرجات برمجية "Eviews 4.0".

والملاحظ أن الدرجة "0" بالنسبة للنماذج الثلاثة تحقق أصغر قيمة لمعاري AIC و SC من التي بعدها

وعليه يطبق اختبار DF البسيط.

ب- تطبيق خطوات استراتيجيات اختبارات DF البسيطة: (1)

المرحلة 01: اختبار فرضية العدم لوجود الجذر الوحدوي:

$$\begin{cases} H_0 : \phi_1 = 1 \\ H_0 : |\phi_1| < 1 \end{cases}$$

لدينا $T_c = -5.4337$ (2) والتي تمثل القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار للنموذج الثالث وهي أصغر من القيمة الحرجة $T_r = -3.4571$ عند مستوى المعنوية 5 %، وعليه ترفض فرضية العدم المتعلقة بوجود الجذر الوحدوي.

المرحلة 02: إختبار الفرضيات المكملّة tests des hypotheses jointes

- حسب إستراتيجية DF فإنه في البداية يتم تقدير النموذج (3) بطريقة المربعات الصغرى:

$$(3) RIC_t = C + bt + \phi_1 RIC_{t-1} + a_t$$

ونحصل على:

$$RIC_t = 10.6263 + 0.008792 * T + 0.50602 * RIC_{t-1} + \varepsilon_t$$

(2.266585) (0.019622) (0.090909)

ويتم إختبار الفرضية H_0^3 حيث: $H_0^3 : (c, b, \phi) = (c, 0, 1)$

حيث $F_3 = 14,791$ حيث F_3 تم حسابها وفق البرنامج المعمم.

ويتم استخراج F_r من جدول DF حيث $n = 96$ ، $\alpha = 0,05$ وعليه نجد $F_r \in [6,49; 6,73]$ (4)

القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار أكبر من القيم الجدولية أي أن $F_3 > F_r$ وبالتالي رفض الفرضية H_0^3 .

- إذا تم رفض H_0 أو H_0^3 فإنه يتم الانتقال لاختبار الفرضية:

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

لدينا: $T_c = 0.448$ (1) أما القيمة المجدولة $T_r \approx 2,79$ (5) وعليه $T_r > T_c$ وتقبل فرضية العدم أي معامل

الاتجاه العام ليس معنوياً مختلف عن الصفر، وبالتالي رفض فرضية العملية TS.

- حسب النتائج المتحصل عليها فإنه يتم إختبار معنوية الثابت للنموذج (2) حيث الفرضية:

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

(1) أنظر الصفحة رقم 45.

(2) أنظر الملحق (18) الجدول (أ).

(3) أنظر الملحق (18) الجدول (ب).

(4) أنظر الملحق (1).

(5) أنظر الملحق (2).

ونحصل على $T_c = 5.304$ (1) أما القيمة المجدولة $T_i \approx 2,54$ (2) وعليه $T_i < T_c$ أي رفض فرضية العدم وبالتالي الثابت c معنوياً يختلف عن الصفر.

هذا ويتم الحصول على نفس النتائج إذا استخدم اختبار ديكي-فولر المدعم ADF.

وحسب إستراتيجية DF فإنه وفق النتائج المتحصل عليها للسلسلة IC مستقرة مع ثابت.

ج- الكشف عن المركبة الموسمية:

قبل الكشف عن المركبة الموسمية لابد من إزالة مركبة الاتجاه العام من السلسلة إن وجدت وذلك وفق طريقة الفروقات إذا كانت المركبة من نوع DS ، أو الطريقة الانحدارية إذا كانت المركبة من نوع TS ، إلا أنه بالنسبة للسلسلة محل الدراسة فإن اختبار DF يؤكد خلوها من هذه المركبة.

ج₁- تمثيل Correlogram (3)

من خلال تمثيل دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئية للسلسلة RIC نجد أنه عند

التأخرات 12، 24، 36.. لا توجد أعمدة Pies بارزة، أي خلو السلسلة من المركبة الموسمية.

ج₂- اختبار تحليل التباين:

للتأكد من خلو السلسلة RIC من المركبة الموسمية يتم فيما يلي تطبيق اختبار تحليل التباين لفيشر:

- حساب التباين الكلي:

$$V_T = \frac{S_T}{N \times P - 1} = \frac{S_T}{8 \times 12 - 1} = \frac{S_T}{95}, S_T = \sum_{i=1}^8 \sum_{j=1}^{12} (Y_{ij} - \bar{Y})^2, \bar{Y} = \frac{1}{8 \times 12} \sum_{i=1}^8 \sum_{j=1}^{12} Y_{ij}$$

$$V_T = 43,594, S_T = 4141,408, \bar{Y} = 22,281$$

- حساب التباين الشهري:

$$V_P = \frac{S_P}{P - 1} = \frac{S_P}{11}, S_P = 8 \sum_{j=1}^{12} (\bar{Y}_j - \bar{Y})^2$$

حيث \bar{Y}_j متوسط الفترة z و السنة i و يعطى بالعلاقة:

$$\bar{Y}_j = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 Y_{ij}$$

$$V_P = 23,87214 \text{ و } S_P = 262,594$$

- حساب التباين السنوي:

$$V_A = \frac{S_A}{N - 1} = \frac{S_A}{7}, S_A = 12 \sum_{i=1}^8 (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2$$

(1) أنظر الملحق (18) الجدول (ج).

(2) أنظر الملحق (2)

(3) أنظر الملحق (19).

حيث \bar{Y}_i متوسط السنة i و الفترة z و يعطى بالعلاقة:

$$\bar{Y}_i = \frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} Y_{ij}$$

$$V_A = 69,741 \quad \text{ومنه} \quad S_A = 488,190$$

- حساب تباين الأخطاء:

$$V_R = \frac{S_R}{(P-1)(N-1)} = \frac{S_R}{77}$$

حيث:

$$S_R = \sum_{i=1}^6 \sum_{j=1}^{12} (Y_{ij} - \bar{Y}_i - \bar{Y}_j + \bar{Y})$$

$$S_R = S_T - (S_P + S_A)$$

$$V_R = 44,034 \quad \text{ومنه} \quad S_R = 3390,624$$

والجدول التالي يلخص النتائج التي سبق الحصول عليها:

جدول (4-17): نتائج اختبار تحليل التباين للسلسلة RIC

القيمة المحسوبة F_c	التباين	مصدر التباين	درجة الحرية	مجموع المربعات
$F_{c_1} = V_P / V_R = 0,542$	$V_P = 23,87214$	تباين موسمي	$P - 1 = 11$	$S_P = 262,594$
$F_{c_2} = V_A / V_R = 1,584$	$V_A = 69,741$	تباين سنوي	$N - 1 = 7$	$S_A = 488,190$
	$V_R = 44,034$	تباين الأخطاء	$(P-1)(N-1) = 77$	$S_R = 3390,624$
	$V_T = 43,594$	التباين الكلي	$N \times P - 1 = 95$	$S_T = 4141,408$

المصدر: من إعدادنا باعتماد Excel.

تأثير المعامل الشهري: الاختبار: H_0 : عدم وجود المركبة الموسمية إذن تأثير الشهر معدوم،
 H_1 : وجود المركبة الموسمية.

لدينا من جدول توزيع Fisher $F_{\alpha, n_1, n_2} = F_{(11, 77)}^{0,05} \approx 1,875$ ، ومنه $F_{c_1} < F_{(11, 77)}^{0,05}$ وبالتالي قبول فرضية عدم أي غياب المركبة الموسمية.

تأثير المعامل السنوي: الاختبار: H_0 : لا توجد مركبة الاتجاه العام إذن التأثير السنوي معدوم،
 H_1 : وجود مركبة الاتجاه العام.

لدينا من جدول توزيع Fisher $F_{7,77}^{0,05} \approx 2,05$ ، ومنه $F_{v_1, v_2}^{\alpha} = F_{(7,77)}^{0,05}$ وبالتالي قبول فرضية العدم أي غياب مركبة الاتجاه العام.

حسب النتائج المتحصل عليها من الاختبارات السابقة نخلص إلى أن السلسلة *RIC* مستقرة.

4-2-2-4 مرحلة التعرف وتقدير النماذج الممكنة:

يبدأ تطبيق طريقة بوكس-جنتنر بالتعرف على النماذج الممكنة ثم تقدير معالمها، وقد كان من الممكن دمج دراسة استقرارية السلسلة ضمن مرحلة التعرف إلا أنه ولتعدد الاختبارات المستعملة فضل فصلها.

4-2-2-4-1 مرحلة التعرف:

من خلال دراسة دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئية للسلسلة *RIC* يتم التعرف على النماذج الممكنة وذلك بتحديد كل من p, d, q كما يلي:

- بالنسبة للدرجة d فهي تحدد تكامل السلسلة *RIC* أي عدد الفروقات اللازمة لجعل السلسلة مستقرة،

وقد اتضح من خلال الاختبارات السابقة و *correlogram* الذي لا يبرز بعد التأخر $T/4 = 96/4 = 24$

أعمدة *Pics* خارج مجال الثقة، خلو السلسلة من مركبة الاتجاه العام وعليه $d = 0$ ، فضلا عن خلوها من المركبة الموسمية وبالتالي فالنموذج المناسب يكون من نوع $ARMA(p, q)$.

- بالنسبة للدرجة p فتمثل درجة الانحدار الذاتي والتي تحدد من تمثيل دالة الارتباط الذاتي الجزئية في

correlogram⁽¹⁾ ويتضح أنه فقط الارتباط الذاتي الجزئي الأول معنويا يختلف عن الصفر وعليه فإن p يأخذ القيمة 0 أو 1.

- بالنسبة للدرجة q فتمثل درجة المتوسطات المتحركة والتي تحدد من تمثيل دالة الارتباط الذاتي في

correlogram حيث نجد الارتباطات الذاتي 5,1 معنويا تختلف عن الصفر كونها تقابل أعمدة بارزة خارجة عن مجال الثقة، فضلا عن الارتباط الذاتي 12 والذي يلاحظ أنه قريب جدا من مجال الثقة لهذا يتم أخذه بالاعتبار.

من خلال التوليف بين الدرجات السابقة يتم الحصول على النماذج الممكنة التالية:

$AR(1)$ ، $MA(1)$ ، $MA(5)$ ، $MA(12)$ ، $ARMA(1,1)$ ، $ARMA(1,5)$ ، $ARMA(1,12)$ مع ثابت وبدونه.

4-2-2-4-2 مرحلة تقدير النماذج الممكنة:

بعدما تم التعرف على النماذج الممكنة يتم تقدير معالمها والتي نحصل عليها مباشرة باعتماد

برمجية «EViews 4.0»⁽²⁾ وبالنسبة للنماذج التي تكون احتمالاتها أكبر من 0,05 أي لا تحقق

(1) أنظر الملحق (19).

(2) أنظر الملحق (20).

$|T_c| \geq 1,96$ عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ فمعالمها غير معنوية حسب اختبار ستودنت وبالتالي يجب التخلص منها للتقليل من النماذج التي تختبر في المرحلة الموالية.

4-2-3 مرحلة اختبار صلاحية النموذج:

تهدف هذه المرحلة إلى التحقق من مدى توافق النماذج الممكنة $ARMA(p,q)$ مع المعطيات المتوفرة، وتقوم على اختبار صلاحية أفضل نموذج بين النماذج المقدر ذات المعالم المعنوية مرورا بالخطوات التالية:

4-2-3-1 مقارنة النماذج:

يتم اختيار أفضل نموذج بين النماذج المقدر ذات المعالم المعنوية كما يلي:

- يحقق أصغر قيمة لمعيار Akaike ورمزه (AIC) و Schwart ورمزه (SC)،

- يحقق أصغر قيمة لمجموع مربعات الأخطاء SSR،

- تكون قيمة معيار Durbin Watson ورمزه (DW) حوالي القيمة 2.

باستخراج قيم المعايير السابقة من جداول التقديرات المتحصل عليها من برمجية «EViews 4.0» نحصل على الجدول (4-18) والذي يتضح منه أن النماذج التي يرمز لها بـ * تحقق أصغر قيمة لمعيار AIC و SC من غيرها وعليه تحصر المقارنة بينها، و نمودجين فقط منها تحقق أصغر القيم وهما: $MA(12) AR(1) MA(5) C$ و $MA(5) AR(1) C$ والنموذج الأخير يحقق أكبر قيمة لمعيار DW وأصغر قيمة لمعيار SSR. وعليه فالنموذج الملائم والذي يخضع لاختبار الصلاحية هو نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة من الدرجة الأولى والخامسة على التوالي أي $ARMA(1,5)$ مع ثابت وصيغته المقدر:

$$RIC_t = 22.3443 + 0.50007RIC_{t-1} - 0.28206 \varepsilon_{t-5} + \varepsilon_t$$

(0.770517) (0.091589) (0.101414)

4-2-3-2 اختبار البواقي لأفضل نموذج:

من خلال correlogram للبواقي⁽¹⁾ نجد تمثيل كل معاملات دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئية داخل مجال الثقة أي أنها معنوية معدومة وكل الاحتمالات أكبر من 0,05، وعليه يمكن الحكم مبدئياً بأن البواقي ε_t تمثل صدمة عشوائية، ويتم التأكد من ذلك ومن إتباع البواقي للتوزيع الطبيعي من خلال الاختبارات التالية:

(1) انظر الملحق (21).

جدول (18-4): قيم معايير النماذج المقدرّة ذات المعالم المعنوية للسلسلة RIC

DW	SSR	SC	AIC	النماذج
1.959	3087.484	6.462	6.382	$AR(1) MA(1) MA(12)$
1.885	3202.035	6.451	6.397	$AR(1) MA(1)$
1.849	2532.300	6.216	6.162	* $C AR(1)$
2.247	3298.409	6.433	6.406	$AR(1)$
1.901	2995.125	6.432	6.351	$AR(1) MA(1) MA(5)$
2.271	3163.614	6.439	6.385	$AR(1) MA(12)$
1.892	2392.267	6.207	6.127	* $C AR(1) MA(5)$
2.319	3150.130	6.435	6.381	$AR(1) MA(5)$
1.853	2406.056	6.213	6.132	* $C AR(1) MA(12)$
1.778	2488.570	6.235	6.155	* $C MA(1) MA(5)$
1.880	2395.306	6.218	6.111	* $C AR(1) MA(5) MA(12)$
1.802	2582.522	6.225	6.171	* $C MA(1)$

المصدر: من إعدادنا باعتماد مخرجات برمجية «EViews 4.0» جداول الملحق (20).

أ- اختبار Box-Pierce:

يتم في البداية تحديد عدد التأخرات من خلال $h = \text{Min}\left(\frac{96}{2}; 3\sqrt{96}\right) = (48; 29, 39) \approx 29$

وبالمقابل من correlogram للبواقي نستخرج إحصاء الاختبار المقابل للتأخر 29 وأقيمتها $Q_{29} = 18,144$ ، ومن جدول توزيع chi-deux عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ ودرجة حرية $h - p - q = 23$ نجد $\chi_{0,95}^2(23) = 35,172$ وعليه $Q_{29} < \chi_{0,95}^2(23)$ أي قبول فرضية العدم لمعاملات الارتباط الذاتي معنويا معدومة وبالتالي فالبواقي ε_t تمثل صدمة عشوائية.

ب- اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي:

من خلال التمثيل البياني للبواقي⁽¹⁾ نستخرج القيم التالية:

$$\text{Skewness} = \beta_1^{1/2} = -0,3681$$

$$\text{Kurtosis} = \beta_2 = 3,8902$$

$$\text{Jarque - Bera} = S = 5,283$$

(1) انظر الملحق (22).

ثم حساب الإحصاءات:

$$V_2 = \frac{|\beta_2 - 3|}{\sqrt{\frac{24}{96}}} = 1,780 \quad , V_1 = \frac{|\beta_1^{1/2} - 0|}{\sqrt{\frac{6}{96}}} = 1,472$$

بما أن $V_1 \leq 1,96$ و $V_2 \leq 1,96$ عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ ، بالإضافة إلى أن إحصاءة *Jarque-Bera* أصغر من القيمة الجدولة لتوزيع *chi-deux* عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ وبدرجة حرية 2 حيث $S \leq \chi_{0,95}^2(2) = 5,991$ ، وعليه فالبواقي ε_t تمثل صدمة عشوائية وتتبع قانون التوزيع الطبيعي.

4-2-4 مرحلة التنبؤ بالمبيعات وقياس دقة التنبؤ:

آخر مرحلة لطريقة بوكس-جنكنز هي مرحلة التنبؤ والتي يتم تدعيمها بقياس دقة هذه العملية من خلال معيار ثيل.

4-2-4-1 مرحلة التنبؤ بالمبيعات:

أ- التنبؤ بنقطة:

بعدما تم التأكد من صلاحية النموذج الأكثر ملاءمة للسلسلة ننقل للتنبؤ بكمية مبيعات منتج الزجاج المطبوع الشفاف لسنة 2006م وذلك اعتمادا على الصيغة المقدرة للنموذج $ARMA(1,5)$ مع ثابت وهي:

$$RIC_{t+h} = 22.3443 + 0.50007RIC_{t+h-1} - 0.28206 \varepsilon_{t+h-5} + \varepsilon_{t+h}$$

وبالاستعانة ببرمجية «EViews 4.0» نحصل على النتائج الممثلة في الجدول (4-19).

ب- التنبؤ بمجال للمبيعات:

لقياس مدى عدم التأكد حول التنبؤ بنقطة يمكن إيجاد الخطأ المعياري لخطأ التنبؤ ثم إنشاء فترات التنبؤ ويتم ذلك باعتماد المعادلة (50-2) ومخرجات ببرمجية «EViews 4.0» لبواقي النموذج الأمثل. عند مستوى الثقة 95% مجال التنبؤ يعطى وفق العلاقة:

$$RIC_{t+h} \pm t_{1-\frac{\alpha}{2}} \times \sigma_{\varepsilon} \left(\sum_{j=0}^{h-1} \Psi_j^2 \right)^{\frac{1}{2}}$$

حيث:

$$V(\hat{\varepsilon}_{t+h}) = \sigma_{\varepsilon}^2 = \sigma_{\varepsilon}^2 \left(\sum_{j=0}^{h-1} \Psi_j^2 \right)$$

ومنه مجال التنبؤ يعطى وفق العلاقة:

$$RIC_{t+h} \pm 1,96 \times \sigma_{\varepsilon}$$

جدول (19-4): نتائج التنبؤ للسلسلة IC لسنة 2006م

الوحدة: طن

$\hat{IC}_{t+h} = R\hat{IC}_{t+h}^2$	$R\hat{IC}_{t+h}$	الأشهر
666,686	25,82026	جانفي
538,497	23,20555	فيفري
483,073	21,97892	مارس
463,861	21,53744	أفريل
417,135	20,42388	ماي
457,275	21,38398	جوان
478,039	21,86410	جويلية
488,595	22,10419	أوت
493,918	22,22426	سبتمبر
496,590	22,28430	أكتوبر
497,929	22,31433	نوفمبر
498,600	22,32935	ديسمبر

المصدر: مخرجات برمجية «EViews 4.0» الملحق (15) الجدول (ب).

ويتم الحصول على قيمة الخطأ المعياري لخطأ التنبؤ $\sigma_{\hat{e}}$ من خلال قيم الأخطاء الموضحة في الملحق (23) وباعتماد Excel ومنه:

$$\sigma_{\hat{e}} = 5,018$$

ومنه مجال التنبؤ بمبيعات السلسلة RIC يعطى وفق العلاقة:

$$R\hat{IC}_{t+h} \pm 1,96 \times 5,018$$

أي:

$$R\hat{IC}_{t+h} \pm 9,835$$

وللحصول على مجال التنبؤ للسلسلة الأصلية IC يربع طرفي مجال التنبؤ للسلسلة المحولة RIC والجدول (20-4) يلخص الحد الأدنى والحد الأقصى لكل نقطة تنبؤ للسلسلة المحولة والأصلية.

ويمكن الحصول مباشرة على التمثيل البياني للقيم المتنبأ بها ومجال التنبؤ والبواقي من خلال مخرجات برمجية «EViews 4.0» وهي موضحة في الملحق (24).

جدول (20-4): مجالات الثقة للقيم المتنبأ بها للسلسلة IC و $R \hat{IC}$

الوحدة: طن

\hat{IC}			$R \hat{IC}$			الأشهر
الحد الأقصى	الحد الأدنى	التنبؤ	الحد الأقصى	الحد الأدنى	التنبؤ	
1271,298	255,529	666,686	35,6553	15,9853	25,82026	2006-01
1091,678	178,772	538,497	33,0406	13,3706	23,20555	2006-02
1012,126	147,475	483,073	31,8139	12,1439	21,97892	2006-03
984,230	136,947	463,861	31,3724	11,7024	21,53744	2006-04
915,600	112,124	417,135	30,2589	10,5889	20,42388	2006-05
974,625	133,379	457,275	31,2190	11,5490	21,38398	2006-06
1004,833	144,699	478,039	31,6991	12,0291	21,86410	2006-07
1020,112	150,533	488,595	31,9392	12,2692	22,10419	2006-08
1027,796	153,494	493,918	32,0593	12,3893	22,22426	2006-09
1031,649	154,985	496,590	32,1193	12,4493	22,28430	2006-10
1033,579	155,734	497,929	32,1493	12,4793	22,31433	2006-11
1034,545	156,109	498,600	32,1644	12,4944	22,32935	2006-12

المصدر: من إعدادنا باعتماد مجال التنبؤ وقيم الجدول (19-4) والتطبيق في Excel.

والملاحظ أن مجال التنبؤ واسع وقد يكون ذلك لوجود قيم متطرفة للأخطاء التي يمكن حذفها لتقليل هذا المجال بالإضافة إلى وجود تذبذبات شديدة على مستوى حجم المبيعات الشهرية من منتج سليكات الصودا، أي أن تباين السلسلة الزمنية الأصلية متغير عبر الزمن، وطريقة بوكس-جنكيز لا تكون دقيقة المعالجة في هذه الحالة وهو ما يعاب عليها.

4-2-4-2 قياس دقة التنبؤ:

لما تمكنا من الحصول على القيم الفعلية لكمية مبيعات IC للأربعة أشهر الأولى من سنة

2006م فإنه فيما يلي يتم اختبار مدى دقة التنبؤ الذي قمنا به من خلال معيار ثيل.

جدول (21-4): قيم النتائج الوسيطة لحساب معامل ثيل للسلسلة IC

\hat{IC}_t^2	IC_t^2	$(IC_t - \hat{IC}_t)^2$	$IC_t - \hat{IC}_t$	IC_{t+h}	\hat{IC}_{t+h}	الأشهر
444470,2	380689	2468,699	-49,686	617	666,686	2006:01
289979	275625	182,169	-13,497	525	538,497	2006:02
233359,5	184900	2816,743	-53,073	430	483,073	2006:03
215167	409600	31024,947	176,139	640	463,861	2006:04
1182976	1250814	36492,558				المجموع
295743,9	312703,5	9123,140				$\sum \frac{\quad}{T}$
543,8235	559,199	95,515				$\sqrt{\sum \frac{\quad}{T}}$

المصدر: من إعدادنا باعتماد الجدول (19-4) و Excel.

صيغة المعيار:

$$U = \frac{\sqrt{RMSE}}{\sqrt{\frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 y_i^2 + \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 \hat{y}_i^2}} \quad 0 < U < 1$$

من خلال النتائج المتحصل عليها في الجدول (4-21) فإن قيمة معامل ثيل هي:

$$U = \frac{95,515}{559,199 + 543,823} = 0,086$$

وبما أن U قريب من 0 فإنه حسب القاعدة عملية التنبؤ ناجحة بل وجيدة، وهذا ما يمكن ملاحظته في الجدول (4-22) والذي يوضح القيم المتنبأ بها باعتماد النموذج والقيم المحققة وكذا القيم التي تنبأها للشركة.

جدول (4-22): القيم المتنبأ بها والمحققة للسلسلة IC

الوحدة: طن

الأشهر	القيم المتنبأ بها	القيم المحققة	القيم التي تنبأها الشركة
2006:01	666,686	617	900
2006:02	538,497	525	900
2006:03	483,073	430	1050
2006:04	463,861	640	1100

المصدر: من اعدادنا باعتماد الجدول (4-19) والملحق (16).

حيث نجد أن القيم المتحصل عليها باعتماد طريقة بوكس-جنكنز هي الأقرب من القيم المتوقعة من طرف الشركة للقيم الحقيقية. كما أن التمثيل البياني للقيم الحالية والمتوقعة في الملحق (24) يبين أن التنبؤ باعتماد طريقة بوكس-جنكنز يمكن من اقتفاء أثر السلسلة الأصلية وتتبع نقاط انعطافها إلى حد كبير.

4-3 تطبيق طريقة B-J على كمية مبيعات زجاج الواجهات الأمامية للسيارات

إن السلسلة الزمنية محل الدراسة تمثل عدد وحدات المبيعات الشهرية لمنتج زجاج الواجهات الأمامية للسيارات بداية من شهر جانفي 1998م إلى غاية شهر ديسمبر 2005م، ويرمز لها بالرمز PB . وفيما يلي معالجة لهذه السلسلة وفق طريقة بوكس-جنكنز باعتماد برمجية «EViews 4.0» للتنبؤ بكمية مبيعات سنة 2006م، حيث قيم السلسلة موضحة في الجدول (4-23) والتمثيل البياني لهذه القيم في الشكل (4-5).

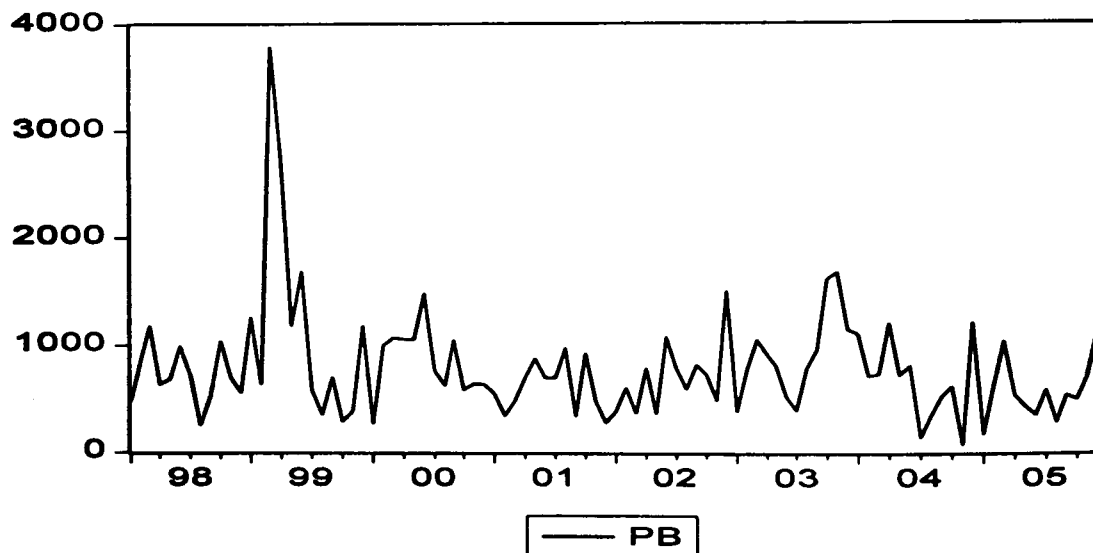
جدول (23-4): كمية المبيعات الشهرية لمنتج زجاج الواجهات الأمامية للسيارات

الوحدة: وحدة U

1998:01	477	817	1170	630	685	986
1998:07	725	251	531	1033	701	561
1999:01	1256	638	3790	2722	1178	1679
1999:07	587	347	700	289	387	1176
2000:01	274	997	1072	1056	1050	1481
2000:07	766	623	1045	587	640	636
2001:01	546	339	483	695	874	696
2001:07	699	969	345	920	483	279
2002:01	386	604	365	783	367	1079
2002:07	783	591	821	728	484	1503
2003:01	380	778	1050	912	810	518
2003:07	388	784	953	1613	1683	1152
2004:01	1112	711	726	1209	718	807
2004:07	141	345	523	615	77	1207
2005:01	170	635	1036	534	435	350
2005:07	586	283	534	498	704	1100

المصدر: تم إدراج الجدول من طرفنا باعتماد سجلات مصلحة مراقبة التسيير.

شكل (5-4): التمثيل البياني للسلسلة الزمنية PB



المصدر: المعطيات الواردة بالجدول (23-4).

4-3-1 دراسة إستقرارية السلسلة PB:

4-3-1-1 كشف الشكل النظري للسلسلة PB:

من خلال الرسم البياني لـ PB يبدو أن تركيبة السلسلة من شكل جدائي حيث أنه يمكن حصر أكبر وأصغر القيم بين خطين منفرجين، ويتم التأكد من ذلك باستخدام الأسلوب الانحداري الذي يمكن من التعرف على الشكل النظري للسلسلة PB كما يلي:

$$\sigma_i = a + b \bar{Y}_i$$

n عدد السنوات حيث $i = 1, \dots, 8$.

P عدد الأشهر حيث $j = 1, \dots, 12$.

أ- حساب المتوسط والانحراف المعياري لكل سنة حيث:

$$\bar{Y}_i = \frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} Y_{ij}$$

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2}$$

جدول (24-4): المتوسط الحسابي والانحراف المعياري للسلسلة PB

السنوات	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	المجموع
	713,91	1229,08	852,25	610,67	707,83	918,41	682,58	572,08	6286,83
\bar{Y}_i									
	246,63	1016,87	308,07	224,87	317,07	400,13	360,55	264,14	3138,32
σ_i									

المصدر: من إعدادنا بإعتماد Excel.

ب- حساب متوسط المتوسط و متوسط الانحراف المعياري حيث:

$$\bar{\bar{Y}} = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 \bar{Y}_i = 785,854$$

$$\bar{\sigma} = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 \sigma_i = 392,290$$

و بتطبيق طريقة المربعات الصغرى يمكن تقدير المعلمة المهمة في العلاقة أعلاه حيث:

$$\hat{b} = \frac{\sum_{i=1}^8 \sigma_i \bar{Y}_i - 8 \bar{\sigma} \bar{\bar{Y}}}{\sum_{i=1}^8 \bar{Y}_i^2 - 8 \bar{\bar{Y}}^2} = \frac{2814890,62 - 2466262,67}{5257283,24 - 4940534,17} = \frac{348627,95}{316749,06} = 1,101$$

من خلال القيمة المتحصل عليها نجد أن $\hat{b} > 0,10$ ومنه فالسلسلة ذات شكل جدائي.

2-1-3-4 كشف مركبات السلسلة PB:

من خلال المنحنى البياني للسلسلة PB و Correlogram⁽¹⁾ يلاحظ ما يلي:

- غياب مركبة الاتجاه العام حيث أنه بعد التأخر $T/4 = 96/4 = 24$ لا توجد أعمدة بارزة Pics،

(1) انظر الملحق (25).

- غياب المركبة الموسمية حيث أنه عند التأخرات 12، 24، 36.. لا توجد أعمدة بارزة، وهو ما يعكسه التمثيل البياني كون القمم و الانخفاضات الملاحظة لا تتسم بالانتظام،
- تباين السلسلة PB غير ثابت مع الزمن.

وللتأكد من الاستنتاجات سابقة الذكر يتم فيما يلي إجراء الاختبارات الإحصائية التالية:

أ- تثبيت التباين:

من أكثر التحويلات استخداما في هذا المجال التحويلة اللوغاريتمية وتحويلة الجذر التربيعي وللإختبار من بينها يتم الاعتماد على نتائج حساب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لكل سنة وهي موضحة في الجدول (24-4) والذي يعكس تباين السلسلة غير متناسب مع مستوى متوسطها ومستوى متوسط السلسلة لا يتزايد بمعدل ثابت. وعليه فتحويلة الجذر التربيعي هي التحويلة المناسبة لتثبيت التباين والجدول التالي يوضح قيم السلسلة الزمنية المحولة والتي يرمز لها RPB حيث $RPB = \sqrt{PB}$.

جدول (25-4): قيم السلسلة الزمنية المحولة RPB

الوحدة: وحدة U

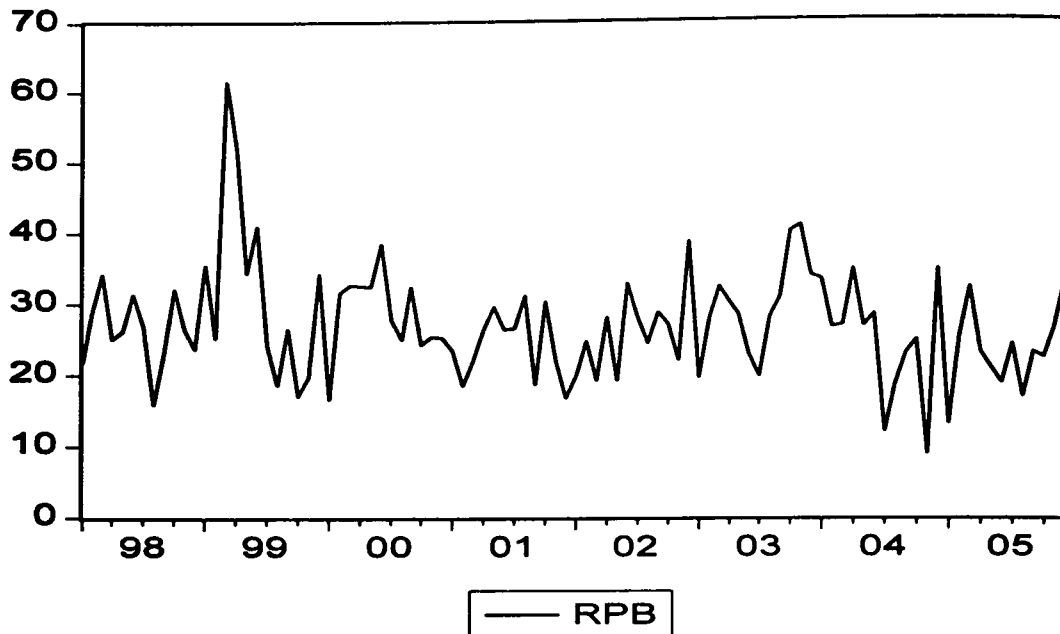
1998:01	21.84	28.583	34.205	25.1	26.173	31.401
1998:07	26.926	15.843	23.043	32.14	26.476	23.685
1999:01	35.44	25.259	61.563	52.173	34.322	40.976
1999:07	24.228	18.628	26.458	17	19.672	34.293
2000:01	16.553	31.575	32.741	32.496	32.404	38.484
2000:07	27.677	24.96	32.326	24.228	25.298	25.219
2001:01	23.367	18.412	21.977	26.363	29.563	26.382
2001:07	26.439	31.129	18.574	30.332	21.977	16.703
2002:01	19.647	24.576	19.105	27.982	19.157	32.848
2002:07	27.982	24.31	28.653	26.981	22	38.769
2003:01	19.494	27.893	32.404	30.199	28.46	22.76
2003:07	19.698	28	30.871	40.162	41.024	33.941
2004:01	33.347	26.665	26.944	34.771	26.796	28.408
2004:07	11.874	18.574	22.869	24.799	8.775	34.742
2005:01	13.038	25.199	32.187	23.108	20.857	18.708
2005:07	24.207	16.823	23.108	22.316	26.533	33.166

المصدر: من إعداد الطالبة بإعتماد Excel

وبتمثيل معطيات الجدول (25-4) نحصل على الشكل (6-4) الذي يوضح تخفيف في حدة تذبذب معطيات السلسلة.

وتجدر الإشارة إلى أن السلسلة المحولة حافظت على الشكل النظري للسلسلة الأصلية أي أن تركيبها من شكل جدائي حيث تم الحصول على $\hat{b} = 0,641$.

شكل (4-6): التمثيل البياني للسلسلة RPB



المصدر: المعطيات الواردة بالجدول (4-25).

ب- الكشف عن مركبة الاتجاه العام:

للكشف عن مركبة الاتجاه العام يستخدم فيما يلي اختبار دانيل ثم اختبار ديكي- فولر.

ب₁- اختبار دانيل:

يقوم على اختبار الفرضية التالية: H_0 : عدم وجود مركبة الاتجاه العام،
 H_1 : وجود مركبة الاتجاه العام.

جدول (4-26): الترتيب الزمني والتصاعدي لقيم السلسلة RPB

2005	2004	2003	2002	2001	2000	1999	1998
3	85	82	73	16	61	17	49
41	86	52	74	58	62	37	50
74	87	55	75	76,5	63	14	51
29,5	88	88	76	67	64	59,5	52
20	89	53	77	63	65	15	53
13	90	62	78	26	66	80	54
33	91	2	79	19	67	59,5	55
7	92	10,5	80	61	68	36	56
29,5	93	27	81	69	69	65	57
25	94	38	82	92	70	56	58
51	95	1	83	94	71	24	59
81	96	87	84	83	72	91	60

المصدر: من إعدادنا باعتماد معطيات الجدول (4-25).

و بتطبيق المعادلة (1-16) على قيم الجدول (4-24) نحصل على:

$$\sum_{i=1}^T d_i^2 = 167589$$

ومنه:

$$r_s = 1 - \frac{1005534}{96(96^2 - 1)} = -0,137$$

ولما كانت عدد المشاهدات T أكبر من 30 فإنه يمكن استعمال قانون التوزيع الطبيعي حيث:

$$Z = \frac{r_s - u_{r_s}}{\sigma_{r_s}}, u_{r_s} = 0, \sigma_{r_s} = \sqrt{\frac{1}{T-1}} \Rightarrow Z = r_s \sqrt{96-1} = -1,332$$

عند مستوى المعنوية $\alpha=5\%$ فإن $|Z| < 1,96$ ومنه نستنتج عدم وجود مركبة الاتجاه العام أي قبول H_0 .

ب₂- اختبار "ديكي فولر" Dickey-Fuller

يستخدم هذا الاختبار للتأكد ما إذا وجدت مركبة الاتجاه العام بالسلسلة فضلا عن تحديد الطريقة

المناسبة لإزالتها، ويتم التطبيق وفق الخطوات التالية:

- تحديد درجة اختبار "ديكي فولر" DF باعتماد أصغر قيمة لكل من معياري AIC و SC حيث الجدول

التالي يوضح القيم المتحصل عليها:

جدول (4-27): قيم معياري AIC و SC حسب درجة ونموذج DF

النموذج(3)		النموذج(2)		النموذج(1)		
1	0	1	0	1	0	P
6.901	6.906	6.956	6.912	7.077	7.317	AIC
7.009	6.987	6.977	6.966	7.131	7.344	SC

المصدر: مخرجات برمجية "Eviews 4.0".

و الملاحظ أن الدرجة "0" بالنسبة للنموذجين (2) و(3) تحقق أصغر قيمة لمعاري AIC و SC من التي

بعدها، وبأخذ قيم أعلى لـ p تبقى قيم المعياريين في تزايد بالنسبة للنموذجين (2) و(3) في حين تتخفض

في النموذج الأول، وعليه يطبق اختبار DF البسيط.

- تطبيق خطوات الاستراتيجية المحددة لاختبار الجذر الوحدوي: (1)

حسب إستراتيجية DF فإنه يتم إتباع الخطوات التالية:

• تقدير النموذج (3) بطريقة المربعات الصغرى:

(1) انظر الصفحة رقم 44.

$$(1) RPB_t = C + bt + \phi_1 RPB_{t-1} + a_t$$

• وقد تم الحصول على:

$$RPB_t = 22.7848 - 0.0455 * T + 0.2393 * RPB_{t-1} + \varepsilon_t$$

(3.415536) (0.028843) (0.101419)

ثم اختبار معنوية معلمة الاتجاه العام وذلك وفق الفرضية:

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

لدينا: $T_c = -1.578$ أما القيمة المجدولة $T_t \approx 2,79$ (2) وعليه $T_t > T_c$ وبالتالي قبول فرضية العدم أي معامل الاتجاه العام ليس معنويًا مختلف عن الصفر، وبالتالي رفض فرضية العملية TS .

• حسب النتائج المتحصل عليها فإنه يتم الانتقال لتقدير النموذج (2) وفق طريقة المربعات الصغرى:

$$RPB = 19.6343 + 0.2735 * RPB_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

(2.793519) (0.099861)

ثم اختبار معنوية الثابت وفق الفرضية:

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

لدينا $T_c = 7.028$ أما القيمة المجدولة $T_t \approx 2,54$ وعليه $T_t < T_c$ أي رفض فرضية العدم وبالتالي الثابت c معنويًا يختلف عن الصفر.

• اختبار وجود الجذر الوحدوي على مستوى النموذج (2) وفق الفرضية:

$$\begin{cases} H_0: \phi = 1 \\ H_1: |\phi| < 1 \end{cases}$$

لدينا القيمة المحسوبة لاحصاءة الاختبار للنموذج الثاني $T_c = -7.274$ (4) أصغر من القيمة الحرجة عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ حيث $T_t = -2.891$ وعليه رفض فرضية العدم أي غياب الجذر الوحدوي. ووفق النتائج المتحصل عليها فالسلسلة RPB مستقرة.

وتجدر الإشارة إلى أنه في حالة استخدام استراتيجية DF البسيطة يتم الحصول على نفس النتائج

حيث F_1, F_2, F_3 يتم حسابها وفق البرنامج المعمم، وهي على التوالي 26,469، 18,759، 28,126.

(1) انظر الملحق (26) الجدول (أ).
 (2) انظر الملحق (2).
 (3) انظر الملحق (26) الجدول (ب).
 (4) انظر الملحق (26) الجدول (ج).

و يتم استخراج F_i من جدول DF حسب الفرضية محل الدراسة حيث $T=96$, $\alpha=0,05$ (1). كما يتم الحصول على نفس النتائج إذا استخدم إختبار ديكي-فولر المدعم ADF. ج- الكشف عن المركبة الموسمية:

فيما يلي الكشف عن المركبة الموسمية للسلسلة RPB، دون إزالة لمركبة الاتجاه العام لأن إختبار DF وحتى إختبار دانيال يؤكدان خلوها منها.

ج1- تمثيل Correlogram (2)

من خلال تمثيل دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئية للسلسلة RPB نجد أنه عند التأخرات 12، 24، 36.. لا توجد أعمدة Pics بارزة، أي خلو السلسلة من المركبة الموسمية. ج2- إختبار تحليل التباين:

للتأكد من خلو السلسلة RPB من المركبة الفصلية وكذا مركبة الاتجاه العام يتم فيما يلي تطبيق إختبار تحليل التباين ليفشر:
- حساب التباين الكلي:

$$V_T = \frac{S_T}{N \times P - 1} = \frac{S_T}{8 \times 12 - 1} = \frac{S_T}{95}, S_T = \sum_{i=1}^8 \sum_{j=1}^{12} (Y_{ij} - \bar{Y})^2, \bar{Y} = \frac{1}{8 \times 12} \sum_{i=1}^8 \sum_{j=1}^{12} Y_{ij}$$

$$V_T = 99,047, S_T = 9409,453, \bar{Y} = 26,931$$

- حساب التباين الشهري:

$$V_P = \frac{S_P}{P - 1} = \frac{S_P}{11}, S_P = 8 \sum_{j=1}^{12} (\bar{Y}_j - \bar{Y})^2$$

حيث \bar{Y}_j متوسط الفترة j و السنة i و يعطى بالعلاقة:

$$\bar{Y}_j = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 Y_{ij}$$

$$V_P = 96,982 \text{ و } S_P = 1066,799$$

- حساب التباين السنوي:

$$V_A = \frac{S_A}{N - 1} = \frac{S_A}{7}, S_A = 12 \sum_{i=1}^8 (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2$$

حيث \bar{Y}_i متوسط السنة i و الفترة j و يعطى بالعلاقة:

(1) انظر الملحق (1).
(2) انظر الملحق (27).

$$\bar{Y}_i = \frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} Y_{ij}$$

$$V_A = 114,846 \text{ و } S_A = 803,920$$

- حساب تباين الأخطاء:

$$V_R = \frac{S_R}{(P-1)(N-1)} = \frac{S_R}{77}$$

حيث:

$$S_R = \sum_{i=1}^8 \sum_{j=1}^{12} (Y_{ij} - \bar{Y}_i - \bar{Y}_j + \bar{Y})$$

$$S_R = S_T - (S_P + S_A)$$

$$V_R = 97,906 \text{ و } S_R = 7538,734$$

والجدول التالي يلخص النتائج التي سبق الحصول عليها:

جدول (4-28): نتائج اختبار تحليل التباين على السلسلة RPB

القيمة المحسوبة F_c	التباين	مصدر التباين	درجة الحرية	مجموع المربعات
$F_{c_1} = V_P / V_R = 0,991$	$V_P = 96,982$	تباين موسمي	$P - 1 = 11$	$S_P = 1066,799$
$F_{c_2} = V_A / V_R = 1,173$	$V_A = 114,846$	تباين سنوي	$N - 1 = 7$	$S_A = 803,920$
	$V_R = 97,906$	تباين الأخطاء	$(P-1)(N-1) = 77$	$S_R = 7538,734$
	$V_T = 99,047$	التباين الكلي	$N \times P - 1 = 95$	$S_T = 9409,453$

المصدر: من إعدادنا باعتماد Excel.

تأثير المعامل الشهري: الاختبار: H_0 : عدم وجود المركبة الموسمية إذن تأثير الشهر معدوم،
 H_1 : وجود المركبة الموسمية.

لدينا من جدول توزيع Fisher $F_{11,77}^{0,05} \approx 1,875$ ، ومنه $F_{c_1} < F_{11,77}^{0,05}$ وبالتالي قبول فرضية العدم أي غياب المركبة الموسمية.

تأثير المعامل السنوي: الاختبار: H_0 : لا توجد مركبة الاتجاه العام إذن التأثير السنوي معدوم،
 H_1 : وجود مركبة الاتجاه العام.

لدينا من جدول توزيع Fisher $F_{7,77}^{0,05} \approx 2,05$ ، ومنه $F_{c_2} > F_{7,77}^{0,05}$ وبالتالي قبول فرضية العدم أي خلو السلسلة من مركبة الاتجاه العام.

4-3-2 مرحلة التعرف وتقدير النماذج الممكنة:

4-3-2-1 مرحلة التعرف:

يتم في هذه المرحلة التعرف على النماذج الممكنة من خلال دراسة دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئية للسلسلة RPB وذلك لتحديد كل من p, d, q كما يلي:

- بالنسبة للدرجة d فهي تحدد تكامل السلسلة RPB أي عدد الفروقات اللازمة لجعل السلسلة مستقرة، وقد اتضح من خلال الاختبارات السابقة و $correlogram$ الذي لا يبرز بعد التأخر $T/4 = 96/4 = 24$ أعمدة $Pics$ خارج مجال الثقة، خلو السلسلة من مركبة الاتجاه العام وعليه $d = 0$ ، فضلا عن خلوها من المركبة الموسمية وبالتالي فالنموذج المناسب يكون من نوع $ARMA(p, q)$.

- بالنسبة للدرجة p فتمثل درجة الانحدار الذاتي والتي تحدد من تمثيل دالة الارتباط الذاتي الجزئية في $correlogram$ ⁽¹⁾ ويتضح أن الارتباطات الذاتية الجزئية 1، 2، 4، 7 معنويا تختلف عن الصفر وعليه فإن p تأخذ أحد هذه القيم أو القيمة 0.

- بالنسبة للدرجة q فتمثل درجة المتوسطات المتحركة والتي تحدد من تمثيل دالة الارتباط الذاتي في $correlogram$ حيث نجد الارتباطات الذاتية 1، 2، 3، 7 معنويا تختلف عن الصفر كونها تقابل أعمدة بارزة خارجة عن مجال الثقة وعليه فإن q تأخذ أحد هذه القيم أو القيمة 0.

من خلال التوليف بين الدرجات السابقة يتم الحصول على عدة نماذج منها:

$AR(1)$ ، $AR(2)$ ، $AR(4)$ ، $AR(7)$ ، $MA(1)$ ، $MA(2)$ ، $MA(3)$ ، $MA(7)$ ، $ARMA(1,1)$ ، $ARMA(1,2)$ ، $ARMA(1,3)$ ، $ARMA(1,7)$ ، $ARMA(2,1)$ ، $ARMA(2,2)$ ، $ARMA(2,3)$ ، $ARMA(2,7)$ ، $ARMA(4,3)$ ، $ARMA(7,7)$ مع ثابت وبدونه.

4-3-2-2 مرحلة تقدير النماذج الممكنة:

بعدما تم التعرف على النماذج الممكنة يتم تقدير معالمها والتي نحصل عليها مباشرة باعتماد برمجية «EViews 4.0»⁽²⁾ وبالنسبة للنماذج التي تكون احتمالاتها أكبر من 0,05 أي لا تحقق $|T_c| \geq 1,96$ عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ فمعالمها غير معنوية حسب اختبار ستودنت فيتم التخلص منها.

4-3-3-3 مرحلة اختبار صلاحية النموذج:

تهدف هذه المرحلة إلى التحقق من مدى توافق النماذج الممكنة $ARMA(p, q)$ مع المعطيات المتوفرة، وتقوم على اختبار صلاحية أفضل نموذج بين النماذج المقترحة ذات المعالم المعنوية مرورا بالخطوات التالية:

(1) انظر الملحق (27)

(2) انظر جداول الملحق (28).

4-3-3-1 مقارنة النماذج:

- يتم اختيار أفضل نموذج بين النماذج المقدره ذات المعالم المعنوية والذي يحقق الشروط المشار إليها في المبحث السابق. وباستخراج قيم معايير المقارنة من جداول التقديرات المتحصل عليها من برمجية «EViews 4.0» نحصل على الجدول (29-4) والذي يتضح منه أن النموذج $C AR(2) AR(7) MA(1) MA(2) MA(3)$ يحقق أصغر قيمة لمعيارى AIC و SC من غيره، فضلا عن تحقيق أصغر قيمة لمعيار SSR وقيمة معيار DW قريبة من 2.

وعليه فالنموذج الملائم الذي يتم إخضاعه لاختبار الصلاحية هو نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة (7, 3) ARMA مع ثابت وصيغته المقدره:

$$RPB_t = 27.0811 - 0.3667RPB_{t-2} - 0.2951RPB_{t-7} + 0.2155\varepsilon_{t-1} + 0.8431\varepsilon_{t-2} + 0.3269\varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t$$

(1.014465) (0.115589) (0.089332) (0.104227) (0.070409) (0.101012)

جدول (29-4): قيم معايير النماذج المقدره ذات المعالم المعنوية للسلسلة RPB

DW	SSR	SC	AIC	النماذج
2.1147	4790.866	6.9871	6.8775	C AR (1) AR (2) AR (4)
2.0373	5106.970	6.9779	6.8967	C AR (1) AR (2)
2.1019	5358.663	6.9663	6.9125	C AR (1)
1.9962	4764.000	7.0198	6.9079	AR (1) AR (4) AR (7) MA (1)
2.0633	4868.703	6.9911	6.9072	C AR (1) AR (7)
1.3734	5326.127	7.0304	6.9745	C AR (7)
1.9842	4894.457	7.0195	6.8851	AR (1) MA (1) MA (2) MA (3) MA (7)
1.8343	5063.568	7.0055	6.8980	AR (1) MA (1) MA (2) MA (3)
1.5147	5632.352	7.0161	6.9623	AR (1) MA (1)
1.6975	5188.315	6.9227	6.8693	* C MA (2)
1.5143	5511.516	6.9832	6.9297	C MA (3)
2.1091	4890.604	6.9228	6.8422	* C AR (1) MA (7)
1.9178	5505.645	6.9821	6.9287	C MA (1)
1.9768	3680.593	6.8626	6.6949	* C AR (2) AR (7) MA (1) MA (2) MA (3)
1.9880	4114.476	6.9068	6.7445	C AR (2) MA (1) MA (2) MA (3) MA (7)
2.1601	4046.258	6.9069	6.7671	* C AR (7) MA (1) MA (2) MA (3)

المصدر: من إعدادنا باعتماد مخرجات برمجية «EViews 4.0» في جداول الملحق (28).

4-3-3-2 اختبار البواقي لأفضل نموذج:

من خلال correlogram للبواقي⁽¹⁾ نجد تمثيل كل معاملات دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئية داخل مجال الثقة أي أنها معنوية معدومة وكل الاحتمالات أكبر من 0,05، وعليه يمكن الحكم مبدئياً بأن البواقي ε_t تمثل صدمة عشوائية، ويتم التأكد من ذلك ومن اتباع البواقي للتوزيع الطبيعي من خلال الاختبارات التالية:

أ- اختبار Box-Pierce:

يتم في البداية تحديد عدد التأخرات من خلال $h = \text{Min}\left(\frac{96}{2}; 3\sqrt{96}\right) = (48; 29,39) \approx 29$

وبالمقابل من correlogram للبواقي نستخرج إحصاءة الاختبار المقابلة للتأخر 29 وقيمتها $Q_{29} = 16,648$ ، ومن جدول توزيع chi-deux عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ ودرجة حرية $h-p-q = 19$ نجد $\chi^2_{0,95}(19) = 30,144$ وعليه $Q_{19}(\chi^2_{0,95}(19))$ أي قبول فرضية العدم لمعاملات الارتباط الذاتي معنوية معدومة وبالتالي فالبواقي ε_t تمثل صدمة عشوائية.

ب- اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي:

من خلال التمثيل البياني للبواقي⁽²⁾ نستخرج القيم التالية:

$$Jarque - Bera = S = 14,6988 \quad , \quad Kurtosis = \beta_2 = 4,9651 \quad , \quad Skewness = \beta_1^{1/2} = 0,1597$$

ثم حساب الإحصاءات:

$$V_1 = \frac{|\beta_1^{1/2} - 0|}{\sqrt{\frac{6}{96}}} = 0,638$$

$$V_2 = \frac{|\beta_2 - 3|}{\sqrt{\frac{24}{96}}} = 3,930$$

بما أن $V_2 > 1,96$ وحتى إحصاءة Jarque-Bera أكبر من القيمة المجدولة لتوزيع chi-deux عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ ودرجة حرية 2 حيث $\chi^2_{0,95}(2) = 5,991$ ، وعليه فالبواقي ε_t تمثل صدمة عشوائية ولا تتبع قانون التوزيع الطبيعي.

(1) انظر الملحق (29).

(2) انظر الملحق (30).

4-3-4 مرحلة التنبؤ بالمبيعات وقياس دقة التنبؤ:

إن هدف تطبيق طريقة بوكس-جنكيز هو الوصول لآخر مرحلة وهي مرحلة التنبؤ بالمتغير محل الدراسة، وللتأكد من دقة نتائجها يتم إخضاع القيم التي تم تحققها لاختبار ثيل.

4-3-4-1 مرحلة التنبؤ بالمبيعات:

أ- التنبؤ النقطي للمبيعات:

بعدما تم التأكد من صلاحية النموذج الأكثر ملاءمة للسلسلة ننقل للتنبؤ بكمية مبيعات منتج زجاج الواجهات الأمامية للسيارات للسنة أشهر الأولى من سنة 2006م وذلك اعتمادا على الصيغة المقدرة للنموذج $ARMA(7,3)$ مع ثابت وهي:

$$RPB_{t+h} = 27.0811 - 0.3667RPB_{t+h-2} - 0.2951RPB_{t+h-7} + 0.2155\varepsilon_{t+h-1} + 0.843\varepsilon_{t+h-2} + 0.3269\varepsilon_{t+h-3} + \varepsilon_{t+h}$$

وبالاستعانة ببرمجية «EViews 4.0» نحصل على النتائج الممثلة في الجدول (4-30). وقد تم التخلص من الفواصل كون هذا المنتج يقاس بالوحدات.

جدول (4-30): نتائج التنبؤ للسلسلة PB لسنة 2006م

الوحدة: بالوحدة

$\hat{P}B_{t+h} = R\hat{P}B_{t+h}^2$	$R\hat{P}B_{t+h}$	الأشهر
940	30.661229	جانفي
937	30.618270	فيفري
936	30.596925	مارس
727	26.956387	أفريل
740	27.197956	ماي
745	27.288673	جوان
637	25.242500	جويلية
673	25.948450	أوت
714	26.711617	سبتمبر
700	26.458990	أكتوبر
743	27.253496	نوفمبر
744	27.274860	ديسمبر

المصدر: مخرجات برمجية «EViews 4.0»

ب- التنبؤ بمجال للمبيعات:

لقياس مدى عدم التأكد حول التنبؤ بنقطة يمكن إيجاد الخطأ المعياري لخطأ التنبؤ ثم إنشاء فترات التنبؤ ويتم ذلك باعتماد المعادلة (2-50) ومخرجات برمجية «EViews 4.0» لبواقى النموذج الأمثل. لدينا:

$$V(\hat{\epsilon}_{t+h}) = \sigma^2_{\epsilon} = \sigma^2_{\epsilon} \left(\sum_{j=0}^{h-1} \Psi_j^2 \right)$$

وعند مستوى الثقة 95 % مجال التنبؤ يعطى وفق العلاقة:

$$R\hat{P}B_{t+h} \pm 1,96 \times \sigma_{\epsilon}$$

ويتم الحصول على قيمة الخطأ المعياري لخطأ التنبؤ σ_{ϵ} من خلال قيم الأخطاء الموضحة في الملحق (31) وباعتماد Excel:

$$\sigma_{\epsilon} = 6,431$$

ومنه مجال التنبؤ بمبيعات السلسلة RPB يعطى وفق العلاقة:

$$R\hat{P}B_{t+h} \pm 1,96 \times 6,431$$

أي:

$$R\hat{P}B_{t+h} \pm 12,604$$

وللحصول على مجال التنبؤ للسلسلة الأصلية PB يربع طرفي مجال التنبؤ للسلسلة المحولة RPB والجدول (4-31) يلخص الحد الأدنى والحد الأقصى لكل نقطة تنبؤ للسلسلة المحولة والأصلية. ويمكن الحصول مباشرة على التمثيل البياني للقيم المتنبأ بها ومجال التنبؤ والبواقى من خلال مخرجات برمجية «EViews 4.0» وهي موضحة في الملحق (32).

جدول (4-31): مجالات الثقة للقيم المتنبأ بها للسلسلة RPB و PB

الوحدة: بالوحدة

$\hat{P}B$			$R\hat{P}B$			الأشهر
الحد الأقصى	الحد الأدنى	التنبؤ	الحد الأقصى	الحد الأدنى	التنبؤ	
1872	326	940	43,2652	18,0572	30,661229	2006-01
1868	325	937	43,2223	18,0143	30,61827	2006-02
1866	324	936	43,2009	17,9929	30,596925	2006-03
1565	206	772	39,5604	14,3524	26,956387	2006-04
1584	213	407	39,8020	14,5940	27,197956	2006-05
1591	216	574	39,8927	14,6847	27,288673	2006-06
1432	160	637	37,8465	12,6385	25,2425	2006-07
1486	178	673	38,5525	13,3445	25,94845	2006-08
1546	199	714	39,3156	14,1076	26,711617	2006-09
1526	192	700	39,0630	13,8550	26,45899	2006-10
1589	215	743	39,8575	14,6495	27,253496	2006-11
1590	215	744	39,8789	14,6709	27,27486	2006-12

المصدر: من إعدادنا باعتماد مجال التنبؤ وقيم الجدول (4-30) والتطبيق في Excel.

والملاحظ أن مجال التنبؤ واسع ويمكن تضيقه بحذف القيم المتطرفة للأخطاء، بالإضافة إلى وجود تنبؤات شديدة على مستوى حجم المبيعات الشهرية للمنتج، أي أن تباين السلسلة الزمنية الأصلية متغير عبر الزمن، وطريقة بوكس جنكيز لا تكون دقيقة المعالجة في هذه الحالة وهو ما يعاب عليها.

4-3-4-2 قياس دقة التنبؤ:

لما تمكنا من الحصول على القيم الفعلية لكمية مبيعات IC للأربعة أشهر الأولى من سنة 2006 فإنه فيما يلي يتم قياس دقة التنبؤ الذي قمنا به من خلال معيار ثيل:

جدول (4-32): قيم النتائج الوسيطة لحساب معامل ثيل للقيم PB المحققة

الأشهر	$\hat{B} P_{i+h}$	BP_{i+h}	$BP_i - \hat{B} P_i$	$(BP_i - \hat{B} P_i)^2$	BP_i^2	$\hat{B} P_i^2$
2006:01	940	446	-494	244036	198916	883600
2006:02	937	684	-253	64009	467856	877969
2006:03	936	786	-150	22500	617796	876096
2006:04	727	699	-28	784	488601	528529
المجموع				331329	1773169	3166194
Σ				82832,250	443292,3	791548,5
$\sqrt{\Sigma}$				287,806	665,802	889,690

المصدر: من إعدادنا باعتماد Excel.

من خلال النتائج المتحصل عليها في الجدول (4-32) فإن قيمة معامل ثيل هي:

$$U = \frac{287,806}{665,802 + 889,690} = 0,185$$

وبما أن $U < 1$ فإنه حسب القاعدة عملية التنبؤ ناجحة، وهذا ما يمكن ملاحظته في الجدول (4-33) والذي يوضح القيم المتنبأ بها باعتماد النموذج والقيم المحققة وكذا القيم المتنبأ بها من طرف الشركة.

جدول (4-33): القيم المتنبأ بها والمحققة للسلسلة PB

الوحدة: بالوحدة

الأشهر	القيم المتنبأ	القيم المحققة	القيم التي تنبأتها الشركة
2006:01	940	446	1250
2006:02	937	684	1280
2006:03	936	786	1280
2006:04	727	699	1290

المصدر: من إعدادنا باعتماد جداول الملحق (16).

حيث نجد أن القيم المتحصل عليها باعتماد طريقة بوكس-جنكيز هي الأقرب من القيم المتنبأ بها من طرف الشركة للقيم الحقيقية. كما أن التمثيل البياني للقيم الحالية والمتوقعة في الملحق (32) يوضح أن

التنبؤ باعتماد طريقة بوكس-جنكيز يمكن من اقتفاء أثر السلسلة الأصلية وتتبع نقاط انعطافها إلى حد كبير.

لقد تمت الدراسة التطبيقية لطريقة بوكس-جنكيز مرورا بالمراحل الأربعة للحصول على كمية المبيعات المتنبأ تحقيقها خلال سنة 2006م لثلاثة أهم منتجات الشركة الإفريقية للزجاج، وذلك اعتمادا على معطيات شهرية لمدة 8سنوات تمتد من 1998م إلى 2005م. ولما كانت "طريقة بوكس-جنكيز في التنبؤ هي فن يعتمد على الممارسة أكثر منها علم يعتمد على قواعد ثابتة"⁽¹⁾ فقد تم التطبيق بمحاكاة العديد من التطبيقات.⁽²⁾

لقد وجد أن السلاسل الزمنية الثلاث تشهد تذبذب شديد في قيمها لذلك تم تحويلها وفق الجذر التربيعي لتثبيت التباين ومن ثم تحديد أفضل نموذج لوصف السلسلة والتنبؤ من خلاله، فبالنسبة لسلسلة منتج سليكات الصودا كان أفضل نموذج $ARMA(1,1)$ مع ثابت، وبمقارنة نتائج التنبؤ للأربعة أشهر الأولى من سنة 2006م مع القيم المحققة وجدت قيمة معيار ثيل تساوي 0,282، في حين كانت قيمته بالنسبة لسلسلة منتج الزجاج المطبوع الشفاف والتي وصفت بالنموذج $ARMA(1,5)$ مع ثابت هي 0,086 أما سلسلة منتج زجاج الواجهات الأمامية للسيارات فقد حدد النموذج الأكثر ملاءمة لها $ARMA(7,3)$ مع ثابت، وكانت قيمة معيار ثيل 0,185، وعلى هذا الأساس تعد عملية التنبؤ بمبيعات المنتجات الثلاثة ناجحة إلا أن الأكثرها نجاحا كانت بالنسبة لمنتج الزجاج المطبوع الشفاف.

وتجدر الإشارة إلى أن شركة ENAD وهنكل حسب الاتفاقية تأخذ مبيعات بحجم 1000طن سنويا موزعة على أشهر السنة بكميات تتوقف على مستوى نشاطها، وهذا ما جعل القيم المحققة من سليكات الصودا بالنسبة للأشهر الأولى من سنة 2006م منخفضة، أما بالنسبة لمنتج زجاج الواجهات الأمامية للسيارات فإنه يباع حسب الطلبات لذا نجد تصاعد ونزول عشوائي في كميات المبيعات.

(1) أنظر عبد القادر محمد عبد القادر عطية، المرجع [15]، ص736.

(2) أنظر عبد القادر محمد عبد القادر عطية، المرجع [15]، ص729-736.

أنظر Sandrine Lardic et Valérie Mignon المرجع [62]، ص53-58/ص186-194،

أنظر Régis Bourbonnais et Michel Terraza، المرجع [56]، ص160-163/ص235-244،

أنظر Régis Bourbonnais، المرجع [57]، ص250-256،

أنظر Arthur Charpentier، المرجع [66]، ص114-177.

الختامة

نظرا لما آلت إليه الأوضاع في الأسواق المعاصرة وما تتصف به من تغيرات مستمرة وفجائية أصبح من الضروري على المنظمات تبني منهجية تعتمد على التخطيط العلمي الواعي كاسلوب تستطيع من خلاله وبواسطته التعامل مع بيئتها.

بما أن التنبؤ أحد أهم الأدوات العلمية لتفعيل التسيير، من حيث كونه المدخل الأساسي للتخطيط الذي هو أساس نجاح أي وظيفة أخرى، بترشيده للقرارات المتخذة من خلال تحديد صورة تقريبية للمستقبل والاستعداد له، فقد تم تخصيص المذكرة لمعالجة هذه الأداة العلمية، لكن ولتعدد المتغيرات الواجب التنبؤ بها، وكون السيولة هي المحرك الأساسي للمنظمات إلى جانب الإطارات، ومصدرها في منظمات الأعمال هي المبيعات، وهذه الأخيرة هي المحدد الأساسي لكمية السلع والخدمات الواجب إنتاجها أو تقديمها للمستهلك، والتي تؤثر في تحديد المشتريات والتوظيف... إلخ، فقد تم اختيار متغير المبيعات للتنبؤ به وذلك باستخدام أحد أهم الطرق الكمية الاستقرائية التي تقوم بمعالجة السلاسل الزمنية المعقدة، كما لا تشترط توفر القانون الأساسي الذي تتولد وفقه قيم السلسلة، وتمكن من التنبؤ بالمبيعات في المستقبل فقط باستخدام بيانات الماضي عن المبيعات دون الحاجة للبحث عن بيانات سلاسل زمنية أخرى مثل الأسعار ودخول المستهلكين... إلخ. كما تسمح هذه الطريقة باستخدام العديد من السلاسل الزمنية، إذا توافرت بيانات عنها، لشرح وتفسير سلوك سلسلة زمنية أخرى. وقد تم تطبيق طريقة بوكس-جنكز ذات المزايا المتعددة على ثلاثة سلاسل زمنية لكمية المبيعات الشهرية لأهم منتجات الشركة والتي تم تصنيفها وفق طريقة ABC.

بالنسبة للشركة الإفريقية للزجاج فهي تعيش حالة ركود وعزلة على مختلف المستويات حيث لازالت في تسييرها تتبع المنهج التقليدي القائم على القرارات المركزية ونقص الاهتمام بالموارد البشري، وبالنسبة للوظيفة التسويقية التي أصبح وجودها لا غنى عنه في منظمات الأعمال فإنها مجرد مصلحة تتولى عملية البيع حيث لا يوجد مجهود ملموس لاستقطاب زبائن جدد، بل تقتصر الشركة على عدد من الزبائن، إلا أنه مع انفتاح الأسواق واتساع حركة الاستيراد وحدة المنافسة من حيث النوع والسعر وخدمات ما بعد البيع والتطور التكنولوجي أصبحت الشركة مهددة بفقدانهم. ويعد أحد الأسباب الرئيسية لوضعية الشركة هو نقص استعمال الأساليب العلمية، فعلى مستوى التنبؤ بالمبيعات يتم الاكتفاء بخبرة المسؤولين واستقصاء آراء العملاء. وعليه فتعد هذه الدراسة منطلق لاستخدام العلم لتفعيل الفن من خلال عرض وتطبيق لأحد أهم طرق التنبؤ على

المدى القصير، وهي طريقة بوكس-جنكنز والتي تطلبت معالجة السلاسل الزمنية والمتمثلة في كمية المبيعات الشهرية لثلاثة منتجات، كل سلسلة تتضمن 96 مشاهدة تقابل 8 سنوات ممتدة من سنة 1998م إلى سنة 2005م للتنبؤ بقيم مبيعات كل منتج خلال سنة 2006م. وتمت عملية المعالجة بإخضاع السلاسل لاختبارات إحصائية للتحقق من استقراريتها، أين وجد أن تباينها مرتبط بالزمن في حين خلوها من الاتجاه العام والموسمية، وهذا ما أثر على نتائج التنبؤ من حيث أن هذه الطريقة تنتقد في عدم فعاليتها في معالجة السلاسل الزمنية التي تعرف تذبذبات شديدة، كما أن وجود الخصائص الجوهرية يوجه النتائج عند إعادتها للسلسلة، وبالنسبة للمنظمات الحديثة لا يمكن تطبيقها كونها تتطلب توفر 50 مشاهدة كحد أدنى.

لحل مشكل التذبذبات الشديدة اقترح Engle سنة 1982م نماذج جديدة تدعى نماذج ARCH والتي يمكنها معالجة السلسلة الزمنية ذات التباين المرتبط بالزمن أي وجود تغير في طبيعة القانون الذي تسلكه السلسلة من فترة إلى أخرى، كما اقترح كريستوف سيمس نماذج AR الشعاعية أي VAR والتي تسمح بتفسير المتغير التابع في كل معادلة بواسطة السلوك الماضي لذلك المتغير والسلوك الماضي للمتغيرات المستقلة الأخرى، وبالتالي المزج بين نماذج الانحدار الذاتي ونماذج الانحدار الذاتي المتعدد فضلا عن طرق علمية متعددة للتسيير منها: السيناريوهات ونموذج الذكاء الاصطناعي...إلخ.

إن دراسة طريقة بوكس-جنكنز وتطبيقها في الشركة الإفريقية للزجاج مكنتنا من استنتاج جملة من النتائج ومنها يمكن إدراج جملة من التوصيات.

أ- النتائج:

- إن تحسين القرارات المتخذة يستدعي استخدام أساليب وطرق مبنية على أسس علمية،
- طريقة بوكس-جنكنز هي منهج متكامل، تسمح بمعالجة السلاسل الزمنية المعقدة وتمكن من اختيار النموذج الأكثر ملاءمة لوصف السلسلة دونما أن تشترط وجوده مسبقا، وتتم عملية الاختيار من بين مجموعة جد واسعة من نماذج ARIMA مرورا بالمراحل الأربعة من تعرف على النماذج الممكنة لوصف السلسلة ثم تقدير معالمها والاختيار من بينها النموذج الأكثر ملاءمة ليخضع لفحوصات التشخيص ومن ثم التنبؤ من خلاله،
- لا يمكن تطبيق الطريقة إلا على سلسلة مستقرة وإن لم تكن كذلك فيتوجب إجراء التحويلات اللازمة من تثبيت للتباين وإزالة الاتجاه العام والموسمية، إلا أنه لا بد من إعادة هذه الخصائص الجوهرية للسلسلة بعد إجراء التنبؤات لاستخلاص القيم النهائية،

- من خلال معيار ثيل تم التأكد من مدى دقة النتائج التي تقدمها هذه الطريقة،
- أيا كانت الأساليب والتقنيات المستخدمة في عملية التنبؤ فلا بد أن تقتزن بخبرة الباحث الشخصية وحكمته وتقديره على الأقل عند تفسير النتائج، وبالنسبة لطريقة بوكس-جنكنز في تحديد الفروق اللازمة للإستقرارية والتعرف على النموذج الملائم من بين مجموعة كبيرة من النماذج الممكنة،

- إن طريقة بوكس-جنكنز هي فن يعتمد على الممارسة أكثر منها علم يعتمد على قواعد ثابتة،
- نتائج التنبؤ تكون أكثر دقة وفق طريقة بوكس-جنكنز مع توفر مشاهدات أكثر وثبات التباين.

ب- التوصيات:

- ضرورة استعمال الطرق العلمية في التسيير خاصة تلك التي تمكن من تقليص تكاليف الإنتاج التخزين... الخ،

- إستخدام طريقة بوكس-جنكنز يتطلب التكوين أو الاستعانة بكفاءات متخصصة،
- عملية التنبؤ ضرورة ملحة لعقلنة القرارات المتخذة من خلال التخطيط لمستقبل أفضل،
- من الضروري مراعاة عدة معايير عند اختيار طريقة التنبؤ كون بعض المنظمات لا يمكنها تطبيق الطرق الأكثر دقة لتكاليفها المرتفعة أو لعدم ملاءمتها لطبيعة المعطيات... الخ،
- إن الشركة الإفريقية للزجاج تتمتع بالعديد من الخصائص التي إذا تم عقلنة استخدامها أهلها للبقاء في السوق والمنافسة محليا والتوجه للسوق الدولية، إلا أن هذا يستدعي استعمال العلم والفن في التسيير والاحتكاك بالسوق ومسايرة تغيراته من خلال استخدام التكنولوجيات المتطورة،
- إن منظمات الأعمال تسعى للبقاء والاستمرار في مجال نشاطها وهذا يستدعي عدم الخلط بين الوسيلة والغاية حيث أن طرق التنبؤ عامة وطريقة بوكس-جنكنز خاصة هي وسيلة تمكن من ترشيد القرارات من خلال محاولة تصور سيرورة الظاهرة محل الدراسة مستقبلا بناء على مجموعة من الخطوات والإجراءات العلمية المقبولة والمعترف عليها، وهي ليست اكتشاف للمستقبل، واستخدام أي طريقة علمية لا ينتج أي تغيير أو تحسن في وضعية المنظمة إلا إذا وظفت النتائج المتحصل عليها.

من خلال الدراسة التي قمنا بها وجدنا أن إفرازات الألفية الثالثة المتعلقة بأفكار عولمة النشاطات التسويقية، إدارة الجودة الشاملة والمقاييس المعيارية وكل ما ولد تعقد في التغيرات الداخلية والخارجية المؤثرة في نشاطات المنظمة، أدت إلى انبثاق ثورة المعلومات والتقنيات المرتبطة بها مثل الأنترنت والحواسيب والبرمجيات الجاهزة والتي سمحت بتسيير معالجة

- المتغيرات والمؤشرات الكمية وفق الطرق العلمية التي كانت معقدة ومكلفة سابقا. وهذا ما جعلنا نقف من جديد على عدة تساؤلات يمكن اعتمادها كمنطلق لدراسات أخرى من بينها ما يلي:
- هل ستتمكن المنظمات الجزائرية من إدراك أن التسيير علم وفن؟ وهل ستثبت مكانها في السوق المحلية لتجد لها مكانا في السوق العالمية؟.
 - كيف يمكن الاستفادة من المفاهيم الجديدة من إدارة الجودة الشاملة، تكميم الأهداف وإدارة الأداء... الخ لتحسين التسيير في المنظمات؟.

قائمة المراجع

المراجع باللغة العربية:

الكتب:

- 1- د. أحمد سيد مصطفى، "إدارة الإنتاج والعمليات في الصناعة والخدمات"، (دون مكان النشر) 1999م الطبعة الرابعة.
- 2- د. أحمد شاكر العسكري، "إدارة المبيعات، مدخل كمي وسلوكي وإداري"، دار زهران، عمان 2000م.
- 3- د. المهدي الطاهر غنية، " مبادئ إدارة الأعمال - المفاهيم والأسس والوظائف"، الجامعة المفتوحة طرابلس 2003 م.
- 4- د. السعدي رجال، "بحوث العمليات- البرمجة الخطية-"، دار رجزو، قسنطينة 2004م، الطبعة الأولى.
- 5- أ.د. أموري هادي كاظم الحساوي، "طرق القياس الاقتصادي"، دار وائل للنشر، عمان 2002م.
- 6- د. أمين عبد العزيز حسن، "إستراتيجيات التسويق في القرن الحادي والعشرين"، دار قباء القاهرة 2001 م.
- 7- د. بشير عباس الملاق ود. قحطان بدر المبدلي، " إدارة التسويق"، دار زهران، عمان 1999م.
- 8- تومي صالح، " مدخل لنظرية القياس الإقتصادي - الجزء الثاني-"، ديوان المطبوعات الجامعية الجزائر 1999 م.
- 9- د. سعد حسين فتح الله، "مبادئ علم الإحصاء والطرق الإحصائية"، الأكاديمية للنشر، الأردن 1999م.
- 10- د. سونيا محمد البكري، "إدارة الإنتاج والعمليات -مدخل النظم-"، الدار الجامعية، الإسكندرية 1999م.
- 11- د. صبحي العتيبي، "إدارة وتنمية الأنشطة والقوى البيعية في المنظمات المعاصرة"، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان 2005 م.
- 12- د. طلعت أسعد عبد الحميد، "التسويق الفعال - الأساسيات والتطبيق-"، مكتبة الشفري مصر 1999م، الطبعة التاسعة.
- 13- د. عبد العزيز شرابي، " تقنيات التنبؤ"، مطبوعات جامعة منتوري، قسنطينة 2001 م.
- 14- د. عبد القادر محمد عبد القادر عطية، "الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق"، الدار الجامعية الإسكندرية 1998م، الطبعة الثانية.

- 15- أ.د. عبد القادر محمد عبد القادر عطية، "الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق" الدار الجامعية، الإسكندرية 2005م.
- 16- د. عصام عزيز شريف، "مقدمة في القياس الاقتصادي"، دار الطليعة، بيروت 1983م، الطبعة الثالثة.
- 17- علي ربابعة وفتحي دياب، "إدارة المبيعات"، دار صفاء للنشر والتوزيع، عمان 1997م.
- 18- د. علي شريف و د. أحمد ماهر، "اقتصاديات الإدارة - منهج القرارات -"، الدار الجامعية، الإسكندرية 1987 م.
- 19- د. علي عبد الرضا الجياشي، " إدارة المبيعات "، دار وائل للنشر، عمان 2003 م.
- 20- فرкос محمد، "الموازنات التقديرية أداة فعالة للتسيير"، ديوان المطبوعات الجامعية الجزائر 1995م.
- 21- أ.د. كمال سلطان محمد سالم، " الإحصاء الاحتمالي"، الدار الجامعية، الإسكندرية 2004 م.
- 22- لنكون تشاو، ترجمة د. عبد المرضي حامد عزام، " الإحصاء في الإدارة "، دار المريخ، الرياض 1996 م.
- 23- د. مؤيد عبد الحسين الفضل و د. علي عبد الرضا الجياشي، " الأساليب الكمية في التسويق"، دار وائل للنشر، عمان 2004 م.
- 24- محمد بونوار خزار، " مبادئ الإحصاء "، منشورات جامعة باتنة 1996 م.
- 25- د. محمد توفيق ماضي، " إدارة الإنتاج و العمليات"، الدار الجامعية، الإسكندرية (دون سنة نشر).
- 26- د. محمد توفيق ماضي، " تخطيط و مراقبة الإنتاج- مدخل اتخاذ القرارات -"، المكتب العربي الحديث الإسكندرية 1992 م.
- 27- أ.د. محمد صبحي أبو صالح، " الطرق الإحصائية "، دار اليازوري العلمية، عمان 2000 م.
- 28- د. محمد عبيدات و آخرون، "إدارة المبيعات والبيع الشخصي"، دار وائل للنشر، عمان 1999 م.
- 29- مولود حشمان، " نماذج وتقنيات التنبؤ القصير المدى"، ديوان المطبوعات الجامعية الجزائر 1998م.
- 30- د. ناجي معلا، "الأصول العلمية في إدارة المبيعات"، مطابع الفنار، عمان 2000م.
- 31- د. نبيل محمد المرسي، "التحليل الكمي في مجال الأعمال - أساسيات علم الإدارة التطبيقي -"، دار الجامعة الجديدة، الإسكندرية 2004م.
- 32- د. نبيل محمد غنيم و آخرون، " مقدمة في الإحصاء الوصفي والتطبيقي"، مكتبة الأنجلو المصرية القاهرة 2001 م.

33- دنعمة الله نجيب إبراهيم، "مقدمة في مبادئ الاقتصاد القياسي"، مؤسسة شباب الجامعة الإسكندرية 2002 م.

34- والتر فاندل، تعريب: د. عبد المرضي حامد عزام، "السلاسل الزمنية من الوجة التطبيقية ونماذج بوكس-جنكنز"، دار المريخ، المملكة العربية السعودية 1992م.

الرسائل:

35- بختي إبراهيم، "التنظيم المعلوماتي للمبيعات ونمذجتها، حالة الشركة الوطنية للغازات الصناعية وحدة ورقلة" رسالة ماجستير، جامعة الجزائر، معهد العلوم الاقتصادية 1994م.

36- عطوي سميرة، "تحسين التوقع بالطلب على المنتجات الصيدلانية، دراسة تطبيقية لمؤسسة أنكوفارم" رسالة ماجستير، جامعة قسنطينة، معهد العلوم الاقتصادية 1998م.

المراجع باللغات الأجنبية:

37- Adam Pawlowski, "Series Temporelles En Linguistique", édition Champion, Paris 1998.

38- Alain Courtois et autres, "Gestion de Production ", 3^{ème} édition, Édition D'Organisation , Paris 2002.

39- Antonio Fiordaliso, "Système Flous et Prévision de Séries Temporelles", Hermes Science Publication, Paris 1999.

40- Armand Dayan, "Manuel de Gestion", Volume 2, Ellipses édition Marketing S.A, Parie, 1999.

41- Bernard Goldfarb et Catherine Pardoux , "Introduction à la méthode statistique Gestion-Economie", 3^{ème} édition, dunod, paris 2000.

42- C.W.J. Granger and Paul Newbold, "Forecasting Économic Time Series", Second edition, Academic Press, Inc 1986.

43- Damodar N.Gujarati, "Basic Econometrics", Third edition, Mc Graw-Hill, Inc, America 1995.

44- E. Quinet, "Séries Temporelles et Décisions Économiques", Dunod, Paris 1969.

45- Edmond Malinvaud, "Méthodes Statistiques de L'Économétrie", 2^{ème} édition, Dunod, Paris 1969.

- 46- **Éric Dor, "Économétrie", Pearson éducation, France 2004.**
- 47- **George E.P. Box and Gwilym M.Jenkins, "Time Series Analysis Forecasting and Control", Holden Day 1971.**
- 48- **Georges Bresson et Alain Pirotte, " Économétrie des Séries Temporelles- Théorie et Applications", Presses Universitaires de France, paris 1995.**
- 49- **Guy Melard, " Méthodes de Prévision à Court Terme ", Ed de L'Université de Bruxelles, Belgique 1990.**
- 50- **Jean Jacques Dreesbeke et autres, "Séries Chronologiques – Théorie et Pratique des Modèles ARIMA", Économica, Paris 1989.**
- 51- **Jean-Claude Usunier et Régis Bourbonnais, "Pratique de la Prévision à Court terme", Bordas, Paris 1982.**
- 52- **Jean-Pierre Florens et autres, "Économétrie –Modélisation et Inférence", Armand Colin, Paris2004.**
- 53- **Lynwood .A Johnson. and Douglas C.Montgomery, "Operations Research in Production Planning scheduling and Inventory Control", John wiley & Sons, Inc America, Canada 1974.**
- 54- **Marc David et Jean-Claude Michaud, "La Prévision : Approche Empirique d'une Méthode Statistique", Inra et Masson, Paris 1989.**
- 55- **Régis Bourbonnais et Jean-Claude Usunier, "Pratique de La Prévision des ventes- Conception de Systèmes-", Économica, Paris 1992.**
- 56- **Régis Bourbonnais et Michel Terraza, "Analyse des Séries Temporelles en Économie", Presse Universitaires de France, Paris1998.**
- 57- **Régis Bourbonnais, "Économétrie", 5^{ème} édition, Dunod, Paris 2004.**
- 58- **René Giraud et Nicole Chaix, "Économétrie", Presses Universitaires de France, paris 1989.**
- 59- **Roger C. Pfaffenberger and James H.Patterson, "Statistical Methods for Business and Economics", Richard B. Irwin, Inc Illinois, 1977.**
- 60- **Rudolph Lewandowski, " La Prévision à Court Terme ", Paris 1979.**
- 61- **S. Makridakis et S-C.Wheelwright,"Méthodes de Prévision pour La Gestion", Les éditions d'Organisation, Paris1983.**

- 62- Sandrine Lardic et Valérie Mignon, "Économétrie des Séries Temporelles Macroéconomiques et Financières", Économica, Paris 2002.
- 63- Warren Gilchrist, "Statistical Forecasting", John Wiley & Sons, LTD 1976.
- 64- William G.Sullivan and W.Wayne Claycombe, "Fundamentals of Forecasting", Reston Publishing Company, Inc, America 1977.
- 65- Yves Simon, Joffre Patrick, "Encyclopédie de Gestion", 2^{ème} édition, Paris 1997.

مواقع الأنترنت:

- 66- Arthur Charpentier,
<http://www.crest.fr/pageperso/lfa/charpent/charpent.htm>,
"Cours de Séries Temporelles Théorie et Applications", Volume 1.
- 67- <http://www.intesoft.com/produits/prods/econ.html>.
- 68- <http://www.logilabo.com/prods/evIEWS.html>.

قائمة الأعمال والمداول

1- قائمة الأعمال

الرقم	العنوان	الصفحة
شكل (1-1)	مستويات التنبؤ	5
شكل (1-2)	تأثير التنبؤ بالمبيعات على الميزانية الرئيسية	10
شكل (1-3)	التنبؤ في التسيير المالي	11
شكل (1-4)	خطوات عملية التنبؤ	14
شكل (1-5)	التمثيل البياني للدالة اللوجستية	27
شكل (1-6)	التغيرات الموسمية	34
شكل (1-7)	الدورة التجارية	35
شكل (1-8)	الحالة التجميعية والجدائية للسلسلة الزمنية	36
شكل (1-9)	تفكيك سلسلة	38
شكل (1-10)	الاستراتيجية المحددة لاختبارات الجذر الوحدوي	44
شكل (1-11)	استراتيجية اختبارات DF البسيطة	45
شكل (1-12)	تمثيل دالة الارتباط الذاتي لمتغيرين	50
شكل (2-1)	مراحل طريقة بوكس-جنكنز	87
شكل (3-1)	الهيكل التنظيمي للشركة الإفريقية للزجاج	111
شكل (3-2)	الهيكل التنظيمي المديرية العامة	112
شكل (3-3)	الهيكل التنظيمي لمديرية الموارد البشرية	112
شكل (3-4)	الهيكل التنظيمي لمديرية المالية والمحاسبة	113
شكل (3-5)	الهيكل التنظيمي مديرية الجودة والشؤون الصناعية	114
شكل (3-6)	الهيكل التنظيمي للمديرية التجارية	115
شكل (3-7)	الهيكل التنظيمي للمديرية الاستغلال	116
شكل (3-8)	منحنى ABC لرقم أعمال سنة 2005م	121
شكل (3-9)	قنوات التوزيع	126
شكل (4-1)	التمثيل البياني للسلسلة SS (تطور السلسلة عبر الزمن)	130

133	التمثيل البياني للسلسلة RSS	شكل (4-2)
146	التمثيل البياني للسلسلة IC (تطور السلسلة عبر الزمن)	شكل (4-3)
149	التمثيل البياني للسلسلة RIC	شكل (4-4)
161	التمثيل البياني للسلسلة الزمنية PB	شكل (4-5)
164	التمثيل البياني للسلسلة RPB	شكل (4-6)

2- قائمة الجداول

الرقم	العنوان	الصفحة
جدول (1-1)	مجالات استخدام التنبؤ في المنظمة	12
جدول (1-2)	بعض طرق التنبؤ وخصائصها	29
جدول (1-3)	جدول تحليل التباين	51
جدول (2-1)	خصائص دالة البسيطة والجزئية	91
جدول (2-2)	دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي لبعض النماذج الموسمية	92
جدول (3-1)	تصنيف ABC لمنتجات الشركة وفق المبيعات السنوية لسنة 2005م	121
جدول (4-1)	كمية المبيعات الشهرية لمنتج سلكيات الصودا SS	130
جدول (4-2)	المتوسط الحسابي و الانحراف المعياري للسلسلة SS	131
جدول (4-3)	قيم السلسلة الزمنية المحولة RSS	133
جدول (4-4)	الترتيب الزمني والتصاعدي لقيم السلسلة RSS	134
جدول (4-5)	قيم معياري AIC و SC حسب درجة ونموذج DF	135
جدول (4-6)	نتائج اختبار تحليل التباين على السلسلة RSS	138
جدول (4-7)	قيم معايير للنماذج المقدره ذات المعالم المعنوية	140
جدول (4-8)	نتائج التنبؤ للسلسلة SS لسنة 2006م	142
جدول (4-9)	مجالات الثقة للقيم المتنبأ بها للسلسلة RSS و SS	143
جدول (4-10)	قيم النتائج الوسيطة لحساب معامل ثيل	144
جدول (4-11)	القيم المتنبأ بها والمحققة للسلسلة SS	145
جدول (4-12)	كمية المبيعات الشهرية لمنتج الزجاج المطبوع الشفاف	145

147	المتوسط الحسابي والانحراف المعياري للسلسلة IC	جدول (4-13)
148	قيم السلسلة الزمنية المحولة RIC	جدول (4-14)
150	الترتيب الزمني والتصاعدي لقيم السلسلة RIC	جدول (4-15)
150	قيم معياري AIC و SC حسب درجة ونموذج DF	جدول (4-16)
153	نتائج اختبار تحليل التباين للسلسلة RIC	جدول (4-17)
156	قيم معايير النماذج المقطرة ذات المعالم المعنوية للسلسلة RIC	جدول (4-18)
158	نتائج التنبؤ للسلسلة IC لسنة 2006م	جدول (4-19)
159	مجالات الثقة للقيم المتنبأ بها للسلسلة RIC و IC	جدول (4-20)
159	قيم النتائج الوسيطة لحساب معامل ثيل للسلسلة IC	جدول (4-21)
160	القيم المتنبأ بها والمحققة للسلسلة IC	جدول (4-22)
161	كمية المبيعات الشهرية لمنتج زجاج الواجهات الأمامية للسيارات	جدول (4-23)
162	المتوسط الحسابي والانحراف المعياري للسلسلة PB	جدول (4-24)
163	قيم السلسلة الزمنية المحولة RPB	جدول (4-25)
164	الترتيب الزمني والتصاعدي لقيم السلسلة RPB	جدول (4-26)
165	قيم معياري AIC و SC حسب درجة ونموذج DF	جدول (4-27)
168	نتائج اختبار تحليل التباين على السلسلة RPB	جدول (4-28)
170	قيم معايير النماذج المقطرة ذات المعالم المعنوية للسلسلة RPB	جدول (4-29)
172	نتائج التنبؤ للسلسلة PB لسنة 2006م	جدول (4-30)
173	مجالات الثقة للقيم المتنبأ بها للسلسلة RPB و PB	جدول (4-31)
174	قيم النتائج الوسيطة لحساب معامل ثيل للقيم المحققة	جدول (4-32)
174	القيم المتنبأ بها والمحققة للسلسلة PB	جدول (4-33)

Glossary قائمة المصطلحات

المصطلحات بالفرنسية	المصطلحات بالانجليزية	المصطلحات بالعربية
Aléatoire	Random	العشوائية
Autocorrelation	Autocorrelation	الارتباط الذاتي
Autocovariance	Autocovariance	التغاير الذاتي
Autorégressif	Autoregressive	الانحدار الذاتي
Bruit Blanc	White Noise	الصدقات العشوائية
Condition d'inversibilité	Condition of inversibility	شرط الانعكاس
Corrélation	Correlation	الارتباط
Degrés de liberté	Degrees of freedom	درجة الحرية
Désaisonnalisation	Deseasonalization	إزالة الموسمية
Données	Data	المعطيات
Ecart type	Standard deviation	الانحراف المعياري
Estimation	Estimate	التقدير
Étape d'identification	Identification stage	مرحلة التعرف
Erreurs de prévision	Forecast errors	أخطاء التنبؤ
Fonction d'Autocovariance	Autocovariance function	دالة التغاير الذاتي
Fonction d'autocorrélation	Autocorrelation function	دالة الارتباط الذاتي
Fonction d'autocorrélation partielle	Function of partial autocorrelation	دالة الارتباط الذاتي الجزئية
Intervalles de confiance	Confidence intervals	مجال الثقة
integrated	integrated	تكاملية
Lissage Exponentiel	Exponential Smoothing	التمهيد الأسّي
Marche aléatoire	Random walk	المسير العشوائي
Maximum Vraisemblance	Probability maximum	طريقة المعقولية العظمى
Méthode Box-Jenkins	Method Box-Jenkins	طريقة بوكس-جنكنز
Modèles de autorégressive et moyenne mobile (ARMA)	Autoregressive and moving average models (ARMA)	نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة

Moindre carrés ordinaires	Ordinary least squares	طريقة المربعات الصغرى
Moyennes Mobiles	Moving Average	المتوسطات المتحركة
Modèles Autorégressif	Autoregressive Models	نماذج الانحدار الذاتي
Moyennes Mobiles Modèles	Moving Average Models	نماذج المتوسطات المتحركة
Modèles de moyenne mobile	First order Moving Average	نماذج المتوسطات المتحركة
Premiers d'ordre	Models	من الرتبة الأولى
Prévision	Forecast	التنبؤ
Processus stochastique	Stochastic process	السياق العشوائي
Processus aléatoire stationnaire	Stationary random process	السياق العشوائي المستقر
Saisonnier	Seasonal	الموسمية
Série Temporelle	Time série	السلسلة الزمنية
Somme de résidés carré	Sum of squared resid	مجموع مربعات البواقي
stationnaire	Stationary	الاستقرارية
Tendance	Trend	الاتجاه العام
Tendance Déterministe	Determinist trend	اتجاه عام تحديدي
Tests de diagnostic	Diagnostic checks	الفحوص التشخيصية
Tests de Racines Unitaires	Unit tests of Roots	إختبارات الجذور الوحدوية
Transformation logarithmique	Logarithmic transformation	التحويل اللوغاريتمية
Validation	Validation	الصلاحية
Variable	Variable	متغير

الفصل الثاني

TABLE IV

EMPIRICAL DISTRIBUTION OF ϕ_1 FOR $(\alpha, \rho) = (0, 1)$ IN $Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \epsilon_t$

Sample size n	Probability of a smaller value						
	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70
25	0.29	0.38	0.49	0.65	4.12	5.18	6.30
50	0.29	0.39	0.50	0.66	3.94	4.86	5.80
100	0.29	0.39	0.50	0.67	3.86	4.71	5.57
250	0.30	0.39	0.51	0.67	3.81	4.63	5.45
500	0.30	0.39	0.51	0.67	3.79	4.61	5.41
∞	0.30	0.40	0.51	0.67	3.78	4.59	5.38
s.e.	0.002	0.002	0.002	0.002	0.01	0.02	0.03

TABLE V

EMPIRICAL DISTRIBUTION OF ϕ_2 FOR $(\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 1)$ IN $Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \epsilon_t$

Sample size n	Probability of a smaller value						
	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70
25	0.61	0.75	0.89	1.10	4.67	5.68	6.75
50	0.62	0.77	0.91	1.12	4.31	5.13	5.94
100	0.63	0.77	0.92	1.12	4.16	4.88	5.59
250	0.63	0.77	0.92	1.13	4.07	4.75	5.40
500	0.63	0.77	0.92	1.13	4.05	4.71	5.35
∞	0.63	0.77	0.92	1.13	4.03	4.68	5.31
s.e.	0.003	0.003	0.003	0.003	0.01	0.02	0.03

TABLE VI

EMPIRICAL DISTRIBUTION OF ϕ_3 FOR $(\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 1)$ IN $Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \epsilon_t$

Sample size n	Probability of a smaller value						
	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70
25	0.24	0.30	1.08	1.33	5.91	7.24	8.65
50	0.24	0.30	1.11	1.37	5.61	6.73	7.81
100	0.24	0.30	1.12	1.38	5.47	6.49	7.64
250	0.24	0.30	1.13	1.39	5.39	6.34	7.25
500	0.24	0.30	1.13	1.39	5.36	6.30	7.20
∞	0.24	0.30	1.13	1.39	5.34	6.25	7.15
s.e.	0.003	0.003	0.003	0.004	0.015	0.020	0.032

TABLE I

EMPIRICAL DISTRIBUTION OF τ_{ap} FOR $(\alpha, \rho) = (0, 1)$ IN $Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \epsilon_t$ (Symmetric Distribution)

Sample size n	Probability of a smaller value			
	0.90	0.95	0.975	0.99
25	2.20	2.61	2.9	3.41
50	2.18	2.56	2.86	3.28
100	2.17	2.54	2.86	3.22
250	2.16	2.53	2.81	3.19
500	2.16	2.52	2.83	3.18
∞	2.16	2.52	2.83	3.18
s.e.	0.003	0.004	0.006	0.008

TABLE II

EMPIRICAL DISTRIBUTION OF τ_{ap} FOR $(\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 1)$ IN $Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \epsilon_t$ (Symmetric Distribution)

Sample size n	Probability of a smaller value			
	0.90	0.95	0.975	0.99
25	2.77	3.20	3.59	4.05
50	2.75	3.14	3.47	3.87
100	2.73	3.11	3.33	3.78
250	2.73	3.09	3.39	3.74
500	2.72	3.08	3.38	3.72
∞	2.72	3.08	3.38	3.71
s.e.	0.004	0.005	0.007	0.008

TABLE III

EMPIRICAL DISTRIBUTION OF τ_{ap} FOR $(\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 1)$ IN $Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \epsilon_t$ (Symmetric Distribution)

Sample size n	Probability of a smaller value			
	0.90	0.95	0.975	0.99
25	2.39	2.85	3.25	3.74
50	2.38	2.81	3.18	3.60
100	2.38	2.79	3.14	3.53
250	2.38	2.79	3.12	3.49
500	2.38	2.78	3.11	3.48
∞	2.38	2.78	3.11	3.46
s.e.	0.004	0.004	0.006	0.007

الملحق (2): جداول ديكي فولر لاختبار المعنوية

7. TABLES DE DICKEY-FULLER¹
 Modèle [1] sans tendance et sans terme constant
 Modèle [2] sans tendance et avec terme constant
 Modèle [3] avec tendance et avec terme constant

Tables de la distribution du t_{α}

Nombre observations n	Probabilités								
	0,01	0,025	0,05	0,10	0,90	0,95	0,975	0,99	
25	-2.66	-2.26	-1.95	-1.60	0.92	1.33	1.70	2.16	Modèle [1]
50	-2.62	-2.25	-1.95	-1.61	0.91	1.31	1.66	2.08	
100	-2.60	-2.4	-1.95	-1.61	0.91	1.29	1.64	2.03	
250	-2.58	-2.23	-1.95	-1.62	0.89	1.29	1.63	2.01	
500	-2.58	-2.23	-1.95	-1.62	0.89	1.28	1.62	2.00	
∞	-2.58	-2.23	-1.95	-1.62	0.89	1.28	1.62	2.00	
25	-3.75	-3.33	-3.00	-2.63	-0.37	0.00	0.34	0.72	Modèle [2]
50	-3.58	-3.22	-2.93	-2.60	-0.40	-0.03	0.29	0.66	
100	-3.51	-3.17	-2.89	-2.58	-0.42	-0.05	0.26	0.63	
250	-3.46	-3.14	-2.88	-2.57	-0.42	-0.06	0.24	0.62	
500	-3.44	-3.13	-2.87	-2.57	-0.43	-0.07	0.24	0.61	
∞	-3.43	-3.12	-2.86	-2.57	-0.44	-0.07	0.23	0.60	
25	-4.38	-3.95	-3.60	-3.24	-1.14	-0.80	-0.50	-0.15	Modèle [3]
50	-4.15	-3.80	-3.50	-3.18	-1.19	-0.87	-0.58	-0.24	
100	-4.04	-3.73	-3.45	-3.15	-1.22	-0.90	-0.62	-0.28	
250	-3.99	-3.69	-3.43	-3.13	-1.23	-0.92	-0.64	-0.31	
500	-3.98	-3.68	-3.42	-3.13	-1.24	-0.93	-0.65	-0.32	
∞	-3.96	-3.66	-3.41	-3.12	-1.25	-0.94	-0.66	-0.33	

Tables de la distribution des t_c et t_b

n	Modèle [2]			Modèle [3]					
	Constante c			Constante c			Tendance b		
	1 %	5 %	10 %	1 %	5 %	10 %	1 %	5 %	10 %
100	3,22	2,54	2,17	3,78	3,11	2,73	3,53	2,79	2,38
250	3,19	2,53	2,16	3,74	3,09	2,73	3,49	2,79	2,38
500	3,18	2,52	2,16	3,72	3,08	2,72	3,48	2,78	2,38
∞	3,18	2,52	2,16	3,71	3,08	2,72	3,46	2,78	2,38

الملحق (3): البرنامج المعمم لاختبار ديكي-فولر البسيط والمدعم

Test de dickey fuller (test d'hypothèses jointes)

```
genr tend=@trend(1998:01)
'modèle(3)'
equation eq3.ls x c x(-1)tend
scalar scr3=@ssr
scalar ddl3=@regobs-@ncoef
genr dx=x-x(-1)
equation eq2c.ls dx c
scalar scr2c=@ssr
scalar f3=((scr2c-scr3)/2)/(scr3/ddl3)
scalar tfil= @regobs*(c(2)-1)
'modèle(2)'
genr x2=x-x(-1)
scalar scr1c=@sumsq(x2)
scalar f2=((scr1c-scr3)/3)/(scr3/ddl3)
'modèle(1)'
equation eq2.ls x c x(-1)
scalar scr2=@ssr
scalar ddl2=@regobs-@ncoef
scalar f1=((scr1c-scr2)/2)/(scr2/ddl2)
```

Test de dickey fuller augmentés (test d'hypothèses jointes)

```
genr tend=@trend(1998:01)
'modèle(6)'
equation eq6.ls dx c x(-1) dx(-1) dx(-2) tend
scalar scr6=@ssr
scalar ddl6=@regobs-@ncoef
equation eq5c.ls dx c dx(-1) dx(-2)
scalar scr5c=@ssr
scalar f6=((scr5c-scr6)/2)/(scr6/ddl6)
'modèle(5)'
equation eq5c.ls dx x(-1) dx(-1) dx(-2)
scalar scr5c=@ssr
scalar f5=((scr5c-scr6)/3)/(scr6/ddl6)
'modèle(4)'
equation eq5.ls dx x(-1) dx(-1) dx(-2) c
scalar scr5=@ssr
scalar ddl5=@regobs-@ncoef
scalar f4=((scr5c-scr5)/2)/(scr5/ddl5)
```

(4) الملحق

ENTREPRISE : ENAVA FILIALE : AFRICAVER**2- VENTES EN QUANTITE ET EN VALEUR HT****2.1 Réalisations par rapport aux prévisions**

U : KDA

PRODUITS	UM	PREV. DEC.2005		REAL. DEC.2005		TAUX %		CUMUL FIN DEC	
		Q	V	Q	V	Q	V	Q	V
→ Pare brise	U	1 250	5 500	1 100	5 542	88%	101%	6 865	34 933
Vitres latérales	U	1 940	1 387	3 030	3 030	156%	218%	18 610	14 579
Glaces arrières	U	408	1 020	197	75	48%	7%	1 153	980
Verre feuilleté	M ^P	1 250	3 125	453	1 247	36%	40%	13 195	32 382
Verre trempé	M ^P	500	650	101	174	20%	27%	2 022	3 404
TOTAL (1)			11 682		10 068		86%		86 278
→ Verre imprimé clair	T	912	22 618	908	20 670	100%	91%	7 204	165 825
Verre imprimé coloré	T	0	0	0	0			0	0
sous-total		912	22 618	908	20 670	100%	91%		165 825
→ Silicate de soude	T	755	13 394	889	15 291	118%	114%	11 862	199 377
TOTAL (2)			36 012		35 961		100%		365 202
Autres	KDA		250		64				1 660
Marchandises	KDA		5 250		52				9 754
Sable traité	T		66	0	0				60
Sable refus	T		0	0	0				338
Prestation fournie	KDA		500		281				4 322
TOTAL (3)			6 066		397				16 134
TVA + TIMBRE	KDA		9 247		7 570		82%		80 092
TOTAL H.T	KDA		53 760		46 426		86%		467 614
TOTAL T.T.C	KDA		63 007		53 996		86%		547 706

الشركة الإفريقية للزجاج
**CONTROLE DE GESTION
 AFRICAVER**

Date: 06/07/06 Time: 20:23

Sample: 1998:01 2005:12

Included observations: 96

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.435	0.435	18.743	0.000
		2	0.288	0.121	27.023	0.000
		3	0.192	0.036	30.744	0.000
		4	0.137	0.023	32.668	0.000
		5	0.030	-0.075	32.758	0.000
		6	-0.045	-0.075	32.971	0.000
		7	0.056	0.126	33.303	0.000
		8	0.013	-0.025	33.321	0.000
		9	-0.025	-0.044	33.390	0.000
		10	-0.027	-0.008	33.471	0.000
		11	-0.054	-0.060	33.799	0.000
		12	0.052	0.127	34.097	0.001
		13	0.122	0.139	35.774	0.001
		14	0.053	-0.082	36.095	0.001
		15	-0.121	-0.240	37.799	0.001
		16	-0.023	0.084	37.860	0.002
		17	-0.031	0.008	37.977	0.002
		18	-0.029	0.061	38.080	0.004
		19	-0.127	-0.128	40.066	0.003
		20	0.042	0.100	40.287	0.005
		21	-0.049	-0.143	40.584	0.006
		22	-0.046	0.080	40.847	0.009
		23	-0.075	-0.037	41.577	0.010
		24	-0.030	0.028	41.693	0.014
		25	0.103	0.121	43.100	0.014
		26	0.100	0.021	44.433	0.014
		27	0.113	0.021	46.178	0.012
		28	-0.010	-0.098	46.192	0.017
		29	0.032	0.049	46.338	0.022
		30	-0.008	-0.111	46.348	0.029
		31	-0.059	0.060	46.858	0.034
		32	0.013	0.053	46.883	0.043
		33	-0.025	-0.066	46.977	0.054
		34	0.022	-0.026	47.050	0.068
		35	0.060	0.223	47.601	0.076
		36	0.016	-0.124	47.639	0.093

الملحق (6) نتائج تطبيق إستراتيجية DF على السلسلة RSS
الجدول (أ): تقدير النموذج الثالث

Dependent Variable: RSS				
Method: Least Squares				
Date: 04/19/06 Time: 16:05				
Sample(adjusted): 1998:02 2005:12				
Included observations: 95 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	15.93076	2.429950	6.556003	0.0000
T	0.038094	0.016282	2.339607	0.0215
RSS(-1)	0.327722	0.097679	3.355102	0.0012
R-squared	0.220125	Mean dependent var		26.41485
Adjusted R-squared	0.203171	S.D. dependent var		4.536374
S.E. of regression	4.049408	Akaike info criterion		5.666088
Sum squared resid	1508.589	Schwarz criterion		5.746737
Log likelihood	-266.1392	F-statistic		12.98379
Durbin-Watson stat	2.057313	Prob(F-statistic)		0.000011

الجدول (ب): تقدير النموذج الثاني

Dependent Variable: RSS				
Method: Least Squares				
Date: 04/19/06 Time: 16:07				
Sample(adjusted): 1998:02 2005:12				
Included observations: 95 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	15.59582	2.483388	6.280056	0.0000
RSS(-1)	0.411447	0.093048	4.421901	0.0000
R-squared	0.173724	Mean dependent var		26.41485
Adjusted R-squared	0.164839	S.D. dependent var		4.536374
S.E. of regression	4.145662	Akaike info criterion		5.702830
Sum squared resid	1598.346	Schwarz criterion		5.756596
Log likelihood	-268.8844	F-statistic		19.55321
Durbin-Watson stat	2.121865	Prob(F-statistic)		0.000027

الجدول (ج): اختبار DF للجذر الوحدوي على النموذج الثاني

ADF Test Statistic	-6.325297	1% Critical Value*	-3.5000
		5% Critical Value	-2.8918
		10% Critical Value	-2.5827

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RSS)

Method: Least Squares

Date: 04/19/06 Time: 16:10

Sample(adjusted): 1998:02 2005:12

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RSS(-1)	-0.588553	0.093048	-6.325297	0.0000
C	15.59582	2.483388	6.280056	0.0000
R-squared	0.300801	Mean dependent var		0.119758
Adjusted R-squared	0.293283	S.D. dependent var		4.931410
S.E. of regression	4.145662	Akaike info criterion		5.702830
Sum squared resid	1598.346	Schwarz criterion		5.756596
Log likelihood	-268.8844	F-statistic		40.00938
Durbin-Watson stat	2.121865	Prob(F-statistic)		0.000000

Date: 04/20/06 Time: 19:18

Sample: 1998:01 2005:12

Included observations: 96

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.409	0.409	16.548	0.000
		2	0.256	0.106	23.085	0.000
		3	0.173	0.044	26.120	0.000
		4	0.117	0.016	27.516	0.000
		5	0.019	-0.067	27.554	0.000
		6	-0.044	-0.064	27.758	0.000
		7	0.063	0.124	28.179	0.000
		8	-0.003	-0.050	28.180	0.000
		9	-0.049	-0.056	28.441	0.001
		10	-0.045	-0.012	28.662	0.001
		11	-0.064	-0.050	29.120	0.002
		12	0.042	0.123	29.315	0.004
		13	0.134	0.156	31.336	0.003
		14	0.060	-0.079	31.754	0.004
		15	-0.118	-0.235	33.383	0.004
		16	-0.032	0.062	33.502	0.006
		17	-0.034	0.008	33.640	0.009
		18	-0.024	0.069	33.712	0.014
		19	-0.123	-0.128	35.547	0.012
		20	0.043	0.085	35.781	0.016
		21	-0.046	-0.126	36.044	0.022
		22	-0.054	0.070	36.415	0.027
		23	-0.076	-0.034	37.164	0.031
		24	-0.038	0.015	37.357	0.040
		25	0.094	0.106	38.540	0.041
		26	0.081	0.005	39.421	0.044
		27	0.099	0.025	40.754	0.043
		28	-0.032	-0.094	40.892	0.055
		29	0.022	0.063	40.961	0.069
		30	-0.021	-0.114	41.021	0.087
		31	-0.061	0.039	41.559	0.098
		32	0.007	0.042	41.566	0.120
		33	-0.033	-0.062	41.728	0.142
		34	0.010	-0.018	41.743	0.170
		35	0.058	0.216	42.260	0.186
		36	0.012	-0.104	42.281	0.218

الملحق (8): نتائج تقدير النماذج الممكنة للسلسلة RSS

Dependent Variable: RSS
 Method: Least Squares
 Date: 04/27/06 Time: 19:11
 Sample: 1998:01 2005:12
 Included observations: 96
 Convergence achieved after 10 iterations
 Backcast: 1997:12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	26.32679	0.582561	45.19148	0.0000
MA(1)	0.332937	0.096965	3.433585	0.0009
R-squared	0.133544	Mean dependent var	26.33177	
Adjusted R-squared	0.124327	S.D. dependent var	4.585272	
S.E. of regression	4.290780	Akaike info criterion	5.771427	
Sum squared resid	1730.614	Schwarz criterion	5.824851	
Log likelihood	-275.0285	F-statistic	14.48783	
Durbin-Watson stat	1.854254	Prob(F-statistic)	0.000251	
Inverted MA Roots	-.33			

Dependent Variable: RSS
 Method: Least Squares
 Date: 04/27/06 Time: 18:38
 Sample(adjusted): 1998:02 2005:12
 Included observations: 95 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 20 iterations
 Backcast: 1997:12 1998:01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.002289	0.000821	1220.471	0.0000
MA(1)	-0.714792	0.101248	-7.059794	0.0000
MA(2)	-0.280770	0.101393	-2.769131	0.0068
R-squared	0.191370	Mean dependent var	26.41485	
Adjusted R-squared	0.173791	S.D. dependent var	4.536374	
S.E. of regression	4.123385	Akaike info criterion	5.702295	
Sum squared resid	1564.212	Schwarz criterion	5.782944	
Log likelihood	-267.8590	Durbin-Watson stat	1.929288	
Inverted AR Roots	1.00			
Inverted MA Roots	Estimated AR process is nonstationary 1.00 -28			

Dependent Variable: RSS
 Method: Least Squares
 Date: 04/27/06 Time: 18:22
 Sample(adjusted): 1998:02 2005:12
 Included observations: 95 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	26.49857	0.723396	36.63079	0.0000
AR(1)	0.411447	0.093048	4.421901	0.0000
R-squared	0.173724	Mean dependent var	26.41485	
Adjusted R-squared	0.164839	S.D. dependent var	4.536374	
S.E. of regression	4.145662	Akaike info criterion	5.702830	
Sum squared resid	1598.346	Schwarz criterion	5.756596	
Log likelihood	-268.8844	F-statistic	19.55321	
Durbin-Watson stat	2.121865	Prob(F-statistic)	0.000027	
Inverted AR Roots	.41			

Dependent Variable: RSS
 Method: Least Squares
 Date: 04/27/06 Time: 19:17
 Sample: 1998:01 2005:12
 Included observations: 96
 Convergence achieved after 8 iterations
 Backcast: 1997:11 1997:12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	26.32605	0.557893	47.18832	0.0000
MA(2)	0.226481	0.100331	2.257343	0.0263
R-squared	0.059237	Mean dependent var	26.33177	
Adjusted R-squared	0.049229	S.D. dependent var	4.585272	
S.E. of regression	4.470984	Akaike info criterion	5.853708	
Sum squared resid	1879.032	Schwarz criterion	5.907131	
Log likelihood	-278.9780	F-statistic	5.918862	
Durbin-Watson stat	1.328051	Prob(F-statistic)	0.016871	

Dependent Variable: RSS
 Method: Least Squares
 Date: 04/27/06 Time: 19:26
 Sample: 1998:01 2005:12
 Included observations: 96
 Convergence achieved after 5 iterations
 Backcast: 1997:10 1997:12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	26.33076	0.555327	47.41486	0.0000
MA(3)	0.208752	0.101097	2.064868	0.0417
R-squared	0.037816	Mean dependent var		26.33177
Adjusted R-squared	0.027580	S.D. dependent var		4.585272
S.E. of regression	4.521599	Akaike info criterion		5.876222
Sum squared resid	1921.817	Schwarz criterion		5.929646
Log likelihood	-280.0587	F-statistic		3.694408
Durbin-Watson stat	1.244730	Prob(F-statistic)		0.057624
Inverted MA Roots	.30 - .51i	.30+ .51i		-.59

Dependent Variable: RSS
 Method: Least Squares
 Date: 04/27/06 Time: 18:44
 Sample(adjusted): 1998:02 2005:12
 Included observations: 95 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 9 iterations
 Backcast: 1998:01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	26.73533	0.907812	29.45028	0.0000
AR(1)	0.709331	0.146101	4.855092	0.0000
MA(1)	-0.395617	0.194550	-2.033495	0.0449
R-squared	0.196617	Mean dependent var		26.41485
Adjusted R-squared	0.179153	S.D. dependent var		4.536374
S.E. of regression	4.109884	Akaike info criterion		5.695785
Sum squared resid	1554.061	Schwarz criterion		5.776434
Log likelihood	-267.5498	F-statistic		11.25790
Durbin-Watson stat	1.961548	Prob(F-statistic)		0.000042
Inverted AR Roots	.71			
Inverted MA Roots	.40			

Dependent Variable: RSS
 Method: Least Squares
 Date: 04/27/06 Time: 18:56
 Sample(adjusted): 1998:02 2005:12
 Included observations: 95 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 14 iterations
 Backcast: 1998:01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.003922	0.003505	286.4413	0.0000
MA(1)	-0.798644	0.061416	-13.00362	0.0000
R-squared	0.127025	Mean dependent var		26.41485
Adjusted R-squared	0.117639	S.D. dependent var		4.536374
S.E. of regression	4.261202	Akaike info criterion		5.757808
Sum squared resid	1688.680	Schwarz criterion		5.811573
Log likelihood	-271.4959	Durbin-Watson stat		1.649030
Inverted AR Roots	1.00			
Inverted MA Roots	.80			

Estimated AR process is nonstationary

Date: 06/07/06 Time: 21:53

Sample: 1998:02 2005:12

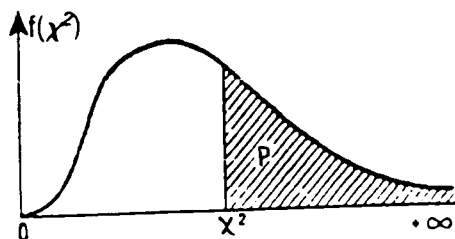
Included observations: 95

Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.019	0.019	0.0351	
		2	-0.028	-0.029	0.1144	
		3	-0.028	-0.027	0.1938	0.660
		4	0.013	0.013	0.2108	0.900
		5	-0.070	-0.072	0.7107	0.871
		6	-0.131	-0.130	2.4974	0.645
		7	0.101	0.104	3.5596	0.614
		8	-0.004	-0.020	3.5615	0.736
		9	-0.047	-0.049	3.7968	0.803
		10	-0.021	-0.014	3.8431	0.871
		11	-0.099	-0.126	4.9139	0.842
		12	0.042	0.042	5.1087	0.884
		13	0.186	0.216	9.0103	0.621
		14	0.094	0.065	10.026	0.614
		15	-0.160	-0.183	12.961	0.451
		16	0.023	0.033	13.022	0.525
		17	0.003	-0.020	13.023	0.601
		18	0.006	0.064	13.027	0.671
		19	-0.197	-0.150	17.724	0.406
		20	0.115	0.070	19.335	0.371
		21	-0.062	-0.148	19.819	0.406
		22	-0.052	0.008	20.159	0.448
		23	-0.102	-0.086	21.481	0.430
		24	-0.085	-0.082	22.413	0.435
		25	0.132	0.107	24.690	0.366
		26	0.073	0.046	25.401	0.384
		27	0.139	0.086	28.001	0.308
		28	-0.076	-0.063	28.794	0.321
		29	0.049	0.076	29.132	0.355
		30	-0.023	-0.116	29.210	0.402
		31	-0.102	0.004	30.711	0.379
		32	0.030	0.065	30.841	0.423
		33	-0.070	-0.098	31.575	0.438
		34	-0.008	-0.110	31.586	0.487
		35	0.047	0.184	31.920	0.521
		36	-0.038	-0.070	32.150	0.559

3. TABLE DE LA LOI DE CHI-DEUX

Valeurs de χ^2 ayant la probabilité P d'être dépassées



ν	$P = 0.90$	0.80	0.70	0.50	0.30	0.20	0.10	0.05	0.02	0.01
1	0,0158	0,0642	0,148	0,455	1,074	1,642	2,706	3,841	5,412	6,635
2	0,211	0,446	0,713	1,386	2,408	3,219	4,605	5,991	7,824	9,210
3	0,584	1,005	1,424	2,366	3,665	4,642	6,251	7,815	9,837	11,345
4	1,064	1,649	2,195	3,357	4,878	5,989	7,779	9,488	11,668	13,277
5	1,610	2,343	3,000	4,351	6,064	7,289	9,236	11,070	13,388	15,086
6	2,204	3,070	3,828	5,348	7,231	8,558	10,645	12,592	15,033	16,812
7	2,833	3,822	4,671	6,346	8,383	9,803	12,017	14,067	16,662	18,475
8	3,490	4,594	5,527	7,344	9,524	11,030	13,362	15,507	18,168	20,090
9	4,168	5,380	6,393	8,343	10,656	12,242	14,684	16,919	19,679	21,666
10	4,865	6,179	7,267	9,342	11,781	13,442	15,987	18,307	21,161	23,209
11	5,578	6,989	8,148	10,341	12,899	14,631	17,275	19,675	22,618	24,725
12	6,304	7,807	9,034	11,340	14,011	15,812	18,549	21,026	24,054	26,217
13	7,042	8,634	9,926	12,340	15,119	16,985	19,812	22,362	25,472	27,688
14	7,790	9,467	10,821	13,339	16,222	18,151	21,064	23,685	26,873	29,141
15	8,547	10,307	11,721	14,339	17,322	19,311	22,307	24,996	28,259	30,578
16	9,312	11,152	12,624	15,338	18,418	20,465	23,542	26,296	29,633	32,000
17	10,085	12,002	13,531	16,338	19,511	21,615	24,769	27,587	30,995	33,409
18	10,865	12,857	14,440	17,338	20,601	22,760	25,989	28,869	32,346	34,805
19	11,651	13,716	15,352	18,338	21,689	23,900	27,204	30,144	33,687	36,191
20	12,443	14,578	16,266	19,337	22,775	25,038	28,412	31,410	35,020	37,566
21	13,240	15,445	17,182	20,337	23,858	26,171	29,615	32,671	36,343	38,932
22	14,041	16,314	18,101	21,337	24,939	27,301	30,813	33,924	37,659	40,289
23	14,848	17,187	19,021	22,337	26,018	28,429	32,007	35,172	38,968	41,638
24	15,659	18,062	19,943	23,337	27,096	29,553	33,196	36,415	40,270	42,980
25	16,473	18,940	20,867	24,337	28,172	30,675	34,382	37,652	41,566	44,314
26	17,292	19,820	21,792	25,336	29,246	31,795	35,563	38,885	42,856	45,642
27	18,114	20,703	22,719	26,336	30,319	32,912	36,741	40,113	44,140	46,963
28	18,939	21,588	23,647	27,336	31,391	34,027	37,916	41,337	45,419	48,278
29	19,768	22,475	24,577	28,336	32,461	35,139	39,087	42,557	46,693	49,588
30	20,599	23,364	25,508	29,336	33,530	36,250	40,256	43,773	47,962	50,892

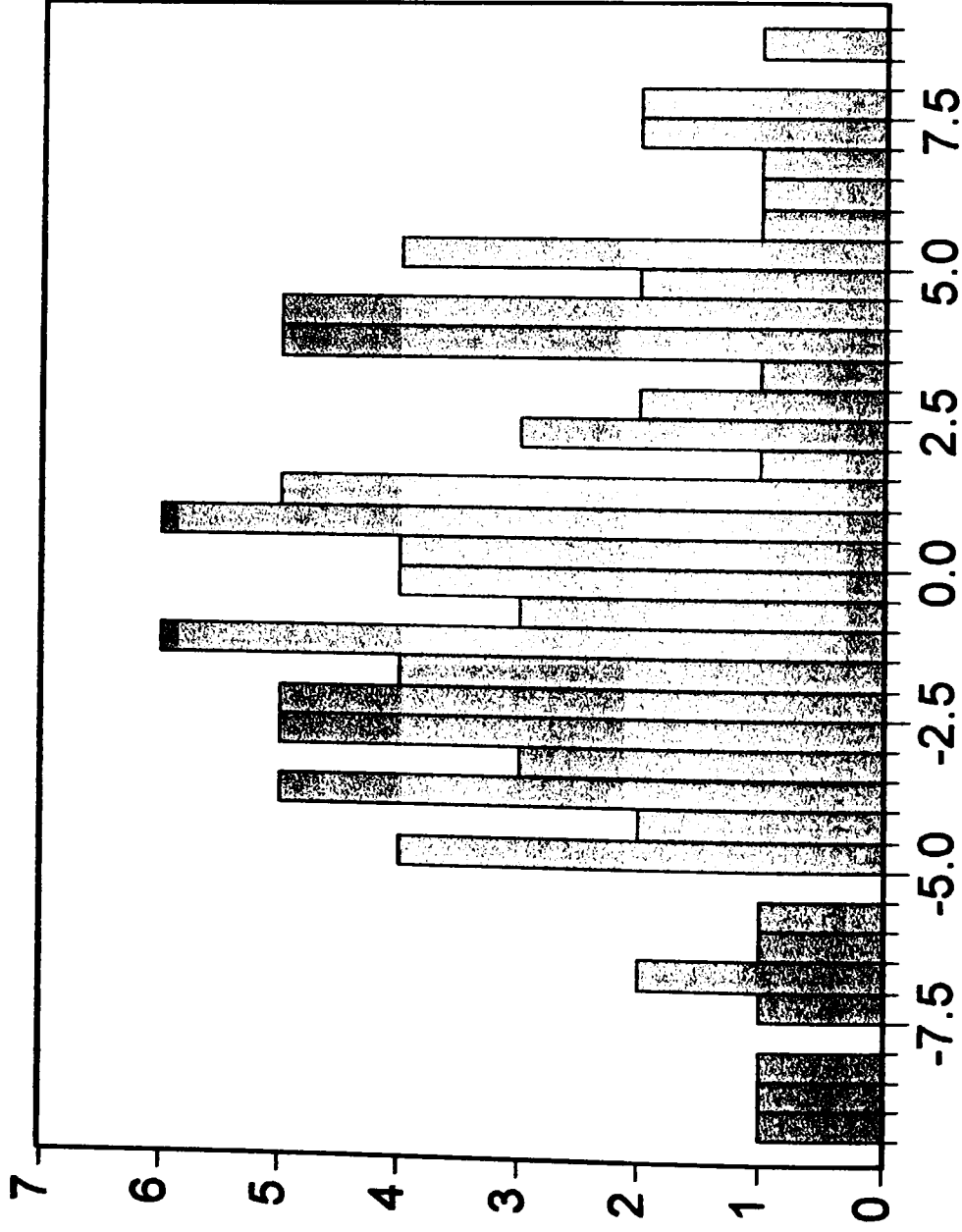
Lorsque $\nu > 30$, on peut admettre que la quantité $\sqrt{2} \chi^2 - \sqrt{2\nu - 1}$ suit la loi normale réduite.

Exemple :

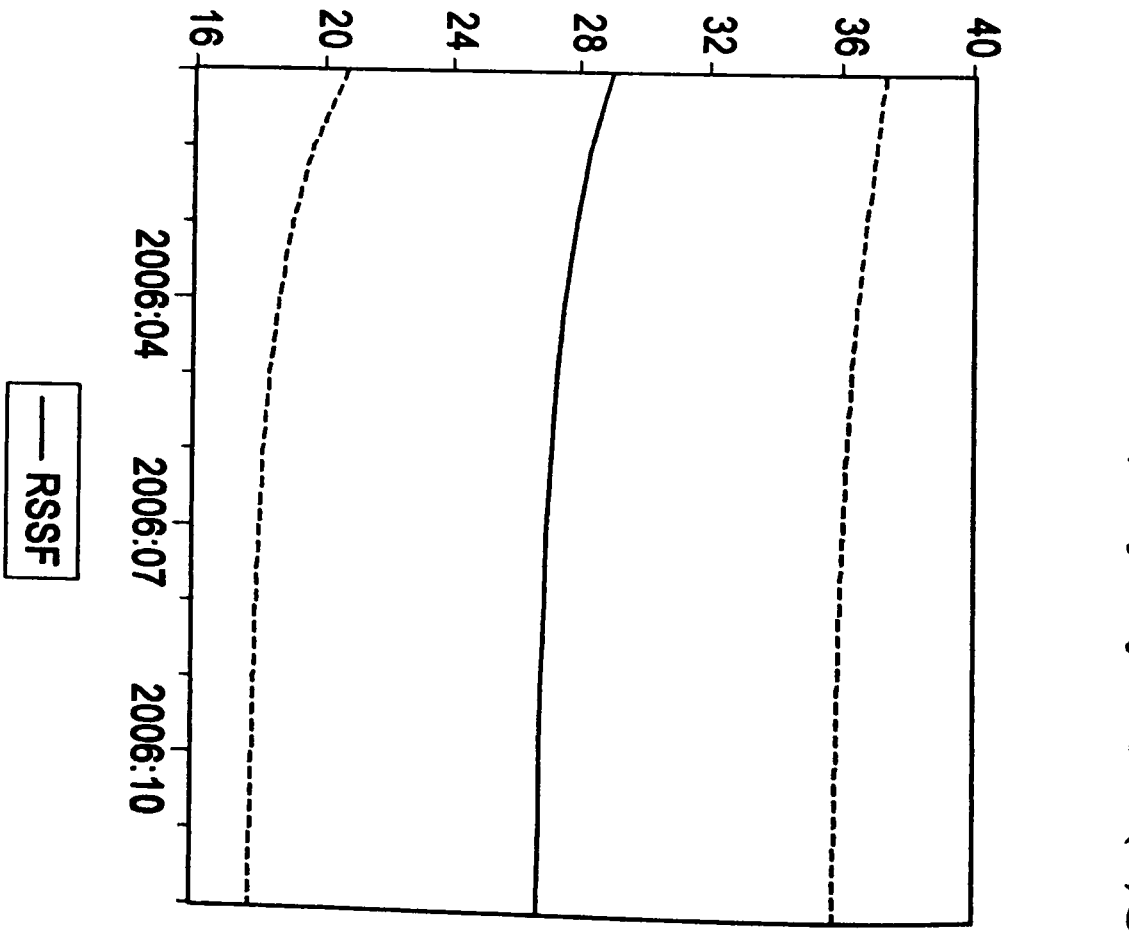
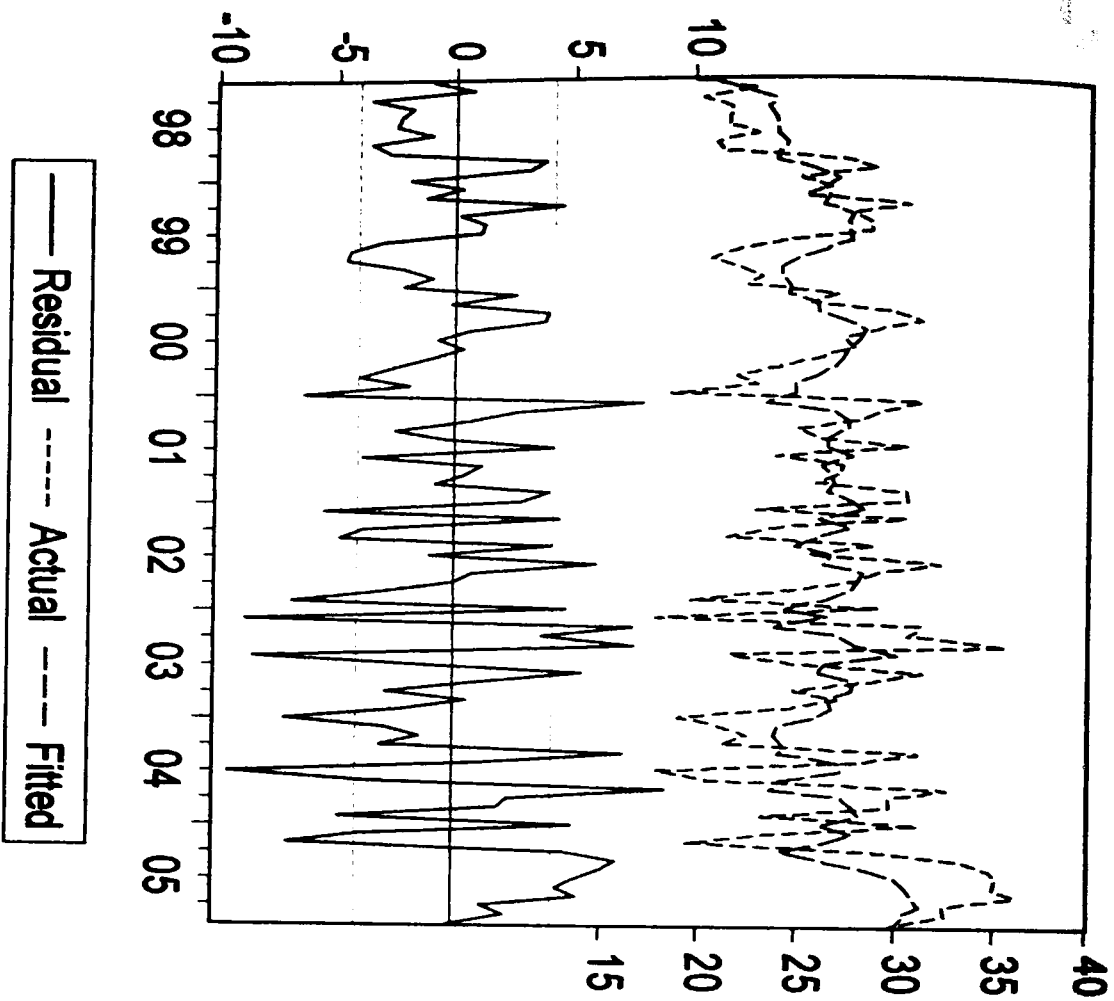
Calculez la valeur de χ^2 correspondant à une probabilité $P = 0.10$ de dépassement lorsque $\nu = 41$. À l'aide de la table 1, on calcule, pour $P = 0,10$, $x = 1,2816$.

$$\text{D'où : } \chi^2 = \frac{[x + \sqrt{2\nu - 1}]^2}{2} = \frac{1}{2} [1,2816 + \sqrt{82 - 1}]^2 = \frac{1}{2} (10,2816)^2 = 52,85$$

الملحق (11): التمثيل البياني لنواتج النموذج $ARMA(1,1)$ مع ثابت



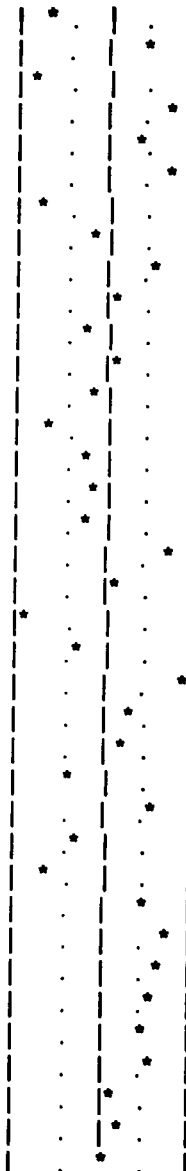
Series: Residuals	
Sample 1998:02 2005:12	
Observations 95	
Mean	-0.008434
Median	-0.171880
Maximum	8.872513
Minimum	-9.423347
Std. Dev.	4.066017
Skewness	0.014135
Kurtosis	2.494462
Jarque-Bera	1.014791
Probability	0.602062



الملحق (13): مخرجات برمجية «EViews 4.0» لبواقي النموذج الأمثل للسلسلة RSS

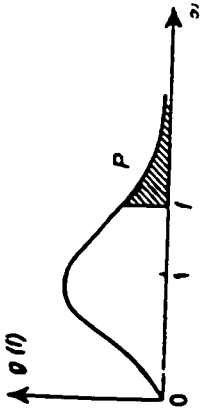
obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot
1998:02	19.672	20.6233228303	-0.951322830285	.
1998:03	22.804	22.1014468833	0.702553116657	.
1998:04	20.025	23.6687723242	-3.64377232425	.
1998:05	21.564	23.4170183873	-1.85301838735	.
1998:06	21.424	23.8002276398	-2.37622763982	.
1998:07	21.378	23.9079114619	-2.52991146186	.
1998:08	22.847	23.9360820744	-1.08908207442	.
1998:09	20.785	24.4080740587	-3.62307405873	.
1998:10	21.142	23.9479217108	-2.80592171082	.
1998:11	27.604	23.8778740677	3.72612593231	.
1998:12	28.983	25.8773879069	3.10561209307	.
1999:01	25.179	27.1010414982	-1.92204149824	.
1999:02	26.665	26.3917675017	0.273232498304	.
1999:03	25.318	26.5773473686	-1.25934736859	.
1999:04	30.692	26.2281918263	4.46380817372	.
1999:05	27.928	27.7759641311	0.152035868903	.
1999:06	28.705	27.5211803744	1.18381962562	.
1999:07	28.758	27.6641402074	1.09385979263	.
1999:08	24.576	27.7373243702	-3.16132437024	.
1999:09	21.932	26.4543214186	-4.52232141861	.
1999:10	20.494	25.1172819925	-4.62328199246	.
1999:11	21.886	24.1372050435	-2.25120504354	.
1999:12	23.173	24.1861615854	-1.01316158544	.
2000:01	22.405	24.6092807105	-2.2042807105	.
2000:02	27.019	24.5357405647	2.48325943528	.
2000:03	25.749	25.9541275312	-0.205127531153	.
2000:04	30.017	26.1168468946	3.90015310541	.
2000:05	31.273	27.5201566623	3.75284333773	.
2000:06	29.086	28.4693551369	0.616644863128	.
2000:07	27.386	28.1587791951	-0.772779195139	.
2000:08	27.857	27.5025948492	0.354405150813	.
2000:09	26.382	27.3907572103	-1.00875721029	.
2000:10	24.166	26.8837828785	-2.71778287851	.
2000:11	21.909	25.9880231834	-4.07902318343	.
2000:12	23.022	24.9255912634	-1.90359126335	.
2001:01	18.493	24.854440354	-6.361440354	.
2001:02	31.257	23.4054769842	7.85152301576	.
2001:03	29.394	26.8365004363	2.55749956369	.
2001:04	28.249	27.6094190951	0.639580904949	.
2001:05	25.06	27.5559948974	-2.49599489739	.
2001:06	26.115	26.5344225069	-0.41942250691	.
2001:07	30.594	26.4612408369	4.13275916311	.
2001:08	23.917	27.8374181074	-3.92041810741	.
2001:09	27.386	26.2871820193	1.09881798071	.
2001:10	27.166	26.7621600846	0.403839915378	.
2001:11	26.038	26.8810519712	-0.84305197121	.
2001:12	30.529	26.5742171306	3.95478286936	.
2002:01	30.676	27.8617219256	2.81427807435	.
2002:02	22.891	28.4171961882	-5.52619618816	.
2002:03	30.594	26.194680294	4.39931970596	.
2002:04	23.917	27.7319623526	-3.81496235265	.
2002:05	21.401	26.2454619804	-4.84446198041	.
2002:06	28.948	24.8680711229	4.07992887707	.
2002:07	25.652	26.6907590806	-1.03875908059	.
2002:08	32.311	26.3778401582	5.93315984182	.
2002:09	29.086	28.3430719469	0.742928053095	.
2002:10	28.054	28.1088194788	-0.0548194787863	.
2002:11	24.658	27.6923915298	-3.03439152976	.

2002:12	19.647	26.4622698684	-6.81526986839
2003:01	29.086	24.4035879273	4.68241207269
2003:02	17.776	26.550294514	-8.77429451401
2003:03	31.305	23.8514513071	7.45354869291
2003:04	30.692	27.027993563	3.66400643696
2003:05	35.637	28.0923789122	7.54462108783
2003:06	21.656	30.0647876449	-8.40878764486
2003:07	24.819	26.459056763	-1.64005676303
2003:08	31.385	26.0248503609	5.36014963911
2003:09	28.74	27.9129233308	0.827076669244
2003:10	24.94	27.8301002155	-2.8901002155
2003:11	27.129	26.6052173084	0.523782691563
2003:12	24.658	26.8073553638	-2.14935536379
2004:01	18.974	26.1121349389	-7.13813493891
2004:02	21.19	24.05393862	-2.86393862001
2004:03	22.539	23.9348744249	-1.39587442493
2004:04	21.213	24.3109720958	-3.0979720958
2004:05	31.177	24.0437765578	7.13322344217
2004:06	28.071	27.0639250994	1.00707490063
2004:07	17.861	27.2843472036	-9.42334720365
2004:08	20.445	24.1685204475	-3.72352044746
2004:09	32.619	23.74648727	8.87251273005
2004:10	29.698	27.398689467	2.29931053302
2004:11	29.766	27.927199701	1.83880029901
2004:12	23.302	28.1576196963	-4.8556196963
2005:01	31.225	26.2209243793	5.00407562066
2005:02	23.937	27.9402990639	-4.00329906394
2005:03	19.391	26.334157724	-6.94315772395
2005:04	29.017	24.2725936256	4.7444063744
2005:05	33.302	26.4768246742	6.82517532579
2005:06	34.886	28.6931233473	6.19287665268
2005:07	35.114	30.0668521601	5.04714783986
2005:08	35.057	30.6818489776	4.37515102244
2005:09	36.111	30.9072701286	5.20372987145
2005:10	32.512	31.327105991	1.18489400904
2005:11	32.527	30.3641399801	2.16286001992
2005:12	29.816	29.9878804403	-0.171880440304



5. TABLE DE LA LOI DE FISHER-SNEDECOR (suite)

Valeurs de F ayant la probabilité P d'être dépassées ($F = s_1^2/s_2^2$)

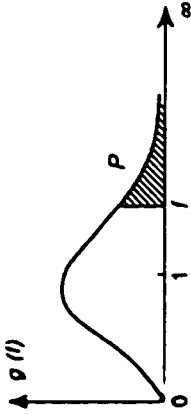


v_2	$v_1 = 6$		$v_1 = 8$		$v_1 = 12$		$v_1 = 24$		$P = 0.001$
	$P = 0.05$	$P = 0.01$	$P = 0.05$	$P = 0.01$	$P = 0.05$	$P = 0.01$	$P = 0.05$	$P = 0.01$	
1	234.0	5859	238.9	5981	243.9	6106	249.0	6234	254.3
2	19.33	99.33	19.37	99.36	19.41	99.42	19.45	99.46	19.51
3	8.94	27.91	8.84	27.49	8.74	27.05	8.64	26.60	8.51
4	6.16	15.21	6.04	14.80	5.91	14.37	5.77	13.93	5.61
5	4.95	10.67	4.82	10.27	4.68	9.89	4.53	9.47	9.03
6	4.28	8.47	4.15	8.10	4.00	7.72	3.84	7.31	6.88
7	3.87	7.19	3.71	6.84	3.57	6.47	3.41	6.07	5.65
8	3.58	6.37	3.44	6.01	3.28	5.67	3.12	5.28	4.86
9	3.37	5.80	3.21	5.47	3.07	5.11	2.90	4.73	4.36
10	3.22	5.39	3.07	5.06	2.91	4.71	2.74	4.33	3.94
11	3.09	5.07	2.95	4.74	2.79	4.40	2.61	4.02	3.61
12	3.00	4.82	2.85	4.50	2.69	4.16	2.50	3.78	3.34
13	2.92	4.62	2.77	4.30	2.60	3.96	2.42	3.59	3.11
14	2.85	4.46	2.70	4.14	2.53	3.80	2.35	3.43	2.91
15	2.79	4.32	2.64	4.00	2.48	3.67	2.29	3.29	2.77
16	2.74	4.20	2.59	3.89	2.42	3.55	2.24	3.18	2.65
17	2.70	4.10	2.55	3.79	2.38	3.45	2.19	3.08	2.55
18	2.66	4.01	2.51	3.71	2.34	3.37	2.15	3.00	2.47
19	2.63	3.94	2.48	3.63	2.31	3.30	2.11	2.92	2.40
20	2.60	3.87	2.45	3.56	2.28	3.23	2.08	2.86	2.34
21	2.57	3.81	2.42	3.51	2.25	3.17	2.05	2.80	2.29
22	2.55	3.76	2.40	3.45	2.23	3.12	2.03	2.75	2.25
23	2.53	3.71	2.38	3.41	2.20	3.07	2.01	2.70	2.21
24	2.51	3.67	2.36	3.36	2.18	3.03	1.98	2.66	2.18
25	2.49	3.63	2.34	3.32	2.16	2.99	1.96	2.62	2.15
26	2.47	3.59	2.32	3.29	2.15	2.96	1.95	2.58	2.13
27	2.46	3.56	2.31	3.26	2.13	2.93	1.93	2.55	2.11
28	2.44	3.53	2.29	3.23	2.12	2.90	1.91	2.52	2.09
29	2.43	3.50	2.28	3.20	2.10	2.87	1.90	2.49	2.07
30	2.42	3.47	2.27	3.17	2.09	2.84	1.89	2.47	2.06
40	2.34	3.29	2.18	2.99	2.00	2.66	1.79	2.29	1.91
60	2.25	3.12	2.10	2.82	1.92	2.50	1.70	2.12	1.84
100	2.17	2.96	2.01	2.66	1.83	2.34	1.61	1.95	1.74
∞	2.09	2.80	1.94	2.51	1.75	2.18	1.52	1.79	1.68

Nota. — s_1^2 est la plus grande des deux variances estimées, avec v_1 degrés de liberté.

4. TABLE DE LA LOI DE FISHER-SNEDECOR

Valeurs de F ayant la probabilité P d'être dépassées ($F = s_1^2/s_2^2$)



v_2	$v_1 = 1$		$v_1 = 2$		$v_1 = 3$		$v_1 = 4$		$v_1 = 5$	
	$P = 0.05$	$P = 0.01$	$P = 0.05$	$P = 0.01$	$P = 0.05$	$P = 0.01$	$P = 0.05$	$P = 0.01$	$P = 0.05$	$P = 0.01$
1	161.4	4052	149.5	4999	215.7	5403	224.6	5625	230.2	5764
2	18.51	98.49	19.00	99.00	19.16	99.17	19.25	99.25	19.30	99.30
3	10.13	34.12	9.88	30.81	9.28	29.46	9.12	28.71	9.01	28.24
4	7.71	21.20	6.94	18.00	6.59	16.69	6.39	15.98	6.26	15.52
5	6.61	16.26	5.99	13.27	5.41	12.06	5.19	11.39	5.05	10.97
6	5.99	13.74	5.14	10.91	4.76	9.78	4.53	9.15	4.39	8.75
7	5.59	12.25	4.74	9.55	4.35	8.45	4.12	7.85	3.97	7.45
8	5.32	11.26	4.46	8.65	4.07	7.59	3.84	7.01	3.69	6.63
9	5.12	10.56	4.26	8.02	3.86	6.99	3.63	6.42	3.48	6.06
10	4.96	10.01	4.10	7.56	3.71	6.55	3.48	5.99	3.31	5.64
11	4.84	9.63	3.98	7.20	3.59	6.22	3.36	5.67	3.20	5.32
12	4.75	9.31	3.88	6.93	3.49	5.95	3.26	5.41	3.11	5.06
13	4.67	9.07	3.80	6.70	3.41	5.74	3.18	5.20	3.02	4.86
14	4.60	8.86	3.74	6.51	3.34	5.56	3.11	5.03	2.96	4.69
15	4.54	8.68	3.68	6.36	3.29	5.42	3.06	4.89	2.91	4.56
16	4.49	8.53	3.63	6.23	3.24	5.29	3.01	4.77	2.85	4.44
17	4.45	8.40	3.59	6.11	3.20	5.18	2.96	4.67	2.81	4.34
18	4.41	8.28	3.55	6.01	3.16	5.09	2.93	4.58	2.77	4.25
19	4.38	8.18	3.52	5.93	3.13	5.01	2.90	4.50	2.74	4.17
20	4.35	8.10	3.49	5.85	3.10	4.94	2.87	4.43	2.71	4.10
21	4.32	8.02	3.47	5.78	3.07	4.87	2.84	4.37	2.68	4.04
22	4.30	7.94	3.44	5.72	3.05	4.82	2.82	4.31	2.66	3.99
23	4.28	7.88	3.42	5.66	3.03	4.76	2.80	4.26	2.64	3.94
24	4.26	7.82	3.40	5.61	3.01	4.72	2.78	4.22	2.62	3.90
25	4.24	7.77	3.38	5.57	2.99	4.68	2.76	4.18	2.60	3.86
26	4.22	7.72	3.37	5.53	2.98	4.64	2.74	4.14	2.59	3.82
27	4.21	7.68	3.35	5.49	2.96	4.60	2.73	4.11	2.57	3.78
28	4.20	7.64	3.34	5.45	2.95	4.57	2.71	4.07	2.56	3.75
29	4.18	7.61	3.33	5.42	2.93	4.54	2.70	4.04	2.54	3.73
30	4.17	7.58	3.32	5.39	2.92	4.51	2.69	4.02	2.53	3.70
40	4.08	7.31	3.18	5.18	2.84	4.31	2.61	3.83	2.45	3.51
60	4.00	7.08	3.15	4.98	2.76	4.13	2.52	3.65	2.37	3.34
100	3.92	6.85	3.07	4.79	2.68	3.95	2.45	3.48	2.29	3.17
∞	3.84	6.64	2.99	4.60	2.60	3.78	2.37	3.32	2.21	3.02

Nota. — s_1^2 est la plus grande des deux variances estimées, avec v_1 degrés de liberté.

الملحق (15): مخرجات برمجية «EViews 4.0» لنتائج التنبؤ النقطي بالمبيعات لسنة 2006م.

الجدول (أ): نتائج التنبؤ للسلسلة RSS وفق النموذج $ARMA(1,1)$ مع ثابت

Last updated: 06/07/06 - 23:15						
Modified: 2006:01 2006:12 // eq01.forecast(f=actual) rssf						
1998:01	18.439	19.672	22.804	20.025	21.564	21.424
1998:07	21.378	22.847	20.785	21.142	27.604	28.983
1999:01	25.179	26.665	25.318	30.692	27.928	28.705
1999:07	28.758	24.576	21.932	20.494	21.886	23.173
2000:01	22.405	27.019	25.749	30.017	31.273	29.086
2000:07	27.386	27.857	26.382	24.166	21.909	23.022
2001:01	18.493	31.257	29.394	28.249	25.06	26.115
2001:07	30.594	23.917	27.386	27.166	26.038	30.529
2002:01	30.676	22.891	30.594	23.917	21.401	28.948
2002:07	25.652	32.311	29.086	28.054	24.658	19.647
2003:01	29.086	17.776	31.305	30.692	35.637	21.656
2003:07	24.819	31.385	28.74	24.94	27.129	24.658
2004:01	18.974	21.19	22.539	21.213	31.177	28.071
2004:07	17.861	20.445	32.619	29.698	29.766	23.302
2005:01	31.225	23.937	19.391	29.017	33.302	34.886
2005:07	35.114	35.057	36.111	32.512	32.527	29.816
2006:01	28.98854479	28.33360605	27.8690374	27.53950425	27.30575602	27.13995106
2006:07	27.02234037	26.93891542	26.87973948	26.83776412	26.80798968	26.78686974

الجدول (ب): نتائج التنبؤ للسلسلة RIC وفق النموذج $ARMA(1,5)$ مع ثابت

Last updated: 06/09/06 - 20:15						
Modified: 2006:01 2006:12 // eq04.forecast(f=actual) ricf						
1998:01	21.438	20.158	24.88	17.972	19.596	19.183
1998:07	14	12.806	24.536	25.534	20.928	24.556
1999:01	20.616	21.977	27.295	24.9	29.833	27.221
1999:07	22.383	19.519	21.119	26.325	28.983	22.847
2000:01	25.02	23.238	20.664	21.119	17.889	19.925
2000:07	21.284	19.209	23.216	31.273	28.478	19.9
2001:01	25.632	20.591	21.401	10.05	29.833	24.98
2001:07	23.812	22.023	25.1	26.87	27.221	23.791
2002:01	23.452	17.972	25.14	26.627	31.369	29.138
2002:07	18.735	6.633	0	3.606	0.387	22.226
2003:01	27.875	23.259	22.204	24.145	20.322	20.445
2003:07	21.954	23.749	28.054	27.785	27.982	12.247
2004:01	8.426	28.32	25.338	22.113	23.259	22.913
2004:07	21.977	19.57	25.1	26.173	24.413	26.096
2005:01	24.331	13	24.556	26.571	22	23.152
2005:07	24.269	22.716	24.799	26.796	26.552	30.133
2006:01	25.82026	23.20555	21.97892	21.53744	20.42388	21.38398
2006:07	21.86410	22.10419	22.22426	22.28430	22.31433	22.32935

الجدول (ج): نتائج التنبؤ للسلسلة RPB وفق النموذج $ARMA(7,3)$ مع ثابت

Last updated: 06/10/06 - 10:37						
Modified: 2006:01 2006:12 // eq01.forecast(f=actual) rpb						
1998:01	21.84	28.583	34.205	25.1	26.173	31.401
1998:07	26.926	15.843	23.043	32.14	26.476	23.685
1999:01	35.44	25.259	61.563	52.173	34.322	40.976
1999:07	24.228	18.628	26.458	17	19.672	34.293
2000:01	16.553	31.575	32.741	32.496	32.404	38.484
2000:07	27.677	24.96	32.326	24.228	25.298	25.219
2001:01	23.367	18.412	21.977	26.363	29.563	26.382
2001:07	26.439	31.129	18.574	30.332	21.977	16.703
2002:01	19.647	24.576	19.105	27.982	19.157	32.848
2002:07	27.982	24.31	28.653	26.981	22	38.769
2003:01	19.494	27.893	32.404	30.199	28.46	22.76
2003:07	19.698	28	30.871	40.162	41.024	33.941
2004:01	33.347	26.665	26.944	34.771	26.796	28.408
2004:07	11.874	18.574	22.869	24.799	8.775	34.742
2005:01	13.038	25.199	32.187	23.108	20.857	18.708
2005:07	24.207	16.823	23.108	22.316	26.533	33.166
2006:01	30.661229	30.618270	30.596925	26.956387	27.197956	27.288673
2006:07	25.242500	25.948450	26.711617	26.458990	27.253496	27.274860

ENTREPRISE : ENAVA FILIALE : AFRICAVER2- VENTES EN QUANTITE ET EN VALEUR HT2.1 Réalisations par rapport aux prévisions

U : KDA

PRODUITS	UM	PREV. Jan. 2006		REAL. Jan. 2006		TAUX %	
		Q	V	Q	V	Q	V
Pare brise	U	1 250	5 625	446	2 414	36%	43%
Vitres laterales	U	2 084	1 480	904	697	43%	47%
Verre feuilleté	M²	1 200	3 000	1 769	4 005	147%	134%
Verre trempé	M²	400	520	13	29	3%	6%
TOTAL (1)			10 625		7 145		67%
Verre imprimé clair	T	900	22 320	617	14 245	69%	64%
Silicate de soude	T	850	14 620	234	4 025	28%	28%
Silicate de soude liq	T	100	1 800	0	0	0%	0%
TOTAL (2)			38 740		18 270		47%
Autres	KDA		200		289		
Marchandises	KDA		3 425		125		
Prestation fournie	KDA		700		146		
TOTAL (3)			4 325		560		
TVA + TIMBRE	KDA		9 235		4 423		48%
TOTAL H.T	KDA		53 690		25 975		48%
TOTAL T.T.C	KDA		62 925		30 398		48%

ENTREPRISE : ENAVA FILIALE : AFRICAVER2- VENTES EN QUANTITE ET EN VALEUR HT2.1 Réalisations par rapport aux prévisions

U : KDA

PRODUITS	UM	PREV. Fév. 2006		REAL. Fév. 2006		TAUX %		CUMUL	
		Q	V	Q	V	Q	V	Q	V
Pare brise	U	1 280	5 760	684	2 867	53%	50%	1 130	5 281
Vitres laterales	U	2 084	1 480	2 183	2 068	105%	140%	3 087	2 765
Verre feuilleté	M²	1 850	4 625	2 128	4 808	115%	104%	3 897	8 813
Verre trempé	M²	400	520	50	85	13%	16%	63	114
TOTAL (1)			12 385		9 828		79%		16 973
Verre imprimé clair	T	900	22 320	525	12 333	58%	55%	1 142	26 578
Silicate de soude	T	850	14 620	1 040	17 700	122%	121%	1 274	21 725
Silicate de soude liq	T	100	1 800	0	0	0%	0%	0	0
TOTAL (2)			38 740		30 033		78%		48 303
Autres	KDA		210		37				326
Marchandises	KDA		3 425		210				340
Prestation fournie	KDA		700		340				492
TOTAL (3)			4 335		598				1 158
TVA + TIMBRE	KDA		9 535		6 533		69%		10 961
TOTAL H.T	KDA		55 460		40 459		73%		66 434
TOTAL T.T.C	KDA		64 999		46 997		72%		77 395

مركز الإفريقية للزجاج

CONTROLE DE GES
AFRICAVER

2- VENTES EN QUANTITE ET EN VALEUR HT**2.1 Réalisations par rapport aux prévisions**

U : KDA

PRODUITS	UM	PREV. Mars. 2006		REAL. Mars. 2006		TAUX %	
		Q	V	Q	V	Q	V
Pare brise	U	1 280	5 760	786	2 916	61%	51%
Vitres latérales	U	2 084	1 480	654	493	31%	33%
Verre feuilleté	M ²	1 850	4 625	421	1 567	23%	34%
Verre trempé	M ²	400	520	28	55	7%	11%
TOTAL (1)			12 385		5 031		41%
Verre imprimé clair	T	1 050	26 040	430	10 188	41%	39%
Silicate de soude	T	800	13 760	1 165	20 038	146%	146%
Silicate de soude liq	T	150	2 700	0	0	0%	0%
TOTAL (2)			42 500		30 226		71%
Autres	KDA		210		161		
Marchandises	KDA		3 425		106		
Prestation fournie	KDA		650		2 253		
TOTAL (3)			4 285		2 520		
TVA + TIMBRE	KDA		10 177		6 428		63%
TOTAL H.T	KDA		59 170		37 777		64%
TOTAL T.T.C	KDA		69 347		44 205		64%

ENTREPRISE : ENAVA FILIALE : AFRICAVER**2- VENTES EN QUANTITE ET EN VALEUR HT****2.1 Réalisations par rapport aux prévisions**

U : KDA

PRODUITS	UM	PREV. Avril. 2006		REAL. Avril. 2006		TAUX %		CUMUL	
		Q	V	Q	V	Q	V	Q	V
Pare brise	U	1 290	5 805	699	2 977	54%	51%	2 615	11 174
Vitres latérales	U	2 084	1 480	700	253	34%	17%	4 441	3 511
Verre feuilleté	M ²	1 300	3 250	1 763	4 000	136%	142%	6 081	14 989
Verre trempé	M ²	400	520	22	38	6%	7%	113	207
TOTAL (1)			11 055		7 877		71%		29 881
Verre imprimé clair	T	1 100	27 260	640	14 515	58%	52%	2 212	51 061
Silicate de soude	T	800	13 760	270	4 644	34%	34%	2 709	46 407
Silicate de soude liq	T	150	2 700	0	0	0%	0%	0	0
TOTAL (2)			43 740		18 959		43%		97 488
Autres	KDA		220		414				636
Marchandises	KDA		3 425		297				743
Prestation fournie	KDA		800		883				3 628
TOTAL (3)			4 445		1 599				5 277
TVA + TIMBRE	KDA		10 109		4 104		41%		22 143
TOTAL H.T	KDA		59 240		28 435		48%		132 646
TOTAL T.T.C	KDA		69 420		33 430		48%		154 790

الشرطة الإفريقية للزجاج

**CONTROLE DE GESTION
AFRICAVER**

Date: 06/09/06 Time: 15:34
 Sample: 1998:01 2005:12
 Included observations: 96

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.402	0.402	16.012	0.000
		2	0.023	-0.166	16.064	0.000
		3	-0.104	-0.059	17.159	0.001
		4	-0.181	-0.131	20.502	0.000
		5	-0.192	-0.093	24.321	0.000
		6	0.005	0.125	24.323	0.000
		7	0.139	0.068	26.371	0.000
		8	0.104	-0.019	27.523	0.001
		9	-0.057	-0.138	27.872	0.001
		10	-0.098	-0.016	28.932	0.001
		11	-0.141	-0.067	31.139	0.001
		12	-0.129	-0.029	33.001	0.001
		13	-0.034	-0.001	33.130	0.002
		14	-0.037	-0.132	33.287	0.003
		15	-0.124	-0.148	35.060	0.002
		16	0.008	0.121	35.068	0.004
		17	0.062	0.016	35.529	0.005
		18	0.050	0.012	35.825	0.007
		19	0.082	0.036	36.641	0.009
		20	0.066	-0.035	37.186	0.011
		21	-0.074	-0.093	37.882	0.013
		22	-0.071	0.063	38.529	0.016
		23	-0.057	-0.058	38.953	0.020
		24	-0.045	-0.077	39.215	0.026
		25	-0.053	-0.078	39.592	0.032
		26	-0.012	-0.050	39.613	0.043
		27	0.070	0.086	40.286	0.048
		28	0.103	0.106	41.763	0.046
		29	0.111	0.056	43.505	0.041
		30	0.087	-0.023	44.574	0.042
		31	-0.021	-0.022	44.638	0.054
		32	-0.033	0.061	44.800	0.066
		33	-0.071	-0.051	45.544	0.072
		34	-0.066	-0.010	46.208	0.079
		35	-0.010	-0.060	46.225	0.097
		36	0.065	-0.034	46.881	0.106

الملحق (18): نتائج تطبيق إستراتيجية DF على السلسلة RIC

الجدول (أ): اختبار DF للجذر الوحدوي على النموذج الثالث

ADF Test Statistic	-5.433788	1% Critical Value*	-4.0570	
		5% Critical Value	-3.4571	
		10% Critical Value	-3.1542	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RIC)				
Method: Least Squares				
Date: 04/19/06 Time: 18:14				
Sample(adjusted): 1998:02 2005:12				
Included observations: 95 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RIC(-1)	-0.493978	0.090909	-5.433788	0.0000
C	10.63512	2.259003	4.707883	0.0000
@TREND(1998:01)	0.008792	0.019622	0.448089	0.6551
R-squared	0.243320	Mean dependent var		0.091526
Adjusted R-squared	0.226870	S.D. dependent var		5.960245
S.E. of regression	5.240712	Akaike info criterion		6.181861
Sum squared resid	2526.785	Schwarz criterion		6.262510
Log likelihood	-290.6384	F-statistic		14.79187
Durbin-Watson stat	1.851228	Prob(F-statistic)		0.000003

الجدول (ب) تقدير النموذج الثالث

Dependent Variable: RIC				
Method: Least Squares				
Date: 04/19/06 Time: 18:30				
Sample(adjusted): 1998:02 2005:12				
Included observations: 95 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.62633	2.266585	4.688255	0.0000
T	0.008792	0.019622	0.448089	0.6551
RIC(-1)	0.506022	0.090909	5.566283	0.0000
R-squared	0.254586	Mean dependent var		22.29016
Adjusted R-squared	0.238382	S.D. dependent var		6.005119
S.E. of regression	5.240712	Akaike info criterion		6.181861
Sum squared resid	2526.785	Schwarz criterion		6.262510
Log likelihood	-290.6384	F-statistic		15.71071
Durbin-Watson stat	1.851228	Prob(F-statistic)		0.000001

الجدول (ج): اختبار DF للجذر الوحدوي على النموذج الثاني

ADF Test Statistic	-5.444047	1% Critical Value*	-3.5000	
		5% Critical Value	-2.8918	
		10% Critical Value	-2.5827	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RIC)				
Method: Least Squares				
Date: 04/19/06 Time: 18:45				
Sample(adjusted): 1998:02 2005:12				
Included observations: 95 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RIC(-1)	-0.492417	0.090451	-5.444047	0.0000
C	11.02252	2.078029	5.304315	0.0000
R-squared	0.241668	Mean dependent var	0.091526	
Adjusted R-squared	0.233514	S.D. dependent var	5.960245	
S.E. of regression	5.218144	Akaike info criterion	6.162989	
Sum squared resid	2532.300	Schwarz criterion	6.216755	
Log likelihood	-290.7420	F-statistic	29.63765	
Durbin-Watson stat	1.849917	Prob(F-statistic)	0.000000	

Correlogram of RIC

Date: 04/20/06 Time: 19:13

Sample: 1998:01 2005:12

Included observations: 96

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.498	0.498	24.583	0.000
		2	0.146	-0.135	26.731	0.000
		3	-0.039	-0.074	26.887	0.000
		4	-0.164	-0.125	29.652	0.000
		5	-0.204	-0.076	33.942	0.000
		6	-0.040	0.141	34.111	0.000
		7	0.080	0.042	34.780	0.000
		8	0.067	-0.053	35.254	0.000
		9	-0.036	-0.122	35.398	0.000
		10	-0.107	-0.056	36.648	0.000
		11	-0.166	-0.056	39.702	0.000
		12	-0.184	-0.060	43.490	0.000
		13	-0.027	0.110	43.571	0.000
		14	0.033	-0.073	43.696	0.000
		15	-0.039	-0.140	43.873	0.000
		16	0.057	0.152	44.262	0.000
		17	0.062	-0.017	44.726	0.000
		18	0.013	0.016	44.748	0.000
		19	0.071	0.096	45.364	0.001
		20	0.018	-0.155	45.405	0.001
		21	-0.047	-0.026	45.677	0.001
		22	-0.088	-0.035	46.652	0.002
		23	-0.087	-0.031	47.633	0.002
		24	-0.097	-0.056	48.851	0.002
		25	-0.091	-0.055	49.944	0.002
		26	-0.033	-0.009	50.089	0.003
		27	0.077	0.076	50.895	0.004
		28	0.088	0.077	51.964	0.004
		29	0.102	0.042	53.411	0.004
		30	0.064	-0.071	53.991	0.005
		31	-0.046	-0.041	54.294	0.006
		32	-0.016	0.071	54.333	0.008
		33	-0.037	-0.093	54.538	0.011
		34	-0.102	-0.076	56.103	0.010
		35	-0.069	-0.064	56.836	0.011
		36	-0.012	-0.023	56.859	0.015

الملحق (20): نتائج تقدير النماذج الممكنة

Dependent Variable: RIC
Method: Least Squares
Date: 06/09/06 Time: 19:02
Sample(adjusted): 1998:02 2005:12
Included observations: 95 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 11 iterations
Backcast: 1997:02 1998:01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.992035	0.016121	61.53679	0.0000
MA(1)	-0.202848	0.100845	-2.011475	0.0472
MA(12)	-0.237400	0.102267	-2.321377	0.0225
R-squared	0.089178	Mean dependent var		22.29016
Adjusted R-squared	0.069377	S.D. dependent var		6.005119
S.E. of regression	5.793066	Akaike info criterion		6.382270
Sum squared resid	3087.484	Schwarz criterion		6.462919
Log likelihood	-300.1578	Durbin-Watson stat		1.959256
Inverted AR Roots	.99			

Dependent Variable: RIC
Method: Least Squares
Date: 06/09/06 Time: 19:05
Sample(adjusted): 1998:02 2005:12
Included observations: 95 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.38450	1.087764	20.57845	0.0000
AR(1)	0.507583	0.090451	5.611708	0.0000
R-squared	0.252960	Mean dependent var		22.29016
Adjusted R-squared	0.244927	S.D. dependent var		6.005119
S.E. of regression	5.218144	Akaike info criterion		6.162989
Sum squared resid	2532.300	Schwarz criterion		6.216755
Log likelihood	-290.7420	F-statistic		31.49126
Durbin-Watson stat	1.849917	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: RIC
Method: Least Squares
Date: 06/09/06 Time: 19:03
Sample(adjusted): 1998:02 2005:12
Included observations: 95 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 13 iterations
Backcast: 1998:01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.985368	0.020584	47.87167	0.0000
MA(1)	-0.245356	0.103730	-2.365325	0.0201
R-squared	0.055385	Mean dependent var		22.29016
Adjusted R-squared	0.045227	S.D. dependent var		6.005119
S.E. of regression	5.867750	Akaike info criterion		6.397647
Sum squared resid	3202.035	Schwarz criterion		6.451413
Log likelihood	-301.8883	Durbin-Watson stat		1.885766
Inverted AR Roots	.99			
Inverted MA Roots	.25			

Dependent Variable: RIC
Method: Least Squares
Date: 06/09/06 Time: 19:06
Sample(adjusted): 1998:02 2005:12
Included observations: 95 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 2 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.971165	0.026454	36.71187	0.0000
R-squared	0.026954	Mean dependent var		22.29016
Adjusted R-squared	0.026954	S.D. dependent var		6.005119
S.E. of regression	5.923636	Akaike info criterion		6.406248
Sum squared resid	3298.409	Schwarz criterion		6.433131
Log likelihood	-303.2968	Durbin-Watson stat		2.247123
Inverted AR Roots	.97			

Dependent Variable: RIC
 Method: Least Squares
 Date: 06/09/06 Time: 19:09
 Sample(adjused): 1998:02 2005:12
 Included observations: 95 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 12 iterations
 Backcast: 1997:09 1998:01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.998323	0.010209	97.78510	0.0000
MA(1)	-0.307531	0.100158	-3.070471	0.0028
MA(5)	-0.333800	0.099835	-3.343506	0.0012
R-squared	0.116424	Mean dependent var		22.29016
Adjusted R-squared	0.097216	S.D. dependent var		6.005119
S.E. of regression	5.705760	Akaike info criterion		6.351899
Sum squared resid	2995.125	Schwarz criterion		6.432548
Log likelihood	-298.7152	Durbin-Watson stat		1.901127

Dependent Variable: RIC
 Method: Least Squares
 Date: 06/09/06 Time: 19:14
 Sample(adjused): 1998:02 2005:12
 Included observations: 95 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 9 iterations
 Backcast: 1997:09 1998:01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.34437	0.770517	28.99917	0.0000
AR(1)	0.500077	0.091589	5.460002	0.0000
MA(5)	-0.282064	0.101414	-2.781315	0.0066
R-squared	0.294270	Mean dependent var		22.29016
Adjusted R-squared	0.278928	S.D. dependent var		6.005119
S.E. of regression	5.099304	Akaike info criterion		6.127155
Sum squared resid	2392.267	Schwarz criterion		6.207804
Log likelihood	-288.0399	F-statistic		19.18073
Durbin-Watson stat	1.892145	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: RIC
 Method: Least Squares
 Date: 06/09/06 Time: 19:13
 Sample(adjused): 1998:02 2005:12
 Included observations: 95 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 9 iterations
 Backcast: 1997:02 1998:01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.983054	0.021177	46.42073	0.0000
MA(12)	-0.234095	0.103135	-2.269803	0.0255
R-squared	0.066719	Mean dependent var		22.29016
Adjusted R-squared	0.056684	S.D. dependent var		6.005119
S.E. of regression	5.832440	Akaike info criterion		6.385576
Sum squared resid	3163.614	Schwarz criterion		6.439342
Log likelihood	-301.3149	Durbin-Watson stat		2.271804

Dependent Variable: RIC
 Method: Least Squares
 Date: 06/09/06 Time: 19:16
 Sample(adjused): 1998:02 2005:12
 Included observations: 95 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 10 iterations
 Backcast: 1997:09 1998:01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.984431	0.020418	48.21457	0.0000
MA(5)	-0.243429	0.101482	-2.398738	0.0184
R-squared	0.070697	Mean dependent var		22.29016
Adjusted R-squared	0.060704	S.D. dependent var		6.005119
S.E. of regression	5.819997	Akaike info criterion		6.381305
Sum squared resid	3150.130	Schwarz criterion		6.435070
Log likelihood	-301.1120	Durbin-Watson stat		2.319803

Dependent Variable: RIC
 Method: Least Squares
 Date: 06/09/06 Time: 19:17
 Sample (adjusted): 1998:02 2005:12
 Included observations: 95 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 8 iterations
 Backcast: 1997:02 1998:01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.35045	0.809318	27.61641	0.0000
AR(1)	0.499719	0.092300	5.414062	0.0000
MA(12)	-0.270524	0.103200	-2.621371	0.0102
R-squared	0.290202	Mean dependent var		22.29016
Adjusted R-squared	0.274772	S.D. dependent var		6.005119
S.E. of regression	5.113979	Akaike info criterion		6.132902
Sum squared resid	2406.056	Schwarz criterion		6.213551
Log likelihood	-288.3128	F-statistic		18.80720
Durbin-Watson stat	1.853200	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: RIC
 Method: Least Squares
 Date: 06/09/06 Time: 19:21
 Sample (adjusted): 1998:02 2005:12
 Included observations: 95 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 11 iterations
 Backcast: 1997:02 1998:01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.26724	0.574467	38.76157	0.0000
AR(1)	0.493145	0.093398	5.280034	0.0000
MA(5)	-0.272478	0.098985	-2.752717	0.0071
MA(12)	-0.222022	0.101908	-2.178646	0.0319
R-squared	0.319924	Mean dependent var		22.29016
Adjusted R-squared	0.297504	S.D. dependent var		6.005119
S.E. of regression	5.033194	Akaike info criterion		6.111180
Sum squared resid	2395.306	Schwarz criterion		6.218711
Log likelihood	-286.2810	F-statistic		14.26951
Durbin-Watson stat	1.880108	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: RIC
 Method: Least Squares
 Date: 06/09/06 Time: 19:19
 Sample: 1998:01 2005:12
 Included observations: 96
 Convergence achieved after 10 iterations
 Backcast: 1997:08 1997:12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.29664	0.671674	33.19561	0.0000
MA(1)	0.458529	0.089597	5.117671	0.0000
MA(5)	-0.193440	0.089844	-2.153073	0.0339
R-squared	0.266016	Mean dependent var		22.28128
Adjusted R-squared	0.250231	S.D. dependent var		5.974063
S.E. of regression	5.172893	Akaike info criterion		6.155493
Sum squared resid	2488.570	Schwarz criterion		6.235628
Log likelihood	-292.4636	F-statistic		16.85285
Durbin-Watson stat	1.778884	Prob(F-statistic)		0.000001

Dependent Variable: RIC
 Method: Least Squares
 Date: 06/09/06 Time: 19:23
 Sample: 1998:01 2005:12
 Included observations: 96
 Convergence achieved after 9 iterations
 Backcast: 1997:12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.31552	0.789863	28.25239	0.0000
MA(1)	0.479728	0.090945	5.274928	0.0000
R-squared	0.238305	Mean dependent var		22.28128
Adjusted R-squared	0.230202	S.D. dependent var		5.974063
S.E. of regression	5.241530	Akaike info criterion		6.171717
Sum squared resid	2582.522	Schwarz criterion		6.225141
Log likelihood	-294.2424	F-statistic		29.40905
Durbin-Watson stat	1.802134	Prob(F-statistic)		0.000000

Date: 04/25/06 Time: 16:12

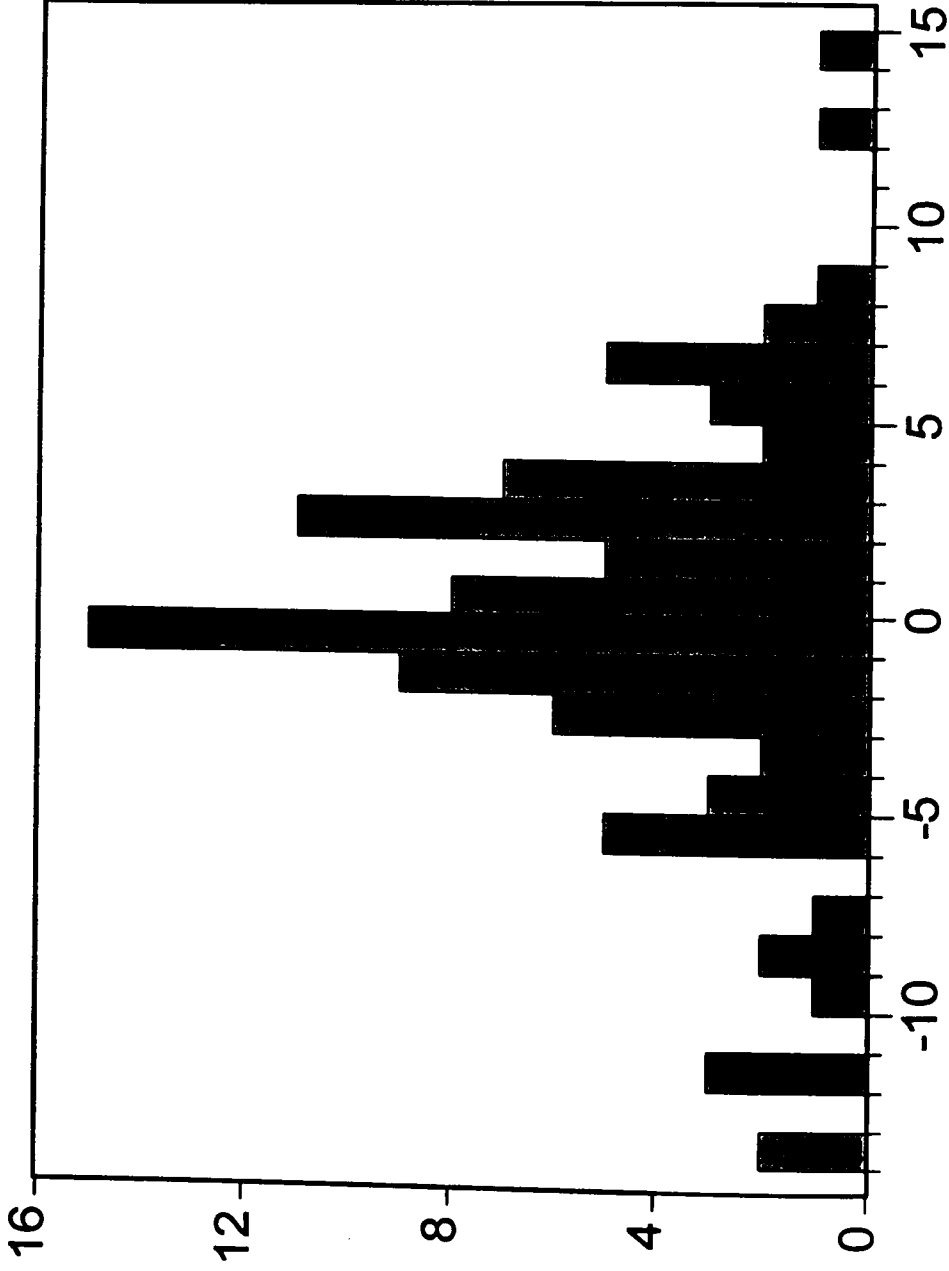
Sample: 1998:02 2005:12

Included observations: 95

Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.047	0.047	0.2198	
		2 -0.058	-0.060	0.5502	
		3 -0.045	-0.039	0.7507	0.386
		4 -0.104	-0.105	1.8565	0.395
		5 0.038	0.044	2.0053	0.571
		6 0.004	-0.015	2.0066	0.735
		7 0.053	0.051	2.3003	0.806
		8 0.085	0.073	3.0622	0.801
		9 -0.024	-0.017	3.1225	0.873
		10 -0.062	-0.051	3.5451	0.896
		11 -0.082	-0.065	4.2843	0.892
		12 -0.160	-0.156	7.1356	0.713
		13 0.068	0.061	7.6544	0.744
		14 0.122	0.088	9.3493	0.673
		15 -0.143	-0.181	11.706	0.552
		16 0.055	0.065	12.054	0.602
		17 0.000	0.019	12.054	0.675
		18 -0.053	-0.042	12.387	0.717
		19 0.122	0.134	14.188	0.654
		20 -0.047	-0.033	14.453	0.699
		21 -0.036	-0.077	14.612	0.747
		22 -0.030	-0.037	14.726	0.792
		23 -0.008	0.016	14.735	0.836
		24 -0.016	-0.077	14.769	0.872
		25 -0.087	-0.064	15.762	0.865
		26 -0.077	-0.080	16.564	0.867
		27 0.092	0.024	17.711	0.854
		28 0.043	0.069	17.969	0.877
		29 0.035	0.075	18.144	0.899
		30 0.029	-0.012	18.262	0.919
		31 -0.117	-0.054	20.249	0.885
		32 0.035	0.043	20.423	0.905
		33 0.022	-0.031	20.494	0.925
		34 -0.132	-0.116	23.128	0.874
		35 -0.050	-0.103	23.510	0.889
		36 0.054	0.008	23.959	0.900

الملحق (22): التمثيل البياني للبقايا

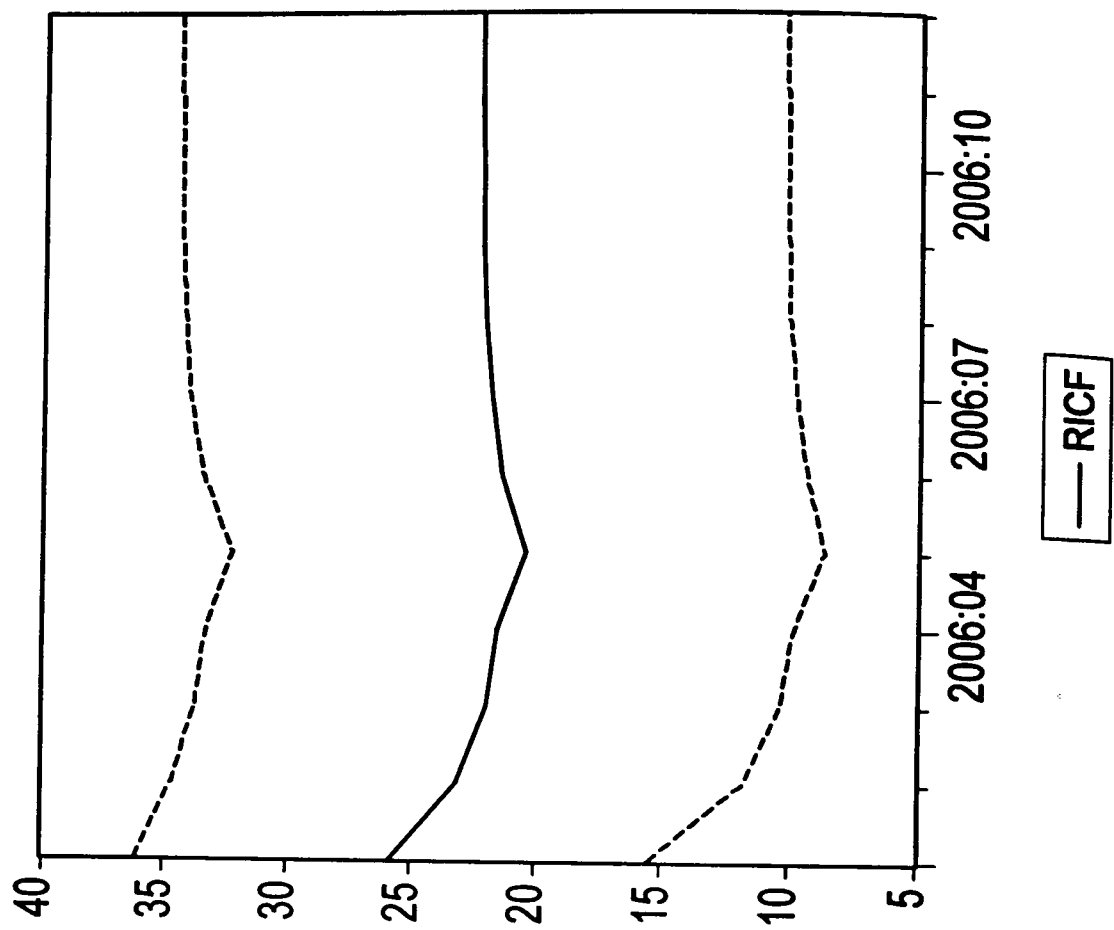
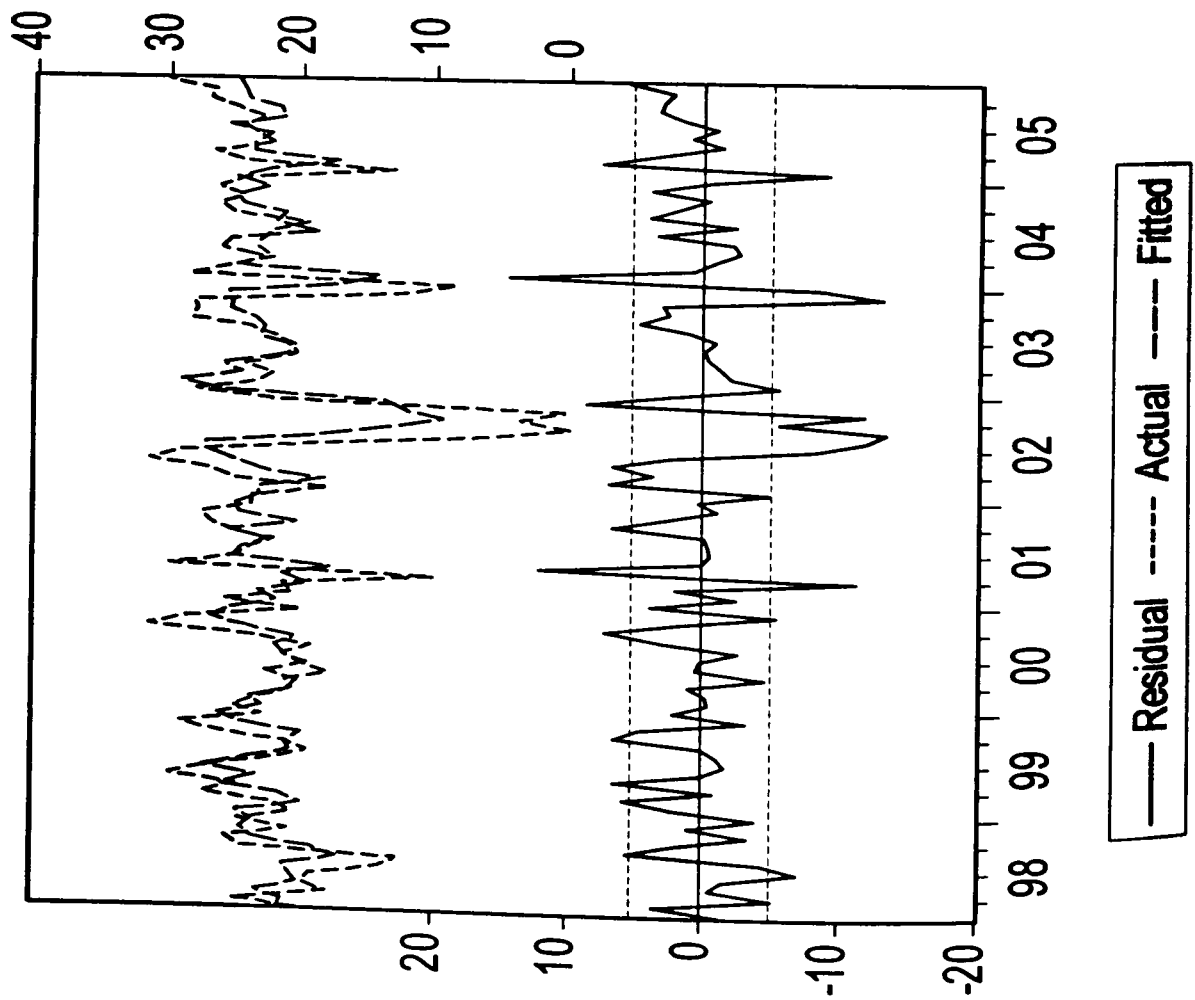


Series: Residuals	
Sample 1998:02 2005:12	
Observations 95	
Mean	-0.027605
Median	-0.051536
Maximum	14.22949
Minimum	-13.46706
Std. Dev.	5.044688
Skewness	-0.368161
Kurtosis	3.890234
Jarque-Bera	5.283136
Probability	0.071249

obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot
1998:02	20.1580	21.6330	-1.47498	
1998:03	24.8800	21.4058	3.47424	
1998:04	17.9720	23.3171	-5.34509	
1998:05	19.5960	20.1887	-0.59268	
1998:06	19.1830	20.7608	-1.57780	
1998:07	14.0000	21.1795	-7.17948	
1998:08	12.8060	17.1916	-4.38558	
1998:09	24.5360	19.0821	5.45389	
1998:10	25.5340	23.6075	1.92647	
1998:11	20.9280	24.3845	-3.45647	
1998:12	24.5560	23.6612	0.89485	
1999:01	20.6160	24.6874	-4.07137	
1999:02	21.9770	19.9417	2.03530	
1999:03	27.2950	21.6173	5.67773	
1999:04	24.9000	25.7950	-0.89501	
1999:05	29.8330	23.3700	6.46302	
1999:06	27.2210	27.2378	-0.01665	
1999:07	22.3830	24.2090	-1.82598	
1999:08	19.5190	20.7822	-1.24320	
1999:09	21.1190	21.1839	-0.06492	
1999:10	26.3250	19.9088	6.41640	
1999:11	28.9830	24.3397	4.64331	
1999:12	22.8470	26.1792	-3.33224	
2000:01	25.0200	22.9464	2.07361	
2000:02	23.2380	23.7007	-0.46270	
2000:03	20.6640	20.9814	-0.31742	
2000:04	21.1190	20.1943	0.92466	
2000:05	17.8890	22.6715	-4.78250	
2000:06	19.9250	19.5315	0.39355	
2000:07	21.2840	21.2650	0.01899	
2000:08	19.2090	21.9036	-2.69464	
2000:09	23.2160	20.5156	2.70037	
2000:10	31.2730	24.1292	7.14378	
2000:11	28.4780	26.6984	1.77963	
2000:12	19.9000	25.4063	-5.50630	
2001:01	25.6320	21.8821	3.74994	
2001:02	20.5910	23.2268	-2.63576	
2001:03	21.4010	19.4525	1.94845	
2001:04	10.0500	21.3706	-11.3206	
2001:05	29.8330	17.7494	12.0836	
2001:06	24.9800	25.0315	-0.05154	
2001:07	23.8120	24.4058	-0.59384	
2001:08	22.0230	22.5287	-0.50571	
2001:09	25.1000	25.3768	-0.27681	
2001:10	26.8700	20.3140	6.55596	
2001:11	27.2210	24.6221	2.59893	
2001:12	23.7910	24.9506	-1.15956	
2002:01	23.4520	23.2104	0.24156	
2002:02	17.9720	22.9763	-5.00435	
2002:03	25.1400	18.3086	6.83135	
2002:04	26.6270	23.0093	3.61767	
2002:05	31.3690	24.8131	6.55591	
2002:06	29.1380	26.7892	2.34876	
2002:07	18.7350	27.1533	-8.41826	
2002:08	6.63300	18.6125	-11.9795	
2002:09	0.00000	13.4671	-13.4671	
2002:10	3.60600	9.32128	-5.71528	
2002:11	0.38700	12.3112	-11.9242	
2002:12	22.2260	13.7385	8.48752	
2003:01	27.8750	25.6642	2.21083	

obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot
2003:02	23.2590	28.9087	-5.64969	
2003:03	22.2040	24.4138	-2.20983	
2003:04	24.1450	25.6376	-1.49258	
2003:05	20.3220	20.8508	-0.52880	
2003:06	20.4450	20.7094	-0.26443	
2003:07	21.9540	22.9881	-1.03411	
2003:08	23.7490	22.7725	0.97653	
2003:09	28.0540	23.4678	4.58620	
2003:10	27.7850	25.3488	2.43622	
2003:11	27.9820	25.1397	2.84231	
2003:12	12.2470	25.4553	-13.2083	
2004:01	8.42600	17.0195	-8.59346	
2004:02	28.3200	14.0905	14.2295	
2004:03	25.3380	24.6455	0.69253	
2004:04	22.1130	23.0397	-0.92670	
2004:05	23.2590	25.9543	-2.69526	
2004:06	22.9130	25.2257	-2.31266	
2004:07	21.9770	18.6151	3.36190	
2004:08	19.5700	21.9653	-2.39532	
2004:09	25.1000	21.2184	3.88164	
2004:10	26.1730	24.4826	1.69037	
2004:11	24.4130	24.9113	-0.49830	
2004:12	26.0960	22.4306	3.66543	
2005:01	24.3310	24.8961	-0.56511	
2005:02	13.0000	22.2430	-9.24297	
2005:03	24.5560	17.1947	7.36133	
2005:04	26.5710	23.5909	2.98009	
2005:05	22.0000	23.4241	-1.42412	
2005:06	23.1520	22.3316	0.82044	
2005:07	24.2690	25.3554	-1.08636	
2005:08	22.7180	21.2305	1.48553	
2005:09	24.7990	21.6896	3.10936	
2005:10	26.7960	23.9736	2.82243	
2005:11	26.5520	24.3391	2.21289	
2005:12	30.1330	24.7549	5.37807	

الملحق (24): التمثيل البياني للقيم المتنبأ بها والبقايا



Date: 06/10/06 Time: 00:46

Sample: 1998:01 2005:12

Included observations: 96

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.347	0.347	11.897	0.001
		2	0.247	0.144	18.006	0.000
		3	0.205	0.095	22.246	0.000
		4	-0.107	-0.265	23.416	0.000
		5	-0.062	-0.011	23.809	0.000
		6	-0.024	0.056	23.869	0.001
		7	-0.233	-0.196	29.593	0.000
		8	-0.074	0.030	30.181	0.000
		9	-0.031	0.046	30.286	0.000
		10	-0.066	0.014	30.759	0.001
		11	0.089	0.046	31.635	0.001
		12	0.100	0.051	32.758	0.001
		13	0.135	0.119	34.820	0.001
		14	0.096	-0.097	35.875	0.001
		15	0.045	-0.016	36.106	0.002
		16	0.010	0.005	36.117	0.003
		17	-0.032	-0.021	36.238	0.004
		18	-0.027	0.021	36.329	0.006
		19	-0.128	-0.132	38.321	0.005
		20	-0.123	0.004	40.182	0.005
		21	-0.151	-0.100	43.041	0.003
		22	-0.157	-0.049	46.159	0.002
		23	-0.161	-0.099	49.511	0.001
		24	-0.018	0.089	49.551	0.002
		25	-0.053	-0.039	49.922	0.002
		26	0.019	-0.024	49.972	0.003
		27	0.031	-0.022	50.106	0.004
		28	0.022	0.030	50.170	0.006
		29	-0.027	-0.107	50.274	0.008
		30	0.015	0.012	50.304	0.012
		31	-0.013	0.036	50.328	0.016
		32	-0.095	-0.083	51.644	0.015
		33	-0.096	-0.083	53.018	0.015
		34	-0.054	0.092	53.459	0.018
		35	-0.103	-0.029	55.092	0.017
		36	-0.013	0.004	55.119	0.022

الملحق (26) نتائج تطبيق إستراتيجية DF على السلسلة RPB
الجدول (أ) تقدير النموذج الثالث

Dependent Variable: RPB
Method: Least Squares
Date: 04/19/06 Time: 16:36
Sample(adjusted): 1998:02 2005:12
Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.78488	3.415536	6.670951	0.0000
T	-0.045520	0.028843	-1.578191	0.1180
RPB(-1)	0.239336	0.101419	2.359870	0.0204
R-squared	0.099070	Mean dependent var		26.98417
Adjusted R-squared	0.079485	S.D. dependent var		7.849069
S.E. of regression	7.530671	Akaike info criterion		6.906915
Sum squared resid	5217.413	Schwarz criterion		6.987564
Log likelihood	-325.0785	F-statistic		5.058353
Durbin-Watson stat	2.076267	Prob(F-statistic)		0.008237

الجدول (ب) تقدير النموذج الثاني

Dependent Variable: RPB
Method: Least Squares
Date: 04/19/06 Time: 16:47
Sample(adjusted): 1998:02 2005:12
Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	19.63432	2.793519	7.028525	0.0000
RPB(-1)	0.273585	0.099861	2.739655	0.0074
R-squared	0.074679	Mean dependent var		26.98417
Adjusted R-squared	0.064730	S.D. dependent var		7.849069
S.E. of regression	7.590786	Akaike info criterion		6.912575
Sum squared resid	5358.663	Schwarz criterion		6.966341
Log likelihood	-326.3473	F-statistic		7.505711
Durbin-Watson stat	2.101996	Prob(F-statistic)		0.007373

الجدول (ج): اختبار DF للجذر الوحدوي على النموذج الثاني

ADF Test Statistic	-7.274251	1% Critical Value*	-3.5000
		5% Critical Value	-2.8918
		10% Critical Value	-2.5827

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RPB)

Method: Least Squares

Date: 04/19/06 Time: 16:52

Sample(adjusted): 1998:02 2005:12

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RPB(-1)	-0.726415	0.099861	-7.274251	0.0000
C	19.63432	2.793519	7.028525	0.0000
R-squared	0.362641	Mean dependent var		0.119221
Adjusted R-squared	0.355788	S.D. dependent var		9.457413
S.E. of regression	7.590786	Akaike info criterion		6.912575
Sum squared resid	5358.663	Schwarz criterion		6.966341
Log likelihood	-326.3473	F-statistic		52.91472
Durbin-Watson stat	2.101996	Prob(F-statistic)		0.000000

Date: 04/20/06 Time: 19:19

Sample: 1998:01 2005:12

Included observations: 96

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.272	0.272	7.3095	0.007
		2	0.271	0.213	14.653	0.001
		3	0.224	0.123	19.737	0.000
		4	-0.079	-0.236	20.383	0.000
		5	-0.067	-0.100	20.847	0.001
		6	0.003	0.096	20.848	0.002
		7	-0.252	-0.200	27.554	0.000
		8	-0.084	-0.006	28.307	0.000
		9	-0.054	0.040	28.627	0.001
		10	-0.069	0.054	29.141	0.001
		11	0.117	0.105	30.667	0.001
		12	0.084	-0.005	31.456	0.002
		13	0.150	0.128	34.023	0.001
		14	0.114	-0.064	35.509	0.001
		15	0.015	-0.087	35.534	0.002
		16	0.016	-0.005	35.566	0.003
		17	-0.042	-0.029	35.776	0.005
		18	-0.031	0.084	35.891	0.007
		19	-0.157	-0.196	38.887	0.005
		20	-0.154	-0.043	41.838	0.003
		21	-0.189	-0.074	46.319	0.001
		22	-0.173	-0.066	50.142	0.001
		23	-0.180	-0.097	54.317	0.000
		24	0.006	0.080	54.322	0.000
		25	-0.072	-0.005	55.003	0.000
		26	0.041	-0.018	55.233	0.001
		27	0.046	-0.039	55.523	0.001
		28	0.043	0.052	55.777	0.001
		29	-0.028	-0.134	55.890	0.002
		30	0.043	0.016	56.154	0.003
		31	0.000	0.062	56.154	0.004
		32	-0.087	-0.062	57.254	0.004
		33	-0.103	-0.086	58.824	0.004
		34	-0.028	0.107	58.941	0.005
		35	-0.114	-0.018	60.948	0.004
		36	0.006	0.011	60.954	0.006

الملحق (28): نتائج تقدير النموذج الممكنة للسلسلة RPB

Dependent Variable RPB
Method Least Squares
Date 06/10/06 Time 10 10
Sample(adjusted) 1998 06 2006 12
Included observations 97 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std Error	t-Statistic	Prob
C	20 96817	1 116519	24 16666	0 0000
AR(1)	0 264102	0 103186	2 462663	0 0167
AR(2)	0 271166	0 104024	2 606786	0 0107
AR(4)	0 214977	0 102861	2 089973	0 0396
R-squared	0 104244	Mean dependent var	26 90878	
Adjusted R-squared	0 135762	S.D. dependent var	7 936819	
S.E. of regression	7 178459	Akaike info criterion	6 877511	
Sum squared resid	4700 800	Schwarz criterion	6 987154	
Log likelihood	312 8055	F-statistic	5 764616	
Durbin Watson stat	2 114709	Prob(F-statistic)	0 001202	

Dependent Variable RPB
Method Least Squares
Date 06/10/06 Time 10 12
Sample(adjusted) 1998 02 2005 12
Included observations 95 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std Error	t-Statistic	Prob
C	27 02907	1 072349	25 20547	0 0000
AR(1)	0 273585	0 099861	2 739855	0 0074
R-squared	0 074679	Mean dependent var	26 98417	
Adjusted R-squared	0 064730	S.D. dependent var	7 849069	
S.E. of regression	7 569786	Akaike info criterion	6 912576	
Sum squared resid	6368 663	Schwarz criterion	6 966341	
Log likelihood	-226 3473	F-statistic	7 505711	
Durbin Watson stat	2 101996	Prob(F-statistic)	0 007373	

Dependent Variable RPB
Method Least Squares
Date 06/10/06 Time 10 12
Sample(adjusted) 1998 03 2006 12
Included observations 94 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std Error	t-Statistic	Prob
C	27 02274	1 367667	19 90526	0 0000
AR(1)	0 217560	0 102719	2 118019	0 0369
AR(2)	0 213146	0 102493	2 079643	0 0404
R-squared	0 117746	Mean dependent var	26 96716	
Adjusted R-squared	0 096357	S.D. dependent var	7 869396	
S.E. of regression	7 491365	Akaike info criterion	6 896774	
Sum squared resid	5196 970	Schwarz criterion	6 977943	
Log likelihood	321 1484	F-statistic	6 072539	
Durbin Watson stat	2 037358	Prob(F-statistic)	0 003346	

Dependent Variable RPB
Method Least Squares
Date 06/10/06 Time 10 15
Sample(adjusted) 1998 08 2005 12
Included observations 89 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 22 iterations
Backcast 1998 07

Variable	Coefficient	Std Error	t-Statistic	Prob
AR(1)	1 171461	0 049535	23 64913	0 0000
AR(4)	-0 277022	0 076445	-3 623824	0 0005
AR(7)	0 103692	0 048880	2 121370	0 0368
MA(1)	-0 976887	0 014509	-67 32897	0 0000
R-squared	0 165892	Mean dependent var	26 86638	
Adjusted R-squared	0 136453	S.D. dependent var	8 066259	
S.E. of regression	7 486458	Akaike info criterion	6 907971	
Sum squared resid	4764 000	Schwarz criterion	7 019620	
Log likelihood	-303 4047	Durbin-Watson stat	1 996262	

Dependent Variable: RPB
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/06 Time: 10:18
 Sample(adjusted): 1998:08 2005:12
 Included observations: 89 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	26.97627	0.811894	33.22633	0.0000
AR(1)	0.284022	0.099919	2.842509	0.0056
AR(7)	-0.267003	0.100925	-2.645553	0.0097
R-squared	0.147560	Mean dependent var		26.86638
Adjusted R-squared	0.127736	S.D. dependent var		8.056259
S.E. of regression	7.524150	Akaike info criterion		6.907239
Sum squared resid	4868.703	Schwarz criterion		6.991126
Log likelihood	-304.3721	F-statistic		7.443432
Durbin-Watson stat	2.063316	Prob(F-statistic)		0.001044

Dependent Variable: RPB
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/06 Time: 10:18
 Sample(adjusted): 1998:08 2005:12
 Included observations: 89 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	26.93515	0.656877	41.00489	0.0000
AR(7)	-0.263294	0.104943	-2.508935	0.0140
R-squared	0.067472	Mean dependent var		26.86638
Adjusted R-squared	0.056753	S.D. dependent var		8.056259
S.E. of regression	7.824311	Akaike info criterion		6.974564
Sum squared resid	5326.127	Schwarz criterion		7.030488
Log likelihood	-308.3681	F-statistic		6.294754
Durbin-Watson stat	1.373428	Prob(F-statistic)		0.013963

Dependent Variable: RPB
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/06 Time: 10:19
 Sample(adjusted): 1998:02 2005:12
 Included observations: 95 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 22 iterations
 Backcast: 1997:07 1998:01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.997967	0.002776	359.5114	0.0000
MA(1)	-0.772032	0.100409	-7.688871	0.0000
MA(2)	0.256866	0.126036	2.038046	0.0445
MA(3)	-0.219873	0.098692	-2.227869	0.0284
MA(7)	-0.243100	0.070435	-3.451396	0.0009
R-squared	0.154837	Mean dependent var		26.98417
Adjusted R-squared	0.117274	S.D. dependent var		7.849069
S.E. of regression	7.374474	Akaike info criterion		6.885122
Sum squared resid	4894.457	Schwarz criterion		7.019537
Log likelihood	-322.0433	Durbin-Watson stat		1.984262

Dependent Variable: RPB
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/06 Time: 10:21
 Sample(adjusted): 1998:02 2005:12
 Included observations: 95 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 24 iterations
 Backcast: 1997:11 1998:01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.997826	0.001510	660.9025	0.0000
MA(1)	-0.932744	0.095701	-9.746397	0.0000
MA(2)	0.310522	0.130461	2.380186	0.0194
MA(3)	-0.364316	0.097208	-3.747790	0.0003
R-squared	0.125636	Mean dependent var		26.98417
Adjusted R-squared	0.096810	S.D. dependent var		7.849069
S.E. of regression	7.459464	Akaike info criterion		6.898037
Sum squared resid	5063.568	Schwarz criterion		7.005569
Log likelihood	-323.6568	Durbin-Watson stat		1.834385

Dependent Variable: RPB
 Method: Least Squares
 Date: 05/03/06 Time: 19:05
 Sample (adjusted): 1998:08 2005:12
 Included observations: 89 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 14 iterations
 Backcast: 1998:05 1998:07

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	27.15388	1.311239	20.70857	0.0000
AR(7)	-0.327018	0.105952	-3.086484	0.0027
MA(1)	0.333510	0.093712	3.558894	0.0006
MA(2)	0.633260	0.069399	9.124907	0.0000
MA(3)	0.398771	0.094308	4.228374	0.0001
R-squared	0.291558	Mean dependent var	26.86638	
Adjusted R-squared	0.257823	S.D. dependent var	8.056259	
S.E. of regression	6.940442	Akaike info criterion	6.767148	
Sum squared resid	4046.258	Schwarz criterion	6.906959	
Log likelihood	-296.1381	F-statistic	8.642522	
Durbin-Watson stat	2.160184	Prob(F-statistic)	0.000007	

Dependent Variable: RPB
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/06 Time: 10:24
 Sample: 1998:01 2005:12
 Included observations: 96
 Convergence achieved after 5 iterations
 Backcast: 1997:10 1997:12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	26.94503	0.955552	28.19840	0.0000
MA(3)	0.228758	0.100888	2.267446	0.0257
R-squared	0.052569	Mean dependent var	26.93058	
Adjusted R-squared	0.042490	S.D. dependent var	7.825282	
S.E. of regression	7.657229	Akaike info criterion	6.929791	
Sum squared resid	5511.516	Schwarz criterion	6.983215	
Log likelihood	-330.6299	F-statistic	5.215691	
Durbin-Watson stat	1.514354	Prob(F-statistic)	0.024636	

Dependent Variable: RPB
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/06 Time: 10:23
 Sample: 1998:01 2005:12
 Included observations: 96
 Convergence achieved after 10 iterations
 Backcast: 1997:11 1997:12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	26.95900	1.069767	25.20035	0.0000
MA(2)	0.416829	0.093408	4.462474	0.0000
R-squared	0.108128	Mean dependent var	26.93058	
Adjusted R-squared	0.098639	S.D. dependent var	7.825282	
S.E. of regression	7.429323	Akaike info criterion	6.869360	
Sum squared resid	5188.315	Schwarz criterion	6.922784	
Log likelihood	-327.7293	F-statistic	11.39623	
Durbin-Watson stat	1.697503	Prob(F-statistic)	0.001071	

Dependent Variable: RPB
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/06 Time: 10:25
 Sample (adjusted): 1998:02 2005:12
 Included observations: 95 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 9 iterations
 Backcast: 1997:07 1998:01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	27.07478	0.743306	36.42481	0.0000
AR(1)	0.306794	0.101129	3.033702	0.0031
MA(7)	-0.342738	0.106645	-3.213807	0.0018
R-squared	0.155503	Mean dependent var	26.98417	
Adjusted R-squared	0.137144	S.D. dependent var	7.849069	
S.E. of regression	7.291004	Akaike info criterion	6.842229	
Sum squared resid	4890.604	Schwarz criterion	6.922878	
Log likelihood	-322.0059	F-statistic	8.470272	
Durbin-Watson stat	2.109129	Prob(F-statistic)	0.000420	

Dependent Variable: RPB
Method: Least Squares
Date: 06/10/06 Time: 10:27
Sample: 1998:01 2005:12
Included observations: 96
Convergence achieved after 8 iterations
Backcast: 1997:12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	26.93545	0.939681	28.66445	0.0000
MA(1)	0.204842	0.101236	2.023412	0.0459
R-squared	0.053578	Mean dependent var		26.93058
Adjusted R-squared	0.043510	S.D. dependent var		7.825282
S.E. of regression	7.653149	Akaike info criterion		6.928725
Sum squared resid	5505.645	Schwarz criterion		6.982149
Log likelihood	-330.5788	F-statistic		5.321496
Durbin-Watson stat	1.917807	Prob(F-statistic)		0.023260

Dependent Variable: RPB
Method: Least Squares
Date: 06/10/06 Time: 10:31
Sample(adjusted): 1998:03 2005:12
Included observations: 94 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 13 iterations
Backcast: 1997:08 1998:02

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	27.11493	1.060893	25.55858	0.0000
AR(2)	-0.435968	0.118411	-3.681830	0.0004
MA(1)	0.266742	0.102499	2.602385	0.0109
MA(2)	0.849915	0.058819	14.44956	0.0000
MA(3)	0.304298	0.115781	2.628214	0.0101
MA(7)	-0.266892	0.077837	-3.428870	0.0009
R-squared	0.289205	Mean dependent var		26.96716
Adjusted R-squared	0.248819	S.D. dependent var		7.889396
S.E. of regression	6.837792	Akaike info criterion		6.744509
Sum squared resid	4114.476	Schwarz criterion		6.906847
Log likelihood	-310.9919	F-statistic		7.161023
Durbin-Watson stat	1.988071	Prob(F-statistic)		0.000012

Dependent Variable: RPB
Method: Least Squares
Date: 06/10/06 Time: 10:23
Sample(adjusted): 1998:02 2005:12
Included observations: 95 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 28 iterations
Backcast: 1998:01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.997703	0.001285	776.3152	0.0000
MA(1)	-0.977633	0.011970	-81.67200	0.0000
R-squared	0.027419	Mean dependent var		26.98417
Adjusted R-squared	0.016962	S.D. dependent var		7.849069
S.E. of regression	7.782218	Akaike info criterion		6.962388
Sum squared resid	5632.352	Schwarz criterion		7.016154
Log likelihood	-328.7134	Durbin-Watson stat		1.514751

Dependent Variable: RPB
Method: Least Squares
Date: 05/03/06 Time: 18:55
Sample(adjusted): 1998:08 2005:12
Included observations: 89 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 11 iterations
Backcast: 1998:05 1998:07

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	27.08114	1.014465	26.69499	0.0000
AR(2)	-0.366777	0.115589	-3.173123	0.0021
AR(7)	-0.295126	0.089332	-3.303708	0.0014
MA(1)	0.215576	0.104227	2.068331	0.0417
MA(2)	0.843168	0.070409	11.97531	0.0000
MA(3)	0.326908	0.101012	3.236330	0.0017
R-squared	0.355581	Mean dependent var		26.86638
Adjusted R-squared	0.316761	S.D. dependent var		8.056259
S.E. of regression	6.659166	Akaike info criterion		6.694901
Sum squared resid	3680.593	Schwarz criterion		6.862674
Log likelihood	-291.9231	F-statistic		9.159841
Durbin-Watson stat	1.976855	Prob(F-statistic)		0.000001

Date: 05/04/06 Time: 14:30

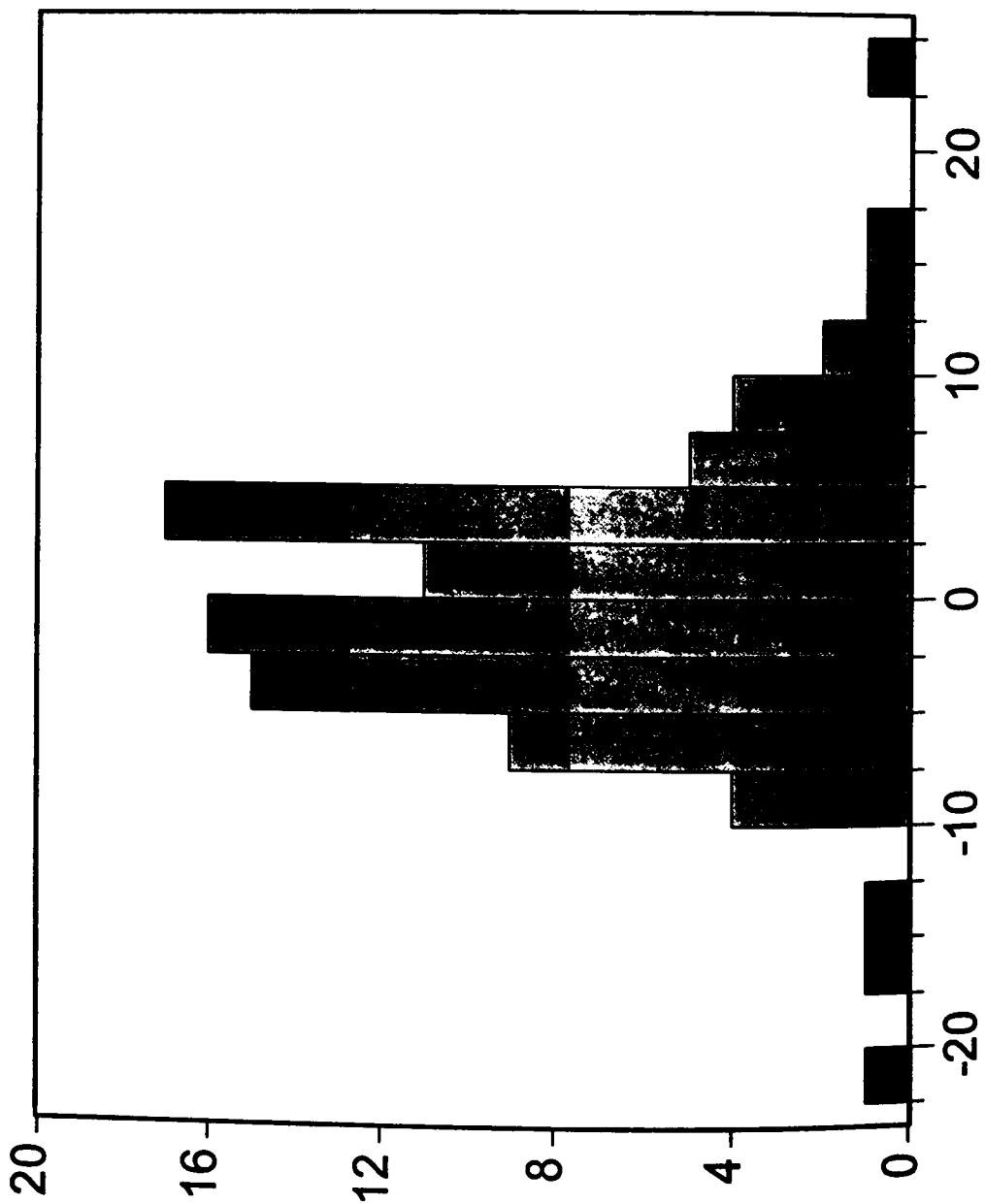
Sample: 1998:08 2005:12

Included observations: 89

Q-statistic probabilities adjusted for 5 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.007	0.007	0.0051	
		2	0.017	0.017	0.0317	
		3	0.052	0.052	0.2887	
		4	0.022	0.021	0.3341	
		5	0.020	0.018	0.3733	
		6	0.083	0.079	1.0393	0.308
		7	0.042	0.039	1.2141	0.545
		8	0.018	0.013	1.2457	0.742
		9	-0.046	-0.057	1.4609	0.834
		10	-0.055	-0.064	1.7707	0.880
		11	0.097	0.094	2.7421	0.840
		12	-0.079	-0.083	3.3953	0.846
		13	0.148	0.152	5.7340	0.677
		14	0.023	0.012	5.7920	0.761
		15	-0.115	-0.111	7.2505	0.702
		16	-0.021	-0.019	7.3012	0.774
		17	0.010	-0.004	7.3119	0.836
		18	0.032	0.047	7.4299	0.879
		19	-0.140	-0.172	9.6947	0.784
		20	-0.034	-0.033	9.8325	0.830
		21	-0.069	-0.054	10.397	0.845
		22	-0.094	-0.080	11.471	0.831
		23	-0.141	-0.095	13.907	0.735
		24	0.076	0.046	14.626	0.748
		25	-0.101	-0.068	15.924	0.721
		26	0.017	0.049	15.963	0.772
		27	0.029	0.037	16.072	0.812
		28	0.004	0.058	16.075	0.852
		29	-0.065	-0.068	16.648	0.863
		30	-0.001	0.011	16.648	0.894
		31	0.028	-0.006	16.756	0.916
		32	-0.068	-0.045	17.413	0.920
		33	-0.088	-0.078	18.545	0.912
		34	0.062	0.067	19.119	0.916
		35	-0.090	-0.118	20.343	0.907
		36	0.037	0.124	20.553	0.923

الملحق (30): التمثيل البياني للبقايا

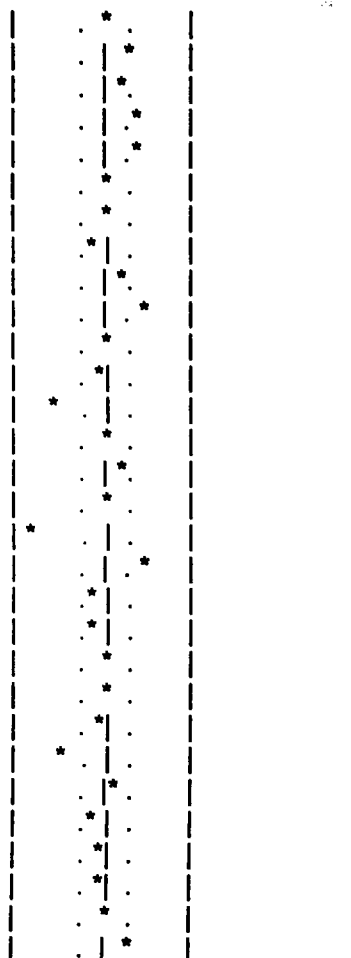


Series: Residuals	
Sample 1998:08 2005:12	
Observations 89	
Mean	0.022486
Median	-0.435237
Maximum	23.05873
Minimum	-20.77110
Std. Dev.	6.467179
Skewness	0.159751
Kurtosis	4.965110
Jarque-Bera	14.69887
Probability	0.000643

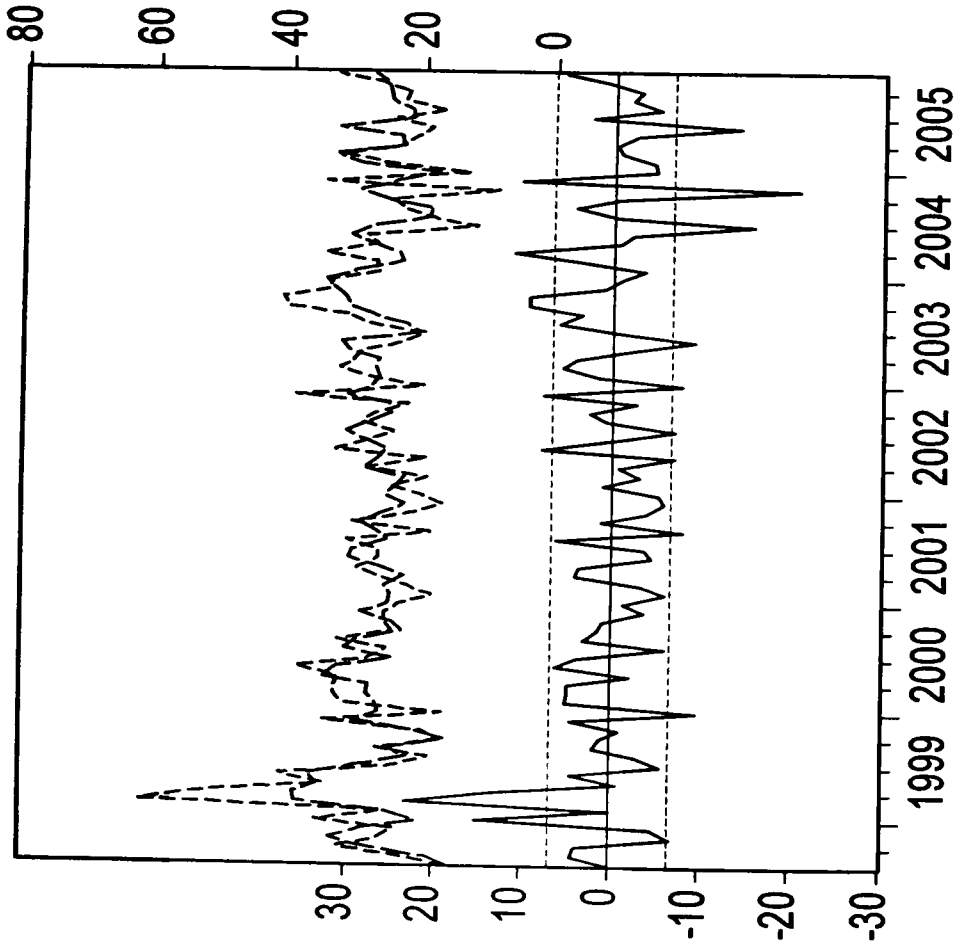
الملحق (31): مخرجات برمجية «EViews 4.0» لبواقي النموذج الأمثل للسلسلة RPB

obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot
1998:08	15.843	15.7819352256	0.0610647743854	*
1998:09	23.043	18.8926929764	4.15030702357	*
1998:10	32.14	28.377786954	3.76221304596	*
1998:11	26.476	33.4773414007	-7.00134140069	*
1998:12	23.685	28.513315957	-4.82831595699	*
1999:01	35.44	20.3139148496	15.1260851504	*
1999:02	25.259	25.2735040517	-0.0145040517153	*
1999:03	61.563	38.5042703202	23.0587296798	*
1999:04	52.173	38.8447572486	13.3282427514	*
1999:05	34.322	35.2519054178	-0.929905417776	*
1999:06	40.976	36.6322092868	4.34379071323	*
1999:07	24.228	29.9371248786	-5.70912487857	*
1999:08	18.628	21.645719691	-3.01771969096	*
1999:09	26.458	24.6210931818	1.8369068182	*
1999:10	17	15.9902517132	1.00974828684	*
1999:11	19.672	20.6844186519	-1.01241865194	*
1999:12	34.293	29.8753403498	4.41765965024	*
2000:01	16.553	26.1267090432	-9.57370904324	*
2000:02	31.575	26.6080379265	4.96696207352	*
2000:03	32.741	27.8800472	4.86095280003	*
2000:04	32.496	27.7229738402	4.7730261598	*
2000:05	32.404	34.7317438311	-2.32774383108	*
2000:06	38.484	32.3934768091	6.09052319094	*
2000:07	27.677	23.9110740684	3.76592593159	*
2000:08	24.96	31.1921943177	-6.23219431773	*
2000:09	32.326	29.359182127	2.96681787301	*
2000:10	24.228	22.804659792	1.42334020801	*
2000:11	25.298	24.3303966799	0.96760332011	*
2000:12	25.219	28.9352819898	-3.71628198976	*
2001:01	23.367	24.8498908871	-1.48289088706	*
2001:02	18.412	24.4514731335	-6.03947313352	*
2001:03	21.977	25.3022323176	-3.32523231755	*
2001:04	26.363	22.4189869405	3.94401305945	*
2001:05	29.563	25.8674133286	3.69558667141	*
2001:06	26.382	30.9058957005	-4.52389570047	*
2001:07	26.439	30.1505117178	-3.71151171783	*
2001:08	31.129	25.027313985	6.10168601495	*
2001:09	18.574	26.5822093774	-8.00820937743	*
2001:10	30.332	29.3078937218	1.02410627825	*
2001:11	21.977	25.8765067636	-3.89950676356	*
2001:12	16.703	22.5612472887	-5.85824728868	*
2002:01	19.647	24.9435096805	-5.29650968048	*
2002:02	24.576	23.721046438	0.85495356198	*
2002:03	19.105	22.4165354043	-3.31153540434	*
2002:04	27.982	28.7861597654	-0.804159765433	*
2002:05	19.157	26.3611469767	-7.20414697665	*
2002:06	32.848	24.9434429351	7.90455706486	*
2002:07	27.982	28.4172373713	-0.435237371336	*
2002:08	24.31	31.3759539141	-7.06595391414	*
2002:09	28.653	28.1838997895	0.469100210524	*
2002:10	26.981	24.4525599656	2.52844003439	*
2002:11	22	24.869440627	-2.869440627	*
2002:12	38.769	31.1231655314	7.64583446859	*
2003:01	19.494	27.2982475228	-7.80424752284	*
2003:02	27.893	26.3547147879	1.53828521213	*
2003:03	32.404	26.9325802296	5.4714197704	*
2003:04	30.199	26.2447464037	3.95425359632	*
2003:05	28.46	31.1270490808	-2.6670490808	*
2003:06	22.76	31.984966711	-9.22496671097	*

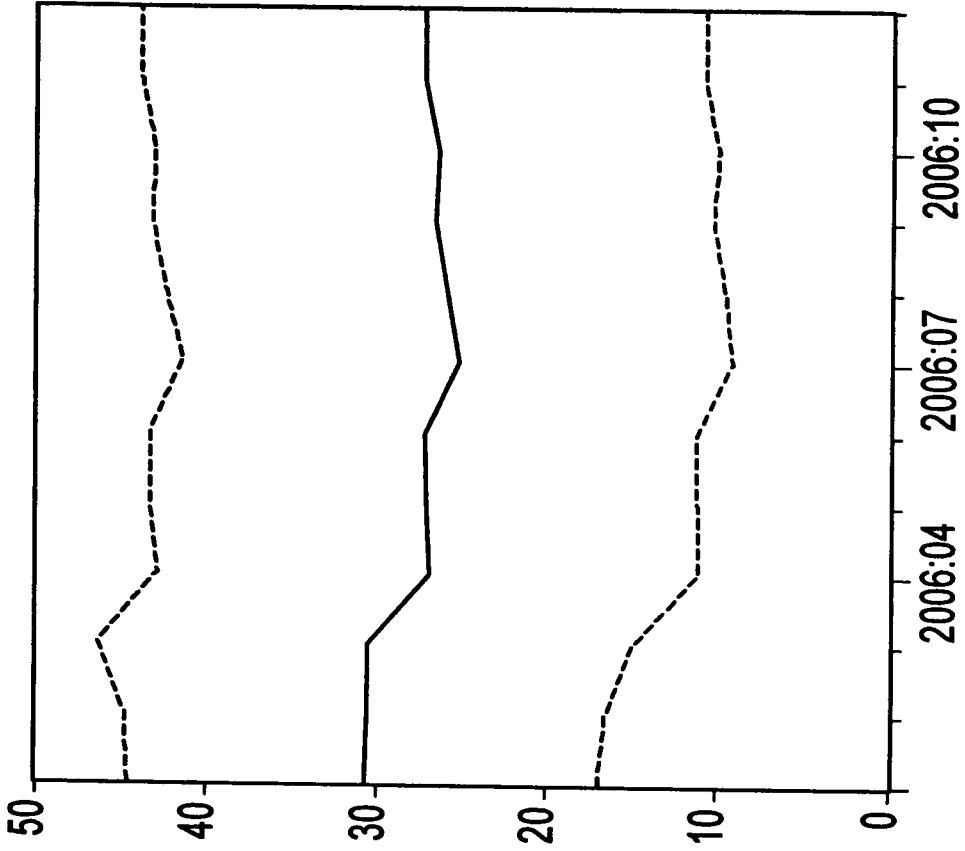
2003:07	19.698	20.1812440095	-0.483244009496
2003:08	28	22.1509479266	5.84905207344
2003:09	30.871	27.3872507722	3.48374922781
2003:10	40.162	30.6979873529	9.46401264708
2003:11	41.024	31.6606609936	9.36333900637
2003:12	33.941	33.0135914824	0.927408517557
2004:01	33.347	34.4311751588	-1.08417515875
2004:02	26.665	30.3532609799	-3.68826097991
2004:03	26.944	23.105730382	3.83826961798
2004:04	34.771	23.4784806781	11.2925193219
2004:05	26.796	27.7359267526	-0.939926752592
2004:06	28.408	30.7194135787	-2.31141357867
2004:07	11.874	27.5620227532	-15.6880227532
2004:08	18.574	19.1071198624	-0.533119862375
2004:09	22.869	18.6833937587	4.18560624131
2004:10	24.799	25.5661016959	-0.767101695886
2004:11	8.775	29.546102185	-20.771102185
2004:12	34.742	24.2460901238	10.4959098762
2005:01	13.038	17.9021855166	-4.86418551659
2005:02	25.199	29.7703122395	-4.57131223951
2005:03	32.187	33.0869284545	-0.899928454537
2005:04	23.108	23.3760528226	-0.268052822563
2005:05	20.857	23.5709787908	-2.71397879079
2005:06	18.708	32.8357435113	-14.1277435113
2005:07	24.207	21.6815192378	2.52548076218
2005:08	16.823	22.0418636516	-5.2188636516
2005:09	23.108	25.0766459302	-1.96864593025
2005:10	22.316	25.3375474992	-3.02154749923
2005:11	26.533	25.6936146382	0.839385361771
2005:12	33.166	27.6555067487	5.51049325133



الملحق (32): التمثيل البياني للقيم المتنبأ بها و للبيانات



— Residual - - - - Actual - - - - Fitted



— RPBF

ملخص:

يعد التخطيط أساس نجاح بقية الوظائف الإدارية، من حيث كونه يقوم على التنبؤ بما سيكون عليه المستقبل والاستعداد له بتوفير الظروف والإمكانات التي تسمح بزيادة قدرة المنظمة لاستغلال الفرص وتقليل تهديدات البيئة المحيطة.

ولما كان التنبؤ إحدى قواعد التخطيط، فإنه لا بد على كل منظمة أن تبحث في تفعيل عملية التنبؤ باعتبارها أداة علمية لتحسين التسيير، وذلك باعتماد الملائم من الطرق الكمية والكيفية المتاحة للتنبؤ بالطواهر المختلفة، وبشكل خاص المبيعات كونها المصدر الأساسي للتدفق النقدي بالمنظمة، كما يوظف التنبؤ بها في عدة مجالات.

وفي هذا الإطار تم تطبيق طريقة بوكس-جنكنز للتنبؤ بكمية مبيعات بعض منتجات الشركة الإفريقية للزجاج، كونها تملك منهج متكامل، حيث تسمح باختيار نموذج التنبؤ الأكثر ملائمة ضمن مجموعة واسعة من نماذج "ARIMA" وذلك باتباع المراحل الأربعة لبوكس-جنكنز والمتمثلة في التعرف، التقدير، التشخيص والتنبؤ، كما أن هذه الطريقة تتفرد عن بقية الطرق أيضا بالقدرة على معالجة السلاسل الزمنية المعقدة واعتمادها فقط على بيانات المبيعات في الماضي (أو المتغير محل الدراسة) دون متغيرات أخرى. وقد تم التوصل إلى دقة النتائج التي تقدمها هذه الطريقة، إلا أن هذه النتائج تكون أكثر دقة إذا كانت المشاهدات المستعملة في بناء النموذج أكثر من 120 مشاهدة، فضلا عن امتلاك السلسلة لخصائص جوهرية توجه التنبؤات المتحصل عليها.

الكلمات المفتاحية:

التنبؤ بالمبيعات، السلاسل الزمنية، الارتباط الذاتي البسيط والجزئي، طريقة بوكس-جنكنز، طرق التنبؤ الإستقرارية، الصدمات العشوائية، السياق العشوائي والمستقر.

Résumé:

La planification est considérée comme la base de la réussite du reste des fonctions administratives car elle permet de prévoir l'avenir et de se préparer en conséquence, en mettant en place les conditions et les moyens qui permettent d'augmenter les capacités de l'entreprise à saisir les occasions et réduire les menaces de l'environnement immédiat.

Etant donné que la prévision est l'une des bases de la planification, il est impératif que chaque organisation cherche à améliorer l'acte de prévision puisque celle-ci est un outil scientifique sans l'amélioration de la gestion, et ce en utilisant les méthodes quantitatives et qualitatives les plus adéquates susceptibles de prévoir divers phénomènes, et surtout les ventes, car ces dernières est une source essentielle de fluidité monétaire à l'entreprise, en plus, la prévision des ventes est utilisée dans plusieurs domaines.

Dans ce cadre, on a appliqué la méthode Box-Jenkins pour prévoir la quantité des ventes de quelque produits de la société Africaver, car cette méthode possède une approche intégrable, en effet, elle permet de choisir le modèle de prévision le plus adéquat parmi le groupe vaste de modèles "ARIMA" et ce en suivant les quatre étapes de Box - Jenkins qui sont: l'identification, l'estimation, la validation et la prévision. Cette méthode se distingue aussi des autres méthodes par la capacité de traiter les séries chronologiques compliquées, et par le fait qu'elle se base uniquement sur les données des ventes aux passés (ou la variable sujette à étude) en dehors des autres variables.

Et on est parvenu à l'exactitude des résultats que cette méthode offre, or ces résultats seraient, plus minutieux se les observations utilisés dans la construction du modèle étaient supérieures à 120 observation, plus le fait que la série possède des caractéristiques intrinsèques qui orientent les prévisions obtenues.

Les mots clés :

Prévision des ventes, Séries temporelles, Autocorrélation simple et partielle, La méthode Box-Jenkins, Les méthodes de prévision, Stationnarité, Choc aléatoire (bruit blanc), Processus aléatoire et stationnaire.