الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية

وزارة التعليم العالي والبحث العلمي

جامعة منتوري * قسنطينة *

كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير

رقم التسجيل : ......

الشعبة : الإدارة المالية

التوقع بالمبيعات باستخدام نماذج إحصائية

دراسة تطبيقية بشركة الإسمنت حامة بوزيان (SCHB)

مذكرة مقدمة مكملة لنيل شهادة الماجستير في علوم التسيير

من إعداد الطالب :

صلاح الدين كروش

تحت إشراف الأستاذ الدكتور :

عبد العزيز شرابي

أمام أعضاء لجنة المناقشة :

أ.د. السعدي رجال	رئيساً	المركز الجامعي – أم البواقي
أ.د. عبد العزيز شرابي	مقرّرًا	جامعة منتوري – قسنطينة
د. عبد النور موساوي	عضواً	جامعة منتوري – قسنطينة
د.عبد الباقي روابح	عضوًا	جامعة منتوري – قسنطينة

السنة الجامعية : 2006 -2007

بسم الله الرحمن الرحيم

﴿...وَمَا تَوْفِيقِي إِلَّا باللهِ عَلَيهِ تَوَكَّلْتُ وإِلَيْهِ أُنِيبُ ﴾

الآية 88 من سورة هـــــود

صدق الله العظيم

الحمد لله الذي وفقني لإتمام هذه المذكرة ...

شـــــــكر وإهداء

أقدم أسمى تشكراتي إلى الأستاذ الدكتور عبد العزيز شرابي ، الذي تفضل بقبوله الإشراف على هذه المذكرة ، كما لا أنسى الأساتذة إبراهيم بخني، محمود فوزي شعوبي ، محمد شيخي من جامعة ورقلة ، بيبي عبد الوهاب من معهد الإحصاء جامعة قسنطينة ، على جميع المساعدة والمعاونة التي قدموها لي في سبيل إعداد هذه المذكرة .

كما أهدي هذا العمل إلى الوالدين الكريمين والإخوة والأخوات ، وإلى أختي وزوجها وابنها ،
وإلى جميع الذين قدموا لي مساعدة من قريب أو بعيد....

شكـــــراً

مقدمة عــامة

==*=*=*

مع دخول اتفاق الشراكة المبرم بين الجزائر والإتحاد الأوروبي حيّز التطبيق، والمفاوضات الجارية من أجـل الإنـضمام إلى منظمة التجارة العالمية، وجب على الشركات و المؤسسات الجزائرية أن تتكيّف مع المتغيّرات التي تفرضها هذه الرهانـات، وهذا من أجل محاولة رفع التحدي وتطوير قدراتها الذاتية من أجل تحسين منتجاتها وجعلها أثر تنافسية، والإعتماد أكثر من أي وقت مضى علـى التخطيط والتقنيات والأسـاليب المستحدثة في التـسيير والإدارة، والـتي تقـوم بمراقبـة سيرورات التموين، الإنتاج التوزيع، ولهذا فإن للتوقع أهمية قصوى لحياة هذه المؤسسات، انطلاقاً من فائدته للإنسان في حياته، حيث أن الإنسان يخاف ممّ يخبؤه له المستقبل القريب أو البعيد، ولهذا أصبح التوقع بالمعنى الحديث هو محاولة توقـع الخطـر أو المجهول ودرئه، أو على الأقل الحد من خطورته وعواقبه، وله أهمية قصوى لـدى البـاحثين، والقـادة لأنـه أحـد الوسـائل الهامة التي تساعد على اكتشاف المستقبل، ولهذا اتسعت أساليبه واتسع نطاقه في العصر الحديث، فهو يُعد اللّبنة الأساسية في العملية الإدارية حيث تُحدّد فيه الإدارة ما تريد عمله، وأين، وكيف، وما هي الموارد التي تحتاج إليهـا لإتمـام العمـل، وذلك عن طريق تحديد الأهداف، ووضع الإستراتيجيات الواجب تحقيقها في المستقبل، وتصميم البرامج وتفـصيل الخطـوات والإجراءات والقواعد اللاّزمة في إطار زمني محدّد وبياني محـسّن، وهـذا علـى ضـوء التوقعـات بالمستقبل والعوامـل المـؤثرة المحتمل وقوعها، كما يُعد النشاط الأساسي الذي تنتجهه الإدارات كمدخل لحلّ مشاكلها المختلفة، وحينما يُفكر المخطط في وضع خطة إدارية أو إنتاجية أو تسويقية أو ما شابه ذلك، فإنـه يُحـاول أن يتوقـع، ويستـشرف المـستقبل مـستعيناً في ذلـك باستقراء الماضي البعيد والحاضر، وتحليل المتغيرات الحاضرة التي تلعب دوراً رئيساً وملموساً، وحتى يكـون التوقـع مفيـداً يجب أن تتوفر فيه الشروط التالية وإلا ستفقد العملية أهميتها :

أ– أن يكون دقيقاً قدر المستطاع، بـ– أن تكون البيانات المعتمدة في العملية التوقعية حديثة، جـ– أن يكون التوقع مفيـداً أي يُستخدم في حل المشكلات، د– أن يكون غير مكلّف، فلا تفوق التكاليف الفائـدة المرجـوة منـه، هـ– أن يكـون واضـحاً قـدر المستطاع لأن التوقع ومهما كانت دقته فإنه لن يصل إلى حد الصّحة المطلقة في جميع الأحوال .

كما تُعد تقنيات ونماذج التوقع من بين أهم الوسائل التسييرية الحديثـة الـتي انتـشرت بعـد الحـرب الكونيـة الثانيـة، وأخذت قسطاً وافراً من الدراسة و الإهتمام نظراً لاستعمالاتها الواسعة والمتعددة في البلدان المتطورة اقتصاديا، وذلك من أجـل استخدامها كوسيلة ذات أهمية بالغة في تفسير بعـض الظـواهر الإقتـصادية، والتوقـع بـسلوكها المـستقبلي لأغـراض أهمهـا البرمجة والتخطيط الإقتصادي، فهي عبارة عن معادلة أو مجموعة معادلات تتشكل مـن مـتغيرات داخليـة(تابعـة) وأخـرى خارجية (مستقلة)، بالإضافة إلى مجموعة معالم ومقـادير عـشوائية، وتُمثّـل هـذه المعـادلات نظامـاً كـاملاً لتـشبيه مختلـف نشاطات الإقتصاد الوطني، وذلك بغية تسهيل آليات التسيير، وبشكل رئيس عقلنة عملية اتخاذ القرارات في ميدان المبيعات الإنتاج والتشغيل...إلخ، وذلك تبعاً لتطور نماذج القياس في الإقتصاد بشقيه الجزئـي"**Micro économétrie**"، والكلـي "**Macro économétrie**"، إذ يلاحظ وعلى امتداد العقدين الماضيين تبلور اتجاه قوي بين النمـاذج مـن جهـة والنظريـة الإقتصادية من جهة أخرى، فظهر ما اصطلح على تسميته بالنمذجة"**modélisation**"، والتي تحاول من خلال النمـوذج "**model**" الكشف عن الصفات الأساسـية للظـاهرة الـتي يقـوم المحلّـل بدراسـتها، ويُعطيـه قـدرة كـبيرة علـى الـتحكم في

المتغيرات التي تؤثر فيها، ممّ يُمكّنه في نهاية الأمر من اختبار الفرضيات، واختيار أفضل البدائل أو الحلول للمشكلات التي تواجه المُخطِّط، أو العوائق التي تَحُدُّ من قدراته على وضع الإستراتيجيات المناسبة لمشكلاته، هاته النماذج التي وصلت إلى مستوى كبير من التطوّر، وعمّ استخدامها مختلف القطاعات كنتيجة مباشرة للتطوّرات التي وصلت إليها الحاسبات الإلكترونية، والبرامج الجاهزة[1] مماّ جعلها أكثر اقتصادية وسرعة، ذلك أن اتخاذ القرارات اعتماداً على هذه النماذج بعد الإختيار الموفّق لها يُخفف بشكل كبير من الخسائر المحتملة، أو التقليل من حجم الفرص البديلة وهذا في ظل بيئة أو محيط اقتصادي تميّزه اللاأكادة .

كما يُمكن الإشارة إلى أن عملية التوقع بواسطة النماذج المختلفة، واتخاذ القرارات في الشركات والمنشآت الصغيرة يقع على عاتق المسؤول الأول فيها، بينما في الشركات والمنشآت المتوسطة والكبيرة لا يمكن للمسيّر أن يتحمل لوحده هذا العبء الكبير، ولذا وجب تكوين متخصصين في ميادين الإستشراف والتوقع، وإيجاد قسم أو هيئة خاصة ومتخصصة لهذا العمل الإستراتيجي الهام سواءاً بالنسبة للمنشأة أو الدولة .

كما نشير إلى أن هناك قسمين متمايزين لنماذج التوقع هما: الأساليب النظاميّة، الأساليب الغير نظامية، أما موضوع اهتمامنا في هذه الدراسة فهو ينحصر في الأساليب النظاميّة الغير سببيّة، والتي تعتمد على المتغيّرات التاريخيّة للمتغيّر المراد توقع قيمته المستقبليّة، ولا نحتاج إلى تحديد المتغيّرات التي تفسّر سلوكه، ومن أهم النماذج الغير سببيّة نجد إسقاطات الإتجاه العام، والنماذج الإحصائية للسلاسل الزمنيّة، هذه الأخيرة التي سوف نركّز عليها في هذا البحث، وذلك للأسباب التالية :

- غياب العلاقات السببيّة في بعض الأحيان، وكذا صعوبة قياس بعضها الآخر ،
- عدم توفر المعطيات الكافيّة حول المتغيّرات الشارحة، كونها تحتاج إلى مجموعة كبير ة من المشاهدات .

وقد ارتأينا أن تدور الإشكاليّة حول التساؤلين التاليين :

1- ما مدى دقة الطرق المستعملة في التوقع بالمؤسسة ؟،

2- هل يمكننا تحسين هاته التوقعات بتطبيقنا لنماذج إحصائية معينة ؟ .

و لأجل الإجابة عن هذين السؤالين، فإننا نقترح الفرضيّة التاليّة :

إن التوقعات التي تقوم بها شركة الإسمنت حامة بوزيان (SCHB) حالياً لا تتسم بالدقّة، ويمكننا تحسينها اعتماداً على هاته النماذج .

والدافع الرئيس الذي دفعنا لمعالجة هذا الموضوع هو الأهمية الكبيرة للتوقع بالمبيعات، حيث أن الخطأ في إعداد هاته التوقعات لا يؤثر فقط في أنشطة وفعاليات إدارة المبيعات، بل يمتد إلى الأجهزة والوظائف الأخرى خاصة وظيفة الإنتاج

---

[1] على الرغم من وجود عشرات النماذج المختلفة التي أصبح متوفرا على أقراص الحواسب الآلية الصغيرة منها والكبيرة، فإنه من المستبعد أن توجد البرمجيات الجاهزة القادرة على التعامل مع مختلف الظروف والمتغيرات، وخاصة وأن ظروف وملابسات المشكلات التي تحيط بمنشأة أو منظمة غالبا ما تختلف عن ظروف وملابسات المشكلات التي تواجه المنظمات والمنشآت الأخرى، فالمحلل يجد نفسه أحيانا أمام مشكلات تحتاج على تصميم نماذج خاصة بها ،أو إلى ضرورة تطوير أو تطويع هذه البرامج الجاهزة لتصبح ملائمة لها . وللمزيد من التفصيل حول النمذجة وأشكال النماذج (من المرجع [س.رجال–**98**]) .

ووظيفة التخزين، وينجر عن هذا الخطأ عدد من العواقب، فعندما تكون النتائج المحصّل عليها أكبر من المبيعات المحققة فعلاً، يؤدي ذلك إلى تجميد مبالغ كبيرة في شكل مخزون سلعي معرّض للتلف والتقادم، زد على ذلك ارتفاع تكاليف التخزين، أما في حالة كون النتائج المحصّل عليها أقل من الطلب الحقيقي، فينجم على ذلك حدوث فجوات واختناقات في الإنتاج ممّا يُلزم المنشأة بتشغيل العاملين أوقاتاً إضافية لتغطية الطلبيات الضائعة للحفاظ على سمعتها، وقد يؤدي إلى فقدان قسط من الأرباح المتوقّعة من المبيعات بسبب زيادة التكاليف المتمثّلة في دفع أجور إضافية للعمال، ولهذا يتطلب نجاح عملية التوقع بالمبيعات ما يلي :

أ- الخبرة والمهارة الكافيين في القائمين بعملية التوقع، ب- توفّر المعطيات عن ماضي الظاهرة المدروسة، جـ- تحديد وتحليل العوامل والمتغيرات الداخلية والخارجية التي تؤثر في الطلب على المبيعات، د- مراقبة المبيعات باستمرار بهدف معرفة الإنحرافات واتخاذ الإجراءات اللازمة لذلك .

ومن المفيد التذكير أن هذا البحث هو امتداد لرسائل ومذكرات ماجستير سابقة على مستوى جامعة قسنطينة، منها رسالة الطالب : السعدي رجال (1984) والمعنونة بـ : أسس استخدام جدول التشابك في التنبؤ بهيكل التعليم في الجزائر، و ذلك بواسطة تقنية جديدة تجمع بين بعض خصائص جدول المدخلات والمخرجات من جهة وسلاسل ماركوف من جهة أخرى، كما كانت الرسالة مدعّمة بدراسة تطبيقية، وكذلك الطالبة : سميرة عطيوي (1998)، والتي تناولت تحسين التوقع بالطلب على المنتوجات الصيدلانية، دراسة تطبيقية بمؤسسة أنكوفارم، وكذلك الطالبة شهرزاد الوافي (1998)، والتي تناولت موضوع الطاقة الكهربائية في الجزائر في محاولة للتوقع بالإستهلاك وهذا باستخدام نماذج قياسية، وكذلك الطالب :
عبد القادر بوالسبت (2001) الذي تناول دراسة تحليلية وتنبؤية لإنتاج الحبوب الشتوية في الجزائر، حيث قام باستخدام "سلاسل ماركوف" في التنبؤ بإنتاجية الهكتار من القمح، وكذا إنتاجه بدرجة جودة مقبولة، وأخيراً الطالب :
ساعد مرابط (2002) الذي تناول التوقع بالمبيعات على المدى القصير باستعمال طريقة بوكس-جنكينز، دراسة تطبيقية بمؤسسة (B.C.R) سطيف، حيث تناول فيها المفاهيم الأساسية المتعلقة بطريقة بوكس-جنكنز في التوقع والطرق الأخرى المعروفة، كما قام بإجراء دراسة تطبيقية لهذه الطريقة على سلسلة زمنية تحتوي على مبيعات شهرية لأحد المنتوجات المختارة، ومقارنتها مع الطريقة البسيطة المعروفة بالتمليس الأسي .

أما من حيث حدود الدراسة واختيار المناهج المستخدمة في البحث فهي كما يلي :
لقد اتبعنا في هذه الدراسة، و نظراً لطبيعة الموضوع محل الدراسة ولبلوغ الغاية المراد الوصول إليها، على المناهج المتعارف عليها في العلوم الإنسانية من المنهج التحليلي الإستنتاجي و الإحصائي الرياضي، وذلك من خلال اعتماد سلسلة زمنية تمثل المبيعات الشهرية للإسمنت البني في شركة إنتاج الإسمنت حامة بوزيان (SCHB) .

وحتى يُمكننا تغطية الموضوع وفقا للأهداف والحدود، تم تقسيم هذا البحث إلى خمسة فصول على النحو التالي :

الفصل الأول : المعنون بالتوقع بالمبيعات وأهم طرقه، وقد قُسّم إلى أربعة مباحث كما يلي :

- المبحث الأول : تضمّن أهمية التوقع بالمبيعات بالمؤسسة ومستوياته .
- المبحث الثاني : تضمّن أساليب التوقع المختلفة من الموضوعية أو النظامية إلى الغير نظامية أو الذاتية .
- المبحث الثالث : تضمّن مفهوم السلاسل الزمنية ومركباتها، مع التطرّق للإختبارات المساعدة في كشفها .
- المبحث الرابع والأخير: تم التطرّق فيه إلى التوقع بواسطة نماذج الإستقطاب .

الفصل الثاني : خُصص للتطرّق إلى طريقة بوكس–جنكنز لتحليل السلسلة الزمنية العشوائية، وقد قسّم إلى أربعة مباحث كما يلي :

- المبحث الأول : تضمّن مدخل أولي مفاهيمي حول السلاسل الزمنية المستقرّة والغير مستقرّة، وكذلك الدوال المختلفة لتمثيل السلاسل الزمنية وهي دالة الإرتباط الذاتي الكلية و الجزئية، وكذلك تمّ التطرق لكِلا الدالتين الممثّلتين لنماذج التشويش الأبيض أو الضجّة البيضاء .
- المبحث الثاني : تضمّن التعريف بالنماذج التمثيلية المختلفة للسلاسل الزمنية وهي نماذج الإنحدار الذاتي ونماذج المتوسطات المتحرّكة، التكاملية العادية والموسميّة والتي تسمى اختصاراً بـ (ARIMA-SARIMA) مع التعرّض إلى خصائصهما، وتمثيلهما في منحنيات دالتي الإرتباط الذاتي، والإرتباط الذاتي الجزئية، وكذلك التعرّض إلى شروط استقرارهما .
- المبحث الثالث : تضمّن مراحل وخطوات التوقع بواسطة أسلوب بوكس–جنكنز في تحليل السلاسل الزمنية العشوائية بدءًا بالتعرّف على النموذج، تقدير معلماته، تشخيص واختبار بواقي النموذج .
- وأخيراً وفي المبحث الرابع، فقد تم التطرّق فيه إلى التوقع بواسطة طريقة بوكس–جنكنز، واختبار دقة التوقع بواسطة أدوات اختبارية معينة .

الفصل الثالث : المعنون بالتوقع بواسطة نماذج (ARCH-GARCH)، وقد قُسّم إلى مبحثين كما يلي :

- المبحث الأول : تضمّن التعريف بمشكلة عدم تباث التباين، وأهم اختبارات الكشف عنها .
- المبحث الثاني: تم التطرّق فيه إلى التعريف بشكل النموذجين (ARCH-GARCH) مبتدئين بالنموذج (ARCH)، وكذلك خصائص النموذجين، وشروط استقرارهما، وأخيراً علاقة التوقع بواسطتهما .

الفصل الرابع : المعنون بالتعريف بالشركة وتشخيص مزيجها التسويقي، وقد قُسّم إلى المباحث التالية :

- المبحث الأول : تضمّن التعريف بمجمّع الإسمنت للشرق (ERCE)، وكذلك شركة تسويق مواد البناء للشرق (SCMCE).
- المبحث الثاني : تضمّن وظائف شركة إنتاج الإسمنت حامة بوزيان(SCHB)، مبتدئين بالتعريف بها وبهيكلها التنظيمي، حيث تطرقنا إلى الوظائف التالية إبتداءاً بوظيفة التموين، الإنتاج، والمالية و أخيراً الوظيفة التسويقية .

- المبحث الثالث : تم التطرّق فيه إلى تشخيص المزيج التسويقي للمنتوج الوحيد الذي تنتجه شركة الإسمنت حامة بوزيان (SCHB)، وهو منتوج الإسمنت البورتلاندي المركب الذي يرمز إليه بـ :(CPS-CEM II/A 42.5)، وذلك من حيث طبيعة المنتوج، الأسعار والمنافسة، الإشهار والتوزيع .

الفصل الخامس : تم فيه بإجراء الدراسة التطبيقية بشركة الإسمنت حامة بوزيان (SCHB)، وقد قُسّم إلى ثلاثة مباحث كما يلي :

- المبحث الأول: تضمّن الدراسة الإحصائية للسلسلة الزمنية المدروسة، حيث قمنا بالكشف عن مركبات الإتجاه العام والموسمية، إلا أننا لم نجدها تحتوي على أية مركبة، والهدف من ذلك هو جعلها مستقرّة، إذ لا يمكن الإنطلاق في مرحلة التعرّف على النموذج الملائم إلا بتوفّر شرط استقرارية السلسلة الزمنية محل الدراسة .
- المبحث الثاني : تضمّن التوقع باستعمال النموذج الملائم للسلسلة الزمنية المعدّلة (z_t) ، حيث وبعد المرور بالمراحل الثلاث ابتداءاً بالتعرف، التقدير، فالتشخيص، وقمنا بإجراء المقارنة بين نتائج التوقع بواسطة بوكس–جنكنز والمسح الأسي البسيط .
- المبحث الثالث والأخير: تم التطرّق فيه إلى التوقع بواسطة نماذج (ARCH-GARCH)، إلا أنه وبعد اختبار معامل الإرتباط الذاتي الكلية والجزئية وشكل الإرتباط الذاتي للبواقي مربعة اتضح أن جميعها يقع داخل فترة ثقة 95%، بما يعني أن الإرتباط الذاتي بين البواقي مربعة غير معنوي . وبالتالي لا يمكن تطبيق هذا النوع من النماذج .

وتنتهي المذكرة بعرض لأهم النتائج المتوصَّل إليها، مع ذكر لأهم التوصيات تليها عملية استعراض للمراجع التي تم اعتمادها بهذه الدراسة بصورة مفصّلة متوخين فيها الترتيب الأبجدي للّغة الصادر بها، بينما اعتمدنا منهجية الإقتضاب عند الإشارة على هذه المراجع في هوامش صفحات الدراسة، مع الإكتفاء فقط بذكر إسم المؤلف وسنة التأليف ضمن القائمة تاركين التفاصيل الأخرى لقائمة المراجع المعروضة في نهاية المذكرة .

كما لا أنسى في الأخير التذكير بالصعوبات التي واجهتنا في سبيل إعداد هذه المذكرة خاصة في الجانب التطبيقي، فنذكر منها ما تعلّق بالحصول على البيانات الخاصة بالمبيعات، وكذلك الحصول على البرمجيات الخاصة بميدان القياس الإقتصادي خاصة وهي(**e-views ver2.0**)[1]، ممَّ تطلب منا التكوين من أجل التمرّن على كيفية استخدامه .

---

[1] Econometric Views version 2.0

الفصل الأول : التوقع بالمبيعات وأهم طرقه

- المبحث الأول : أهمية التوقع بالمبيعات بالمؤسسة ومستوياته
- المبحث الثاني : أساليب التوقع بالمبيعات
- المبحث الثالث : مركبات السلسلة الزمنية وطرق كشفها
- المبحث الرابع : التوقع بواسطة نماذج الإستقطاب

تمهيد :

في الماضي كان التوقع بالمبيعات مجرّد تخمين بقيمة الطلب المتوقع من الأفراد أو الجماعات على السلع والخدمات، ذلك أن الإنتاج كان محدوداً والسوق الذي يُصرّف فيها في منطقة ضيقة نتيجة الطلب المحدود، زد على ذلك أن الأساليب الإدارية والفنية المستخدمة آنذاك كانت بدائية، أما في الوقت الحاضر فقد حدث تغيُّر جدري نتيجة التطور العلمي، حيث أصبحت الأساليب والأنشطة التي تقوم بها المنشآت أكثر تعقيداً وتطوراً، ممّ يسمح لها بخوض غمار المنافسة، وإنتاج سلع وخدمات جديدة ذات مواصفات أكثر قبولاً لدى المستهلكين، الأمر الذي أدّى إلى وجوب تخطيط المبيعات مستقبلاً، فتخطيط المبيعات يعتمد على النتائج المحصّل عليها من خلال عملية التوقع بالمبيعات، وسوف نحاول في هذا الفصل التطرّق إلى التوقع بالمبيعات بواسطة نماذج الإستقطاب البسيطة، على أن نتطرّق إلى النماذج الأكثر تطوراً و تعقيداً في الفصلين القادمين، ولكن سوف نبدأ أولاً بإعطاء بعض المفاهيم الأساسية المتعلّقة بميدان التوقع .

المبحث الأول : أهمية التوقع بالمبيعات في المؤسسة ومستوياته

يرى الأستاذ هنري فايول، الذي يعتبر الأب الحقيقي لعلم الإدارة أن قوة التوقع بالأشياء قبيل حدوثها يعتبر جوهر الإدارة[1]، فالقيام بعملية التوقع بشكل صحيح يوصلنا إلى الهدف المطلوب إذا قمنا باتباع الطرق السليمة والصحيحة، واعتمدنا على الأسس العلمية والطرق الرياضية والإحصائية في إعداد التوقعات .

وسنحاول في هذا المبحث إعطاء بعض المفاهيم الأساسية في مجال التوقع، وكذلك إبراز أهمية التوقع بالمبيعات في المؤسسة ومستوياته .

1 – مدخل مفاهيمي :

نظراً لقلة الأبحاث باللغة العربية حول الدراسات المستقبلية، فإن المفاهيم الأساسية المتعلّقة بهذا المجال المعرفي غير مضبوطة، ولا زالت تستعمل كلمة "التنبؤ" للدلالة عن أي معرفة عن المستقبل، بينما هناك تميّز واضح في اللغات الأجنبية الأخرى بين مجموعة من المفاهيم تتعلق بموضوع المعرفة المستقبلية، وتحمل مضامين محددة ودقيقة . هذا التميّز بين المفاهيم ضروري لإرساء الصرامة العلمية في مجال الدراسات المستقبلية [2]، وفيما يلي تعريف وجيز بتلك المفاهيم .

1 – 1 – التوقع : للتوقع عدة تعاريف تختلف باختلاف الزاوية التي يُنظر إليها، فأما لغة فإنه مشتق من الفعل وقع، توقع الأمر،أي انتظر حصوله، ويُقال استوقع الأمر بمعنى انتظر حصوله ؛ تخوّف منه .

أما في قاموس اللغة الفرنسية: فإننا نجد**Prévision**، مشتقة من الصيغة الإسميّة للفعل اللاتيني الكلاسيكي **Preavisum**، والتي تنقسم في مفهومها إلى شقين هما: **Prea**:تعني الأمام، و**Vidère**: الرؤية، والكلمة في مدلولها الكلي تعني إدراك أو استنتاج مسبّق .

---

[1] من المرجع [م.عبيدات- **02**]، ص **184**.

[2] من المرجع [ع.شرابي- **00**]، ص **9** .

أما اصطلاحاً؛ فإن التوقع عبارة عن عملية فهم وتقويم للواقع عن طريق بناء نموذج رياضي إحصائي يقوم على فرضيات ، ويُوضّح العلاقات السببيّة أو الإرتباطية بين المتغيرات التي تحكم الظاهرة المدروسة بقدر من الثقة واليقين، وأن الأمور تتطور في المستقبل بشكل كبير من تطورها في الماضي[1] .

وكذلك، فالتوقع هو عملية فهم وتقويم للواقع عن طريق بناء نموذج رياضي إحصائي يقوم على فرضيات، ويوضح العلاقات السببية أو الإرتباطية بين المتغيرات التي تهم الظاهرة المدروسة بقدر من الثقة واليقين وأن الأمور تتطور في المستقبل بشكل قريب من تطورها في الماضي[2] .

إلا أن العديد من الباحثين من استعمل لفظي التوقع والتنبّؤ بمفهوم واحد، خاصة الخطأ الشائع في إسناد مفهوم التوقع إلى التنبّؤ لمعظم المراجع العربية، في حين يوجد هنا تمييز واضح في اللّغات الأجنبية، حيث أن التنبّؤ يهتم بالتغيرات الطارئة وبالظواهر الإقتصادية و الإجتماعية المعقدة مثل اكتشاف مصدر جديد للطاقة، انهيار دولة معينة، وصول تيار سياسي معين إلى الحكم وغيرها، بينما يقتصر التوقع على المؤشرات الكمية [3] .

1 - 2- التنبؤ :

يُعرَّف التنبؤ لُغويًّا من الفعل نبأ، أي ادعى النبوة، فهو من خصائص الأنبياء، أي الإدعاء بما سيحدث في المستقبل، و لا يحتمل الشك، بينما التوقع من خصائص البشر قد يحتمل الصّح أو الخطأ .

فطبيعة موضوع التنبؤ تجعله لا يعتمد على بناء النماذج الرياضية، ولا يمتلك بَعدُ منهجاً علمياً دقيقاً مثل ما هو الشأن بالنسبة للتوقع، فعملية التنبؤ تعتمد على الخبرة الهائلة والمعرفة العلمية والعملية في مجال الظاهرة المدروسة ممَّ يجعل موضوع التنبؤ هو أقرب إلى الفن منه إلى العلم .

وأما أهم الطرق المتبعة في عملية التنبؤ هي طريقة تقديرات الخبراء، ومنها طريقة دلفي نسبة إلى المدينة اليونانية الشهيرة التي تنبأ أهلها بانتصار الإسكندر المقدوني على داربوس إمبراطور الفُرس .

1 – 3- التقدير : هي عملية إدراك الواقع وصياغته في شكل رياضي–إحصائي، يوضّح العلاقة السببيّة أو الإرتباطية بين المتغيّر التابع والمتغير أو المتغيرات المستقلة، وعادة ما يأخذ هذا النموذج الشكل التالي :

$$y = f(x_1, x_2, x_3, \ldots) + u$$

حيث أن y تُمثل الظاهرة المدروسة، قد يكون معدّل النمو الإقتصادي مثلاً ، أما المتغيرات المستقلة $x_1, x_2, x_3, \ldots$ فهي المتغيرات النظامية التي يُعتقد أنها تُفسِّر وتحكم الظاهرة y ،مثل حجم الإستثمارات، نمو الإنتاجية، معدل نمو السكان .

[1] أنظر المرجع [ع.ق.بودقة - 79]، ص 197.

[2] أنظر المرجع [م.ن.الخياط- 83]، ص 61،65،66 .

[3] أُنظر في ذلك [ع.شرابي- 00]،ص 11.

إن النموذج يمكن أن يأخذ أشكالاً مختلفة فقد تكون خطية أو أسيّة أو لوغارتمية أو مثلثية عندما يتعلق الأمر بدراسة الظواهر الموسمية والدورية [1] .

أما u فهي قيمة عشوائية تُعبّر عن الأخطاء في القياس وأخطاء المعلومات المدخلة في النموذج، وكذلك المتغيرات التي لم تُؤخذ بعين الإعتبار، بالإضافة إلى العوامل العشوائية التي قد تحدث وقد لا تحدث، كمأنها تُعبر عن الفرق بين الشكل الحقيقي للعلاقة والشكل الرياضي .

إن وجود هاته القيمة العشوائية في النموذج مهما كانت صغيرة هي التي تعطي الطابع الإحصائي الإحتمالي للعلاقة، بحيث مهما اجتهد الباحث في إدراج كل العوامل المفسِّرة للظاهرة المدروسة في النموذج، فإن هناك دوماً مجال لعوامل عشوائية يظهر تأثيرها من حين إلى آخر، فمثلاً عند عملية تقدير العلاقة الإرتباطية بين المحصول الزراعي كتابع والعوامل المفسِّرة له مثل كمية الأمطار المتساقطة، كمية الأسمدة الكيميائية المستعملة ...إلخ، فإنه يبقى هنالك دوماً مجال للعوامل العشوائية المختلفة التي قد تحدث وقد لا تحدث، مثل هبوب رياح عاتية تتلف المحصول الزراعي، أو اجتياح الجراد للحقول المزروعة وبالتالي إتلاف المحصول[2] .

1 – 4 – التخطيط :

إن التخطيط هو عبارة عن إجابة على عدد من التساؤلات منها : ماذا نفعل؟، متى؟ ،أين ؟، كيف ؟، أو أنه عبارة عن عملية الإعداد المقدَّم لما يجب عمله في المستقبل بهدف تحقيق هدف أو مجموعة من الأهداف، فهو إذن يتطلب درجة عالية من الإبتكار أو التفكير الإبتكاري،كمأنه ينطوي على قدر كبير من التوقع بالمستقبل .

ومن ناحية أخرى فهو يعتبر الوظيفة الإدارية الأولى التي ما عداها من الوظائف الأخرى، وبالإضافة إلى أن التخطيط يعتبر وظيفة كل مدير بالمنظمة، فهو يرتبط ارتباطاً وثيقاً بوظيفة الرقابة، وتتم ترجمة عملية التخطيط إلى الخطة التي تعتبر النتاج الرئيس لعملية التخطيط، و أنها تقرير أو بيان بأنواع الوسائل و التصرّفات الخاصة بتحقيق الأهداف أو النتائج المستهدفة، وهذا البيان قد يُمثّل في حقيقة الأمر ترجمة رقمية لعملية التخطيط، فنجد في الخطة الإجابة على الأسئلة السابقة[3]، فإذن يمكن القول بأن معرفة المستقبل ما هي سوى مدخل في العملية التخطيطية [4] .

فإذا أردنا التوقع بقيمة متغير معين في سنة قادمة، فقد نعتبر هذه القيمة مساوية لقيمته في السنة السابقة، أو لمتوسط قيمه في عدد من السنوات السابقة، وقد توضع نماذج أكثر تعقيداً للسلاسل الزمنية مثل نماذج بوكس– جنكنز (سوف نتناولها في الفصل الثاني)، ولكنها تشترك جميعا في صفة أساسية، وهي أن التوقع بالقيم المستقبلية لمتغير معين يتم استناداً إلى القيم التاريخية لهذا المتغير وحده .

---

[1] أنظر الأشكال المختلفة لهاته الدالة في هذا الفصل ،حيث المتغير المستقل هو الزمن t ،حيث أن الدالة تأخذ الشكل التالي :

$$y = f(t_1, t_2, t_3, \ldots) + u$$

[2] أنظر المرجع [ع.ق.عطية-02]، ص 105 للتعرف على الفرضيات الإحتمالية للمتغير العشوائي .

[3] أنظر المرجع [ع.س.أبو قحف-02]، ص ص 253 - 339 .

[4] من المرجع [ع.شرابي- 00] ،ص 12 .

2 - أهمية التوقع بالمبيعات في المؤسسة ومستوياته :

إن تعقّد وتشابك المتغيّرات التي يعيش في إطارها مشروع الأعمال في الوقت الراهن ،جعل الإدارات تدرك أهمية التخطيط والتوقع بالمستقبل .فالتخطيط يساعد المنظمة في البحث عن أهداف منطقية وعلمية من جهة، ومن جهة أخرى في الوصول إلى طرق منطقية وعلميّة لتحقيق هذه الأهداف، كذلك يفيد التخطيط في تنسيق أنشطة المنظمة وتوجيهها إلى أهداف محدّدة مُتّفق عليها، حيث أن البديل للتخطيط هو السلوك العشوائي (Random Behavior)، ففي غيبة التخطيط تكون تصرّفات المدير عبارة عن ردود أفعال (Reaction) للمواقف والمشاكل التي تَستجِدُّ، أما التخطيط فإنّه يسمح بأخذ المبادرة في نشوء مواقف تستفيد منها المنظمة، فالمدير الذي لا يأخذ بالتخطيط يبقى بصفة مستمرة فيما يشبه حالة مكافحة النيران وفيما يتعلق بالعلاقة بين التوقع والتخطيط، هو أنه يمكن اعتبار الأول مرحلة أو خطوة في الثاني، وأن الثاني يلي ويأتي كنتيجة للأول . وأيًّا كان الجدل فإن للتوقع أهمية للقيام بالعملية التخطيطية .

وسوف نتناول في هذا المقام النقاط التالية :

1- أهمية التوقع ومجالات استخدامه،
2- استخدامات بيانات التوقع بالمبيعات ،
3- العوامل المؤثرة على حجم المبيعات ،
4- معايير التوقع الفعّال ،
5- المستويات الأساسية للتوقع .

وسوف نبدأ بسرد هاته العناصر بالترتيب كما يلي :

2-1- أهمية التوقع في المؤسسة ومجالات استخدامه : يرى الأستاذ "هنري فايول" الذي يُعتبر الأب الحقيقي لعلم الإدارة أن قوة التوقع بالأشياء قبل حدوثها جوهر الإدارة [1]، فالقيام بعملية التوقع بشكل صحيح يوصلنا إلى الهدف المطلوب إذا قمنا فعلاً باتباع الطرق السليمة والصحيحة واعتمدنا على الأسس العلمية والطرق الرياضية والإحصائية لعملية التوقع .

إن التفكير المنظّم السابق لعملية التنفيذ و الإستعداد والتهيّؤ للمستقبل قائم على التوقع و الإحتمالات التي تضعها الجهات الإدارية على ضوء الإمكانات المتاحة .

ففعالية النشاطات المختلفة التي تقوم بها المؤسسات من تسيير مالي وتجاري، تسيير للإنتاج، والموارد البشرية في تحسين الأداء الإقتصادي تبقى محدودة إذا لم يتم الإعتماد على توقعات دقيقة، ومن هنا برز التوقع كضرورة حتمية للتسيير الفعّال للمؤسسة، ومن بين أهم العوامل التي أدّت إلى الإهتمام المتزايد بهذه الأداة ما يلي[2] :

↩ زيادة وتحسين نوعية البيانات الإحصائية وخاصة بعد إنشاء أقسام الإحصاء المتخصّصة، حيث بقدر صحّة البيانات بقدر صحّة النتائج .

[1] أنظر المرجع [م.عبيدات-01] ،ص 184 .

[2] أنظر المرجع [س.رجال- 84]،ص 9.

↩ مشاركة بعض الباحثين في تحليل السلاسل الزمنية التي تعكس تطور الظواهر الإقتصادية والإجتماعية عبر الزمن .

↩ ظهور نتائج البحوث في ميدان القياس الإقتصادي، والتي استهدفت البحث في أنواع العلاقات المعبّرة عن سلوك بعض المتغيّرات واتجاهها تبعاً للسلوك الحالي .

كما تجدر الإشارة إلى أن عملية التوقع في معظم المؤسسات تشترك في العناصر التالية [1] :

↩ لا يمكن القيام بعملية التوقع إلا في ظل فترة زمنية محددة ،

↩ تقتضي عملية التوقع جهلنا بالأوضاع التي ستواجه المؤسسة في المستقبل، لأنه إذا كان الأمر عكس ذلك، فإن عملية التوقع تصبح غير مجدية ،

↩ ترتكز وظيفة التوقع أساساً على جمع معطيات تاريخية تُعتبر كقاعدة فعالة في عملية أخذ القرار .

فإذن نستنتج أن عملية التوقع هي مسألة جوهرية ومركزية بالنسبة للمؤسسة، والجدول التالي يوضح لنا أهم مجالات استخدامات التوقع في المؤسسة .

جدول (1-1) : مجالات استخدام التوقع في المؤسسة

الوظائف	الإستخدامات	الآفاق
• التسيير التجاري	التوقع بالمبيعات تحديد الأهداف	من 3 إلى 6 أشهر
• تسيير الإنتاج	التوقع بالطلبيات تخطيط الإنتاج تسيير المخزون	من 3 إلى 6 أشهر
• التسويق	التوقع بالمبيعات مخطط التسويق	6 إلى 12 أشهر
• المالية	تسيير الخزينة تسيير أخطار الصرف	/
• مراقبة التسيير	الموازنــــات	15 إلى 18 شهراً
• التخطيط	التخطيط الإستراتيجي	3 سنوات

المصدر: [J.C.Usunier-82]، ص 8.

[1] أنظر المرجع [س.عطيوي-98]، ص 62.

2-2-استخدامات بيانات التوقع بالمبيعات :

إن التوقع بالمبيعات ينبغي أن يكون مُرشداً لتحسين الأداء، والتوقع بالمبيعات الذي يُعدّ بعناية، ويتضمن درجة عالية نسبياً من الدقة يمكن الإستفادة منه في عدداً من أنشطة المنظمة، ونبين فيما يلي أهم هذه الإستخدامات بإيجاز[1] :

2-2-1-في ميدان الإنتاج :

تساعد عملية التوقع بالمبيعات في جدولة الإنتاج، فالإنتاج يختلف وفقاً للكميات المطلوبة، كمأنه يُرتّب الإلتزامات بالنسبة لشراء المعدات والمواد والمهمّات، وكذلك فإن عدد عمال الإنتاج يمكن تحديده واتخاذ إجراءات الزيادة أو التخفيض في هذا العدد . يُضاف إلى ذلك أن الشركة تستطيع تحديد الآلات التي سيتم تشغيلها .كمأن هناك العديد من الأسئلة التي تتوقف الإجابة عليها على توافر بيانات المبيعات المتوقعة، ومن أمثلة ذلك : هل هناك حاجة لزيادة طاقة المصنع ؟ ،وهل سيتم ذلك عن طريق الشراء أو التأجير (Leasing)، ما هي الكمية التي يجب أن ينتجها بنفسه ؟،وما هي الكمية التي يوفّرها من خلال موردين من الباطن؟، هل الأرخص للمشروع تركيب معدات جديدة أو الإستمرار في الإعتماد على موردين آخرين ؟.

2-2-2-في مجال المشتريات :

يتطلّب الأمر بالنسبة لمعظم المشروعات ترتيب الإلتزامات في المستقبل، وذلك عن طريق التعاقد مقدّماً لتأمين حصولها على احتياجات، ويصبح من الصعب على مدير المشتريات تحقيق أهداف إدارته إذا لم يعرف كمية الإحتياجات المستقبلية من الأصناف المختلفة، إذ وبدون التوقع بالمبيعات يضطرّ مدير المشتريات إلى الإعتماد على خبراته السابقة التي قد تختلف عن الوضع في المرحلة القادمة .

2-2-3-في مجال التمويل :

من المجالات الحرجة في أي مشروع من المشاريع توفير التمويل الكافي للمحافظة على يُسر سير عملياته، ومعظم المشروعات لا يكون لديها كميات كبيرة من الأموال الجاهزة للإستخدام، فهي تُفضّل تمويل العمليات العادية باستخدام أموالها الخاصة، أو الإقتراض من مصادر أخرى لتمويل الأنشطة والعمليات التي تمثل تقلباً أعلى من المستوى المعتاد، وذلك كالزيادة الموسميّة أو غير المتوقّعة، ويساعد التوقع بالمبيعات على تحديد حجم الأموال المطلوبة وأفضل المصادر من أجل الحصول عليها .

2-2-4-في مجال البيع :

تستخدم إدارة التسويق رقم المبيعات المتوقع به في أكثر من مجال، حيث يمكن الإسترشاد به في تحديد الإعلان، عدد رجالات البيع، الحصول عليهم، تدريبهم، الإشراف عليهم .

ويَبني مدير المبيعات تخطيطه على حجم الأعمال التي سيقوم بها في الفترة القادمة، فالتوقع السنوي يُصبح أداة رئيسة في وضع استراتيجية المبيعات، والتوقع الربع سنوي يعطي توجيها أكبر لعمل أي تغييرات في ضوء تغيّر الظروف واختلاف

---

[1] أنظر المرجع [م.ع. الرحيم- 88]،ص85 .

الواقع الفعلي على التوقع .كمأن التوقع الشهري يُمكّن مدير المبيعات من التكيّف مع الواقع بسرعة مثل الإحتفاظ بمستوى المجهود الحالي أو زيادته، وتدعيم المناطق الضعيفة ومواجهة الظروف الطارئة وغير المتوقَّعة .

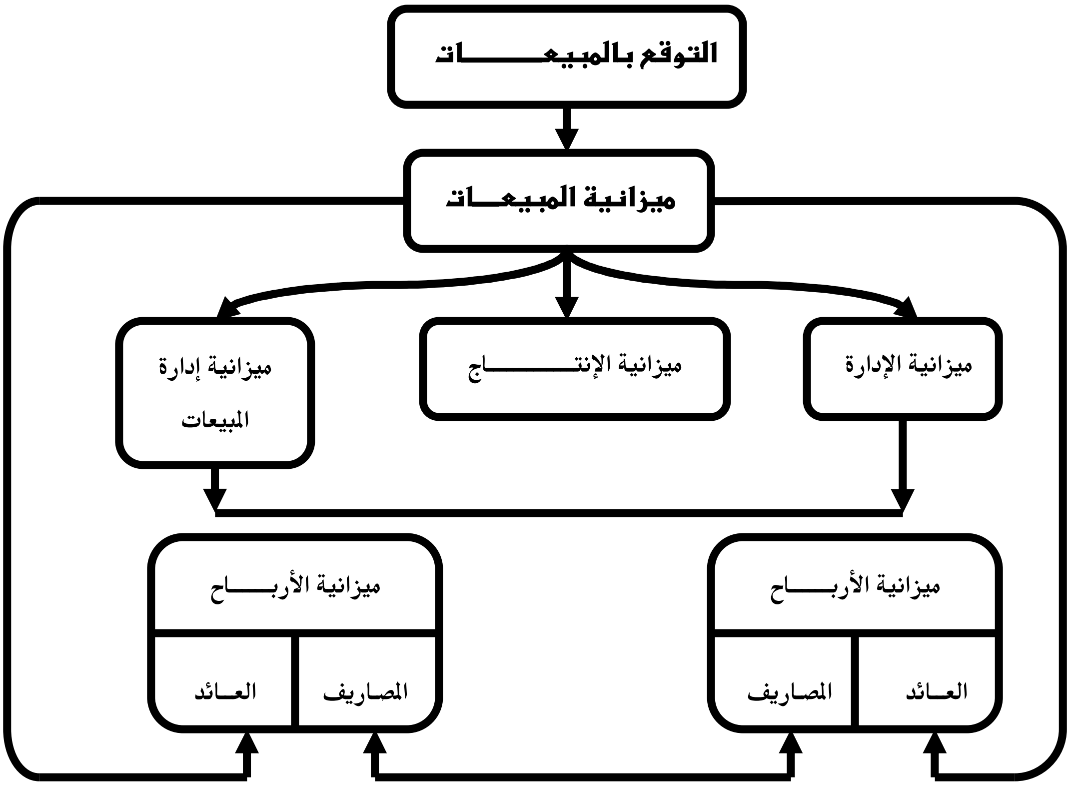
كمأن لعملية التوقع أهمية لا يُستهان بها بالنسبة لوظيفة تسيير الموارد البشرية، وتبرز هذه الأهمية خاصة في النقاط التالية :

- تسهيل القرارات الخاصة بمخطط التوظيف ،
- التوقع بعدد العمال الذين سيتم توظيفهم ضمن السلم المهني، وكذلك الحاجات لبرامج التكوين ،
- التوقع بالتغيّرات التي يمكن أن تطرأ على الساعات القانونية للعمل، وكذلك التقاعد .

إن الملاحظة التي يمكن استنتاجها ممّ سبق هي أنه بالرغم من أن لكل وظيفة مجالات استخدام التوقع، غير أن هذه المجالات تتفاعل فيما بينها لتحليل الكم الهائل من المعلومات المتوفرة .

إن تداخل مختلف الوظائف فيما بينها يساهم في عملية اتخاذ القرارات على مستوى الإطار العام للمؤسسة، حيث لا يمكن للمؤسسة أن تقوم بتخطيط معين دون أن يكون هناك اتفاق مسبّق بين وظائفها، لذلك ينبغي على أي مؤسسة تسعى إلى تحقيق نتائج إيجابية أن تتميّز بالمرونة من حيث استعمالها لطرق التوقع المختلفة حتى تستطيع التكيّف مع التغيرات التي قد تحدث في محيط المؤسسة، وهذا ما يجعلها قادرة على تغيير أو تعديل التوقعات بناءاً على المعلومات الجديدة المتوفّرة لديها، والشكل التوضيحي الموالي يبين لنا أهمية الدقة في التوقع بالمبيعات من أجل نجاح نظام الميزانيات التقديرية، وتعتبر ميزانية المبيعات التقديرية أساساً لإعداد ميزانية المشتريات والإنتاج، ومرشداً للتوسع في المشروع باعتبارها المورد الرئيس للأرباح و المقبوضات النقدية التي يعتمد عليها لتمويل خطط المشروع .

إذن، فإن التسيير الحديث يتطلب التعامل مع عدد هائل من المعلومات والملايين من الأرقام والتي يجب شرحها وتفسيرها وإعداد توقعات مستقبلية لها، وذلك من أجل تسهيل عملية اتخاذ القرارات وإعداد الإستراتيجيات داخل المؤسسة .



الشكل(1-1) : أهمية التوقع لنجاح الموازنات التقديرية

المصدر :[م.عبيدات-01]، ص 214.

2-3 – العوامل المؤثرة في حجم المبيعات :

تقوم معظم التوقعات بالمبيعات على تقدير العوامل الخارجية، والتوقع بحجم المبيعات التي يتوقعها المشروع إذا استمر على أوضاعه الحالية، ويغلب على هذه النظرة اعتبار أن التوقع بالمبيعات شيء خارج عن نطاق المشروع، ولكن النظرة الأكثر واقعية تتمثل في اعتبار أن المبيعات ليست نتيجة الأحوال الإقتصادية والتنافسيّة الخارجية فقط ، ولكنها أيضاً نتيجة تصرّفات المشروع نفسه . فحجم المبيعات يتأثّر بالإعلان، وسياسة الأسعار، وتحسين وتطوير المنتجات و المجهودات التسويقيّة الأخرى، وبهذا فإنه يمكننا تصّور عدة برامج بديلة، يوجد كل منها مع كل تركيبة من العوامل وتأثير كلاً من هذه العوامل، ولكن وعلى الرغم من أن القائمين على المشروع يُدركون أن التصرّفات المختلفة ستؤثّر على المبيعات والأرباح في الفترة القادمة، فإن نتائج هذه التصرّفات لا يمكن حسابها بدقة .

ومن المفيد تصنيف العوامل المختلفة التي تُؤثر في حجم المبيعات إلى عوامل يمكن التحكم بها، وأخرى لا يمكن التحكم بها .

فأما العوامل التي يُمكن التحكم بها فتضم عناصر البيئة الداخلية للمشروع والأنشطة التخطيطية التي يسيطر عليها ، وقد تخضع هذه العوامل لبعض القيود التي تتعلّق بتوافر الموارد، ومن الأمثلة على ذلك نذكر [1] :

- طرح سلع جديدة وتطوير القديمة ،
- استخدام أساليب توزيع جديدة ،

[1] أنظر المرجع [م.عبيدات-01]، ص 187

- تطوير كفاءة جهاز البيع ،
- التسعير ،
- الإعلان ،
- تكاليف النشاط التسويقي ،
- كفاءة الجهاز الإداري ،
- الموارد المالية .

أما العوامل التي لا يمكن التحكم بها أو العوامل الخارجية فتضُم العناصر البيئية التي ليس للمشروع سيطرة عليها في المدى القصير، فهي عوامل البيئة الخارجية والتي تضم ما يلي :

- العوامل السياسية ؛حيث تعتبر الحروب والخلافات بين الدول وتقلّبات الأوضاع السياسة الناجمة عن خلافات الكتل السياسية ذات أثر كبير ومباشر على عملية التخطيط والتوقع بالمبيعات .
- العوامل الإقتصادية؛حيث تتأثر المشاريع بالنواحي الإقتصادية العامة للبلد من حيث مرورها في فترات رواج أو كساد إقتصادي، والتي تؤدي إلى التأثير الإيجابي والسلبي على عملية التوقع بالمبيعات .
- الرقابة الحكومية على النشاط البيعي ؛ حيث تفرض الحكومات أحياناً إجراءات على أنظمة على نوعية السلع المنتجة ومواصفاتها وأسعارها مم يُؤثّر على عملية التوقع بالمبيعات .
- السكان ؛ حيث تتأثر عملية التوقع بالمبيعات بعدد السكان، وتوزيعهم الجغرافي حسب فئات الأعمار والجنس، ونسبة النمو السكاني وعادات الإستهلاك والثقافة .
- العوامل التقنية؛ حيث تؤثر العوامل التقنية على التوقع بالمبيعات، وذلك نتيجة التطور التكنولوجي المستمر والذي يؤدي إلى خفض الأسعار نتيجة انخفاض التكاليف بالرغم من التعقيدات المصاحبة للتطور التقني .
- العوامل الإجتماعية؛وتشمل العادات والقيم الإجتماعية السائدة والقوة الشرائية والدخل القومي،وحجم الإستثمارات، وتوزيعها على القطاعات الإقتصادية ومستوى المنافسة في السوق وخطة الإستيراد والتصدير في بلد المشروع والضرائب وتقلبات الأسعار وكلها تؤثر على عملية التوقع بالمبيعات .

ويُعتبر التوقع بالمبيعات حصيلة تقييم العوامل الخارجية التي تُؤثر على عمليات المشروع، وكذلك الموارد الداخلية والأهداف التي تسيطر عليها الإدارة . وكلما غطت هذه التوقعات أطول فترة من الزمن كلما ازدادت أهمية المناخ الخارجي لأنه يفرض قيوداً ومحددات تؤثر في المشروع .

وينبغي إعطاء المنافسة– بصفة خاصة– وزناً كبيراً في تقدير المبيعات المستقبلية، ويمكن التمييز بين نوعين من المنافسة :

أ– المنافسة بين الصناعات المختلفة (Interindustry Competition)، وهي التي تضم التصرّفات التي تهدف إلى إغراء المستهلكين والمشترين على شراء منتجات صناعة معينة دون أخرى، وكمثال على ذلك المنافسة بين صناعتي الصلب والألمنيوم، والذين يمكن إحلال كُلاً منهما مكان الآخر في بعض من المنتجات، وفي المجال الإستهلاكي، فإن المجال مفتوح أمام عدد كبير جداً من الصناعات التي تتنافس على الدخل المتاح للتصرُّف فيه بواسطة المستهلك .

ب- أما النوع الآخر من المنافسة فهو بين مشروعات الصناعة الواحدة (Intra-Industry Competition)، وهو الذي يُعبّر عن الفكرة الشائعة عن المنافسة، فإذا تغيرت أحوال المنافسة داخل الصناعة، سواءاً عن طريق تغيّر عدد المشروعات المتنافسة، أو عن طريق تغيير أنشطتها الإعلانية أو البيعية وتصميم المنتجات، فإن حجم المبيعات المستقبلية سيتأثر تباعاً لذلك، وبالمثل فأي تأخر في استراتيجيات السعر الخاصة بالمنافسين يمكن أن يكون لها تأثير كبير .

2-4- معايير التوقع الفعّال[1] :

يعتمد التوقع الفعّال على عدد من العوامل، ليس أقلها الحظ، إلا أنه يمكن التمييز بين عدد من المعايير التي تؤدي إلى توقع أفضل، والتي نوجزها فيما يلي[2] :

أ- أخذ جميع العوامل المؤثرة في الإعتبار، ويدخل في ذلك العوامل الداخلية والخارجية، وذلك مثل العوامل المؤثرة في نمو الصناعة، وعوامل القوة والضعف بالنسبة لكل مشروع ومنافسيه، وقدرة الوظائف المختلفة للمشروع على تنفيذ الحجم المتوقع به .

ب- الدقة (Accuracy) :

إذ و على الرغم من أهمية هذا العامل،فإنه لا ينبغي اعتباره بمعزل عن التكاليف المرتبطة به، فعلى سبيل المثال ربما يُستبعد أسلوب توقع معين (كاستطلاع رأي المستهلكين)،لأنه يُؤدي إلى نتائج غير دقيقة وتكلفته مرتفعة .

جـ- المرونة (Flexibility) :

فالعوامل تحتاج إلى تعديل من وقت لآخر لتلائم الظروف المتغيرة، وتسمح بأخذ المستقبل غير المرئي في الإعتبار، ولا ينبغي أن يكون التوقع جامداً لا يمكن تعديله في ضوء هذه الظروف أو أخطاء التقدير، وتُحقّق معظم المشروعات المرونة المرغوبة عن طريق فحص توقع المبيعات في نهاية كل شهر أو ثلاثة أشهر وتعديله-إذا لزم الأمر- في ضوء الأحوال السائدة وتطبيق هذا التعديل على باقي مدة التوقع . كما يُمكن مراجعة طريقة التوقع ذاتها وذلك عن طريق مقارنة المبيعات المتوقع بها وتحليل الإنحرافات أو الإختلافات، والهدف هو تحديد أسباب الإنحرافات وذلك في سبيل الوصول إلى توقعات أدق، وتعديل الفروق والأساليب في المستقبل .

د- الوضوح (Plausbility) :

فالمدير الذي يستخدم التوقع يجب أن يكون قادراً على الإعتقاد في الطريقة التي استخدمت في الوصول إليه، فالأساليب الإحصائية المعقدة التي لا يفهمها إلا الإحصائيون المتخصصون يمكن أن تكون موضع شكك بالنسبة لكثير من المديرين .

[1] أنظر كذلك في المرجع [ع.شرابي- 00] ،ص 16 .

[2] من المرجع [م.ع. الرحيم-88] ،ص89 .

هـ – التكلفة :

حيث يفضل الباحث أو رجل الأعمال عادة الطريقة ذات التكلفة الأقل، وعموماً هناك ثلاث عناصر أساسية تدخل في حساب التكلفة الإجمالية المتعلقة بتطبيق طريقة توقع معينة، وهي ناجمة أساساً عن استعمال غالبية طرق التوقع للحاسوب، وهذه العناصر هي :

- تكلفة تطوير وإعداد البرمجيات (Logiciels)،
- تكلفة التخزين ،
- تكلفة الإستغلال .

و – مساهمة إدارة المنظمة (Organisational Participation) :

إذ لا ينبغي أن يتم التوقع على كل المستويات، وبواسطة معظم الوظائف حتى يتسنى لنا الحصول على حكم سليم .

ويُؤكد هذا العنصر الأخير أهمية إشراك رجال البيع في عملية التوقع، كما ينبغي ترك هذه العملية كلية إلى الإدارات الإستشارية التي قد تكون بعيدة عن واقع البيع في السوق، فعدم اشتراك إدارة المبيعات، أو اشتراكها بدرجة غير كافية في عملية التوقع يُمكن أن يكون له الأثر الكبير على الأهداف البيعيّة التي يمكن تحديدها . هذا بالإضافة إلى أن ذلك يؤدي إلى إغفال عوامل معيّنة يكون لها تأثير على المبيعات .

ومن الشائع عند الوصول إلى رقم إجمالي للمبيعات المحتملة الميل إلى تبسيط كل شيء بحيث يتم تجاوز الرقم المحقّق في السنة الماضية أو على الأقل تحقيق رقم مساوٍ له . ومن الواضح أن هذا الأسلوب غير واقعي لأنه يُهمل الواقع الذي يُؤثّر في المبيعات المستقبلية. فعلى سبيل المثال، إذا كانت مبيعات السنة منخفضة بسبب ظروف غير عادية لن تستمر فإنه من السهل تجاوزها في السنة التالية، وعلى العكس من ذلك إذا كانت المبيعات مرتفعة بسبب ظروف مواتية لن تتكرّر، فإنه من الصعب المحافظة عليها عند نفس المستوى . ومن ثمّ فإن هذا الإتجاه يُؤثر تأثيرًا سلبيًّا على جميع أعمال التخطيط التي تُبنى على أساس هذا التوقع، بجانب تأثيره السيّئ على معنويات رجال البيع الذين يتم تقييم أدائهم على أساس درجة إنجازهم للأهداف البيعية . أبعد من ذلك، وفي فترات التضخم فإن تجاوز أرقام السنة السابقة قد يقود إلى التفكير بأن هنالك تقدّم، بينما المشروع في حقيقة الأمر يخسر مركزه التنافسي(1) .

2-5- المستويات الأساسية للتوقع بالمبيعات :

يتم التوقع عادة بالنسبة لثلاثة مستويات من النشاط هي(2) :

أ- التوقع في المستوى الإقتصادي العام،

ب- التوقع بالسوق الكلي (أي مبيعات الصناعة) ،

جـ- التوقع بنصيب المشروع من السوق (أي مبيعات الشركة) .

وسوف نتناول كلاً من هذه المستويات بإيجاز كما يلي :

(1) من المرجع [م.ع.الرحيم-88]، ص91 .

(2) من المرجع [م.عبيدات-01] ، ص 188.

أ – التوقع بالنشاط الإقتصادي العام :

إن تأثير المستوى العام للنشاط الإقتصادي في الدولة يُحتِّم على مشروع الأعمال ضرورة البدء بالتوقع بالمناخ الإقتصادي العام للمجتمع كخطوة أولى في إعداد توقع جيد بالمبيعات،فتحليل السياسة المالية، والنقدية، والإنفاق الإستهلاكي و الإستثمارات الجديدة، كلها مؤشّرات مفيدة في تحديد اتجاه النشاط الإقتصادي . ومن الأهمية بما كان في هذا الصدد أن يتم اختيار من يقوم بتوقع المؤشرات التي تُؤثّر على نشاطه، فبالنسبة مثلاً لمشروع إنتاج إطارات السيارات نجد أنه عند التوقع بمبيعاته لا بدّ وأن يُميِّز بين عنصرين وهما :

أولا : المبيعات من الإطارات التي تُستخدم في السيارات الجديدة، وهذه الأخيرة تؤثر بالحالة الإقتصادية العامة لأن هذه الحالة تُؤثِّر بدون شك على مبيعات السيارات الجديدة .

ثانيا : المبيعات بغرض الإحلال، وهذه تتأثّر بعدد السيارات التي بيعت منذ سنتين أو أكثر .

ب – التوقع بمبيعات الصناعة :

لكي يحدّد المشروع فرصه البيعية فإنه – بعد التوقع بالحالة الإقتصادية العامة – لا بد وأن يقوم بتقدير الطلب الكلي للسوق أي مبيعات الصناعة التي ينتمي إليها، ويمكن تعريف الطلب الكلي بالنسبة لمنتج معيّن بأنه الحجم الكلي الذي سيُشترى من هذا المنتج بواسطة مجموعة محدَّدة من المستهلكين في منطقة جغرافية محدَّدة، وفي فترة زمنية محدَّدة، وفي مناخ استثماري تسويقي محدّد، وفي ظل برنامج تسويقي محدّد،ويُعتبر تقدير الطلب الكلي على الصناعة من أهم العقبات التي تواجه من يقوم بعملية التوقعات المتعلقة بمبيعات المشروع، وذلك بسبب صعوبة تحديده . ولكن من المفيد للوصول إلى حجم السوق الكلي وتحديده بين رقمين آخرين هما :

أولا : السوق المحتمل (Market Potential) : وهو عبارة عن أعلى مستوى ممكن من الطلب بحيث أن أي زيادة في المجهودات التسويقية سيكون لها تأثير محدود على زيادة الطلب عند هذا المستوى ،

ثانيا : السوق المتوقّع (Market Forecast) : وهو عبارة عن المستوى من الطلب الذي يمكن تحققه عند مستوى متوقّع من المجهودات التسويقية لجميع مشروعات الصناعة .

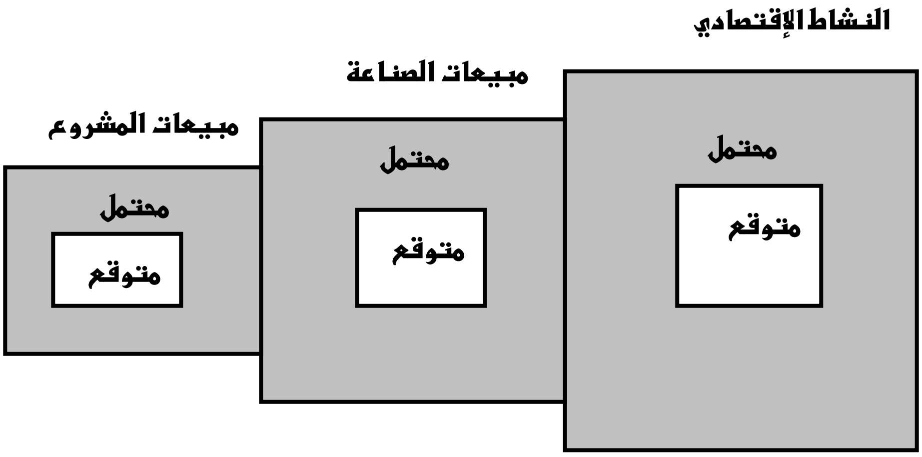
جـ – التوقع بمبيعات الشركة :

يُعطي التوقع بالمبيعات الشركة مؤشراً عن حجم المبيعات المتوقعة، والتي يمكن تحقيقها من منتوج معين في ضوء خطة تسويقية معينة، ويُعبّر الطلب المتوقع على منتجات الشركة عن نصيبها من الطلب المتوقع الكلي للصناعة، ويتأثر هذا الطلب بجميع العوامل التي يتأثر بها السوق الكلي، بالإضافة إلى تأثره بالمجهودات التسويقية للمنافسين، والنظرة الشائعة هي أن هناك علاقة طردية بين نصيب المشروع من السوق وكمية المجهودات التي يقوم بها .

أما المبيعات المحتملة (Sales Potential) ؛ فهي ذلك الجزء من السوق المحتمل الكلي الذي يمكن أن يصل إليه المشروع . وفي الواقع فإن نفس الشكل النموذجي السابق، والذي يُبيِّن العلاقة بين السوق المحتمل والمتوقع بالنسبة للصناعة بالكامل يمكن أن يوضّح نفس هذه العلاقة بالنسبة للمشروع .

وقد لا يريد المشروع أن يصل بمبيعاته المتوقعة إلى المستوى المحتمل(أقصى حد متصوّر)، وذلك لسبب أو لآخر مثل عدم امتلاك الطاقة التوزيعية اللاّزمة، أو تفادي ما قد يصاحب النمو من اعتقاد لدى الرأي العام من احتكار لمنتج معيّن .

ولتوضيح العلاقة بين المستويات الثلاثة، فيكون لذينا الشكل الموالي:



الشكل (1-2) : العلاقة بين المستويات الأساسية للتوقع بالمبيعات .

المصدر:[م.عبيدات-01]، ص188.

3- متطلبات التوقع بالمبيعات [1] :

عملياً، هناك مجموعة من المتطلبات الواجب توافرها لإنجاز عملية التوقع بشكلها الصحيح وكما يلي :

1- الإهتمام بمختلف السجلات التاريخية الماضية المتعلقة بعملية التوقع بالمبيعات والإلمام بها ،

2- حصر العوامل التي أثرت على حجم المبيعات في السابق مثل الدخل والدعاية وجودة السلعة والسعر،

3- وضع تصور للنشاط المستقبلي للمبيعات ،

4- مراجعة وتصحيح التوقعات والتقييم للتغذية العكسية في المستقبل ،

5- تحديد الطلب التابع والطلب المستقل، حيث أنه إذا كان الطلب على سلعة معينة مرتبط بالطلب على سلعة أخرى سُمي ذلك بالطلب التابع،لأن الطلب عليه يتوقف أو يعتمد على الطلب على السلعة الأخرى، ومثال ذلك أن الطلب على البنزين متوقف على الطلب على السيارات، والطلب على السلع الرأسمالية يتوقف على الطلب على السلع الإستهلاكية .

6- الإهتمام والمعرفة الكاملة بالسلع المنافسة والبديلة ومدى تطورها .

7- مراعاة دورة حياة السلعة أثناء التوقع بالمبيعات، وفي أي مرحلة من مراحل الدورة تكون السلعة، أين تكون المبيعات في أوجها في مرحلة التشبع، حيث تمتاز هذه المرحلة بدرجة ثبات نسبي للمبيعات . وفي هذه المرحلة لا بد من الإستعانة بالخبراء من أجل خلق منافع جديدة للسلعة لزيادة الطلب عليها، وإلا ذهبت السلعة إلى مرحلة الإنحدار .

---

[1] من المرجع [م.عبيدات- 01]،ص 189 .

8- معرفة مرونة الطلب، والتي يعبر عنها بأنها نسبة التغير في المبيعات الناتجة عن تغير أحد العوامل التي تؤثر على الطلب، وهذه العوامل هي السعر والدخل والإعلانات، ولقياس ذلك نستخدم المعادلات التالية :

مرونة السعر = التغير النسبي في الكمية المطلوبة / التغير النسبي في السعر ،

مرونة الدخل = التغير النسبي في الكمية المطلوبة / التغير النسبي في الدخل ،

مرونة الإعلان = التغير النسبي في الكمية المطلوبة / التغير النسبي في حجم الإنفاق على الإعلان .

كما يعتبر الطلب مرناً إذا كان عامل المرونة أكبر من واحد، أي أن نسبة التغيّر في الكمية المطلوبة أكبر من نسبة التغير في أي من العوامل الثلاثة السابق ذكرها .

ويكون الطلب غير مرن إذا كان عامل المرونة أقل من واحد، أي أن نسبة التغيّر في الكمية المطلوبة أقل من نسبة التغير في أي عامل مرونة يساوي (1)، وهذا معناه أن نسبة التغيّر في الكمية المطلوبة تساوي نسبة التغير في أي من العوامل الثلاثة السابقة .

وممّ سبق يتضح لنا أن على مدير التسويق فهم جميع هذه العناصر، والتي تؤثر بشكل مباشر على زيادة أو نقصان الطلب مع الأخذ بعين الإعتبار العوامل الأخرى التي تؤثر في الطلب .

المبحث الثاني : أساليب التوقع بالمبيعات

تنقسم أساليب التوقع إلى قسمين متمايزين أولهما الأساليب النظامية (الموضوعية)، والأساليب الغير نظامية (الذاتية)[1]، والشكل (1-3) الموالي يُبيّن التقسيمات الرئيسية والفرعية لأساليب التوقع .

1- الأساليب النظامية (الموضوعية) في التوقع[2] :

هي الأساليب المبنية على قاعدة صريحة، أو نظام واضح المعالم، بحيث يمكن شرح ما ينطوي عليه هذا النظام من خطوات، وبحيث يمكن لأي شخص قادر على فهم هذه الخطوات وتطبيقها بسهولة، ومن خصائص الأسلوب النظامي في التوقع أنه إذا طُبّق على نفس المعلومات من جانب أشخاص مختلفين، فمن الممكن أن يتوصلوا إلى نفس النتائج، وهذا هو المقصود بالموضوعية، حيث لا يتأثر التوقع – إذا ما طبق الأسلوب النظامي وبدقة – بأي اعتبارات ذاتية، وربما يكون ذلك التعريف للأساليب النظامية نظريّا، أو مثاليّا أكثر من اللاّزم، إذ نادراً ما تأخذ هذه الأساليب طريقها إلى التطبيق في تجريد تام عن الإعتبارات الذاتية .

ويُمكن وصف الأساليب النظامية أو الموضوعيّة للتوقعات أيضاً بأنها تلك الأساليب التي تعتمد على نماذج صريحة في إجراء التوقعات، وهذه النماذج يمكن تقسيمها إلى قسمين رئيسيين هما :

أ- النماذج السببية : وهي تحاول التعبير عن سلوك المتغير موضع الإهتمام إلى نظرية ما بشأن العوامل المحدّدة لقيم هذا المتغير، ومن أمثلة ذلك أننا عندما نريد التوقع بمتوسط استهلاك الأسر لأحد المنتجات الإستهلاكية المعينة في إحدى الدول، فإننا نبدأ بصياغة علاقة تفسيرية لهذا المتغير يدخل فيها عدد من المتغيرات التفسيرية، مثل متوسط دخل هذه الأسرة ...إلخ،ثم نحاول تقدير معلمات هذه العلاقة باستعمال أحد أساليب التقدير الإحصائي منها تحليل الإنحدار مثلاً .

ب- النماذج الغير سببية : وهذه النماذج معنيّة أساساً بالتوقع، ولا تتطرّق إلى سلوك ذلك المتغير المراد التوقع به، ولا تحاول الكشف عن المتغيرات الأخرى التي تُحدّد قيمته، والتوقع بقيمة مستقبلية لمتغيّر ما يعتمد عمليًّا على القيم التاريخية لنفس المتغير، فإذا أردنا التوقع بقيمة متغير معيّن في سنة قادمة، فقد نعتبر هذه القيمة مساوية لقيمته في السنة السابقة، أو لمتوسّط قيمه في عدد من السنوات السابقة وقد توضع نماذج أكثر تعقيداً للسلاسل الزمنية مثل نماذج بوكس- جنكنز(والتي سوف نتناولها بكثير من التفصيل في الفصل الثاني) .

---

[1] هناك من يصنف أساليب التوقع حسب أجل التوقع وهي أساليب توقع لكل من الأجل القصير و المتوسط و الطويل، ولكن نظراً لأن الأسلوب الواحد يمكن أن يستخدم التوقع لأكثر من أجل زمني، فقد فضلنا التقسيم حسب منهجية التوقع، أنظر[م.ف.السباعي-01]، ص109.

كمأن هناك من يقسم طرق التوقع إلى قسمين وهما : الكمية والكيفية، فأما الأساليب الكمية فهي تلك التي تتخذ سلسلة المعطيات الماضية للظاهرة نقطة انطلاق لتوقع بقيمتها التقديرية اعتماداً على قواعد محددة، إلا أن المعطيات الكمية لا تتوفر على جميع الظواهر المدروسة أو قد تتوفر بشكل غير كاف أو مناسب، في هذه الحالة يلجأ الباحث إلى الإعتماد على استدلاله وتقديراته الشخصية عن الظاهرة قيد الدراسة وبهذا نكون بصدد أسلوب من الأساليب التي تنتمي إلى المجموعة الذاتية ،

أنظر [س.رجال - 84]، ص16 .

[2] من المرجع [م.ف.السباعي-01]، ص ص 109-111 .

لكن هذه النماذج تشترك جميعها في صفة أساسية، وهي أن التوقع بالقيم المستقبلية لمتغير معين يتم استناداً إلى القيم التاريخية لهذا المتغير وحده، وسوف نوضح فيما يلي أهم أنواع النماذج التي تندرج تحت كلاّ من النماذج السببية والغير سببية، وسوف نبدأ بالنماذج الغير سببية .

1 – 1 – النماذج غير سببية : نذكر منها نموذج الخطوة العشوائية (**Random Walk Model**) ؛ والذي يُعد من أبسط النماذج الغير لسببية، ويُطلق عليه أيضا نموذج عدم التغير، فالقيمة التي نتوقع بها للمتغير y في الفترة الزمنية t تكون هي نفس القيمة y التي تحققت في الفترة السابقة $(t-1)$ ، أي أن : $\hat{y}_t = y_{t-1}$ ،حيث أن $\hat{y}_t$ تشير إلى التوقع بقيمة y_t ، ولكن من المعتاد إضافة متغير عشوائي على الطرف الأيمن لهذه العلاقة، وذلك مراعاة للصفة الإحتمالية للسلاسل الزمنية، فإذا رمزنا للمتغير العشوائي بالرمز u_t ، فإن نموذج الخطوة العشوائية يأخذ الصيغة التالية :

$\hat{y}_t = y_{t-1} + u_t \ldots (\otimes)$ ، وهو ما يعني أن التغير العشوائي في قيم y_t ، يرجع إلى قيمة المركبة العشوائية u_t.

بمعنى أن $\hat{y}_t - y_{t-1} = u_t$ ، حيث أن المركبة العشوائيّة u_t ، تمثل الخطأ العشوائي ولها توزيع احتمالي بمتوسط يساوي $E(u_t) = 0$ ، وتباين ثابت σ^2 لكل t ، وأن المركبات العشوائية للفترات الزمنية u_t, u_s مستقلة عن بعضها البعض لجميع قيم $t \neq s$ ، وهي خصائص العنصر العشوائي في نموذج الإنحدار[1]، أي أن :

$$\begin{cases} E(u_t\ u_s) = \sigma^2 , & if\ t = s \\ \quad = 0 , & if\ t \neq s \end{cases}$$

وفي ظل هذه الخصائص لعنصر الخطأ العشوائي u_t ، فإن المعادلة ($\otimes$) تمثل أفضل توقع بالقيمة المتوسطة للمتغير y_t في الفترة السابقة $(t-1)$ ، ولعل أهم ميزة لهذا النموذج هي أنه لا يلزمنا سوى معرفة قيمة واحدة للمتغير y_t ، وهي قيمته في الفترة السابقة من أجل التوقع بقيمته في فترة لاحقة .

1 – 2 – النماذج السببيّة : يمكن للنماذج السببية التي تفسر الظاهرة موضع الإهتمام من زاوية التوقع لأن تأخذ أشكالا متعددة،وفق منهجية تصميم وحل النموذج، وفيما يلي بعض أنواع النماذج الشائعة الإستخدام في التوقع :

1 – 2 – 1 – نماذج القياس الإقتصادي[2] (النماذج الأيكونومترية) (ECONOMETRIC MODELS) :

يمر أي بحث قياسي بأربعة مراحل يمكن إيجازها فيما يلي[3]:

- **المرحلة الأولى :** تعيين النموذج (**Specification of the model**) ، أو مرحلة وضع الفروض ،
- **المرحلة الثانية :** تقدير معلمات النموذج (**Estimation of the model**)، أو مرحلة اختبار الفروض،
- **المرحلة الثالثة :** تقدير المعلمات المقدرة للنموذج (**Evaluation of the Estimation**)،

---

[1] يطلق عليه في سياق السلاسل الزمنية **White noise (WN)** ،وسوف يأتي التطرق إليه في الفصل الثاني .

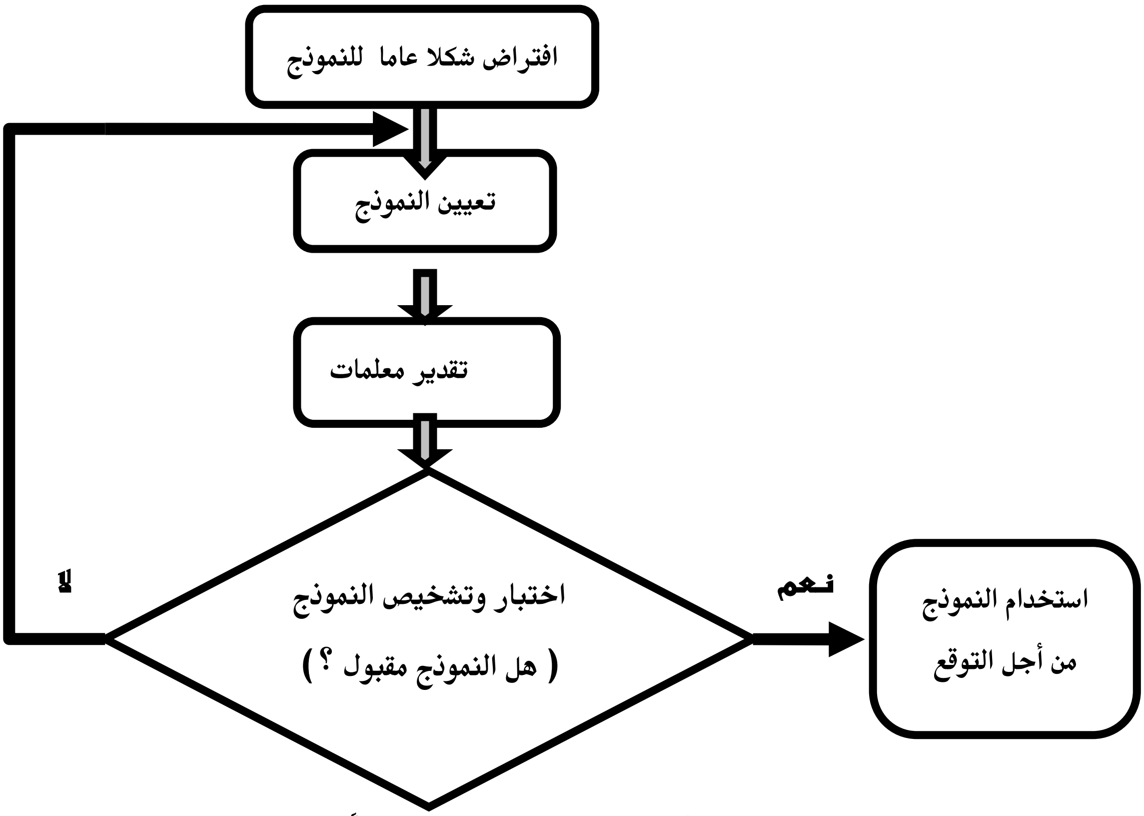
[2] إن الترجمة العربيّة الدارجة للمصطلح "**Econometrics**" هي الإقتصاد القياسي تعتبر غير موفقة، ذلك أن المحتوى اللّغوي للقياس الإقتصادي يعني استخدام القياسات في مجال الإقتصاد ،بينما يدل المحتوى اللّغوي للإقتصاد القياسي بالعربيّة 'الإقتصاد في العمليّات القياسيّة' ،وعليه فإن التسميّة الصحيحة يجب أن تكون "القياس الإقتصادي" وليس غيرها .

[3] من المرجع [ع.ق.عطية-**02**]، ص **14**.

- **المرحلة الرابـعة** : إختبار مقدرة النموذج على التوقع

. (**Evaluation of the forecasting validity of the model**)

وفيما يلي شكل توضيحي يوضح خطوات بناء نموذج قياس إقتصادي :



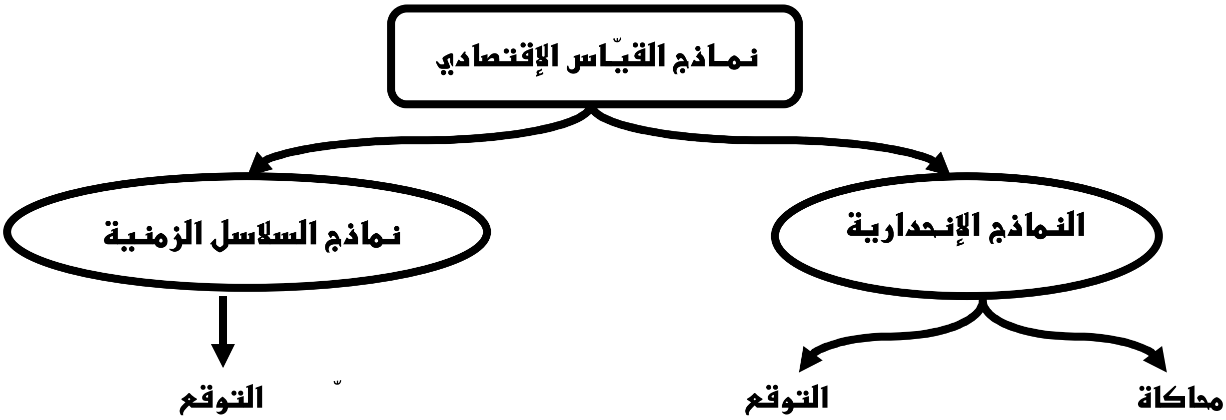
شكل (1-4) : خطوات المقاربة التكرارية من أجل بناء النموذج القياسي

المصدر: [G.M.JENKINS-94]، ص 17 .

والسّمة الرئيسة لهذا النوع من التوقع هي أنها تحاول قياس العلاقات بين متغيرات نظام معين من واقع البيانات التاريخية المأخوذة عن السلوك الفعلي للنظام، وذلك باستخدام طرق إحصائية غالباً ما يفترض فيها توزيعات احتمالية نمطية لبعض متغيرات النظام محل البحث، أو على الأقل للذبذبات التي تُميِّز علاقات النظام (أي عناصر الخطأ في المعادلات)، وهي افتراضات غالباً ما يصعب تحقيقها عمليا بشكل حرفي ،كما يصعب التحقق من صحتها في بعض الحالات، أضف إلى ذلك أن القياس السليم لعلاقات النموذج، أي تقدير معلمات العلاقات المكوّنة للنموذج عادة ما يتطلب توفر شروط متشددة في البيانات كاستقلال المتغيرات التفسيرية عن بعضها البعض، وعدم الترابط بينها وبين عنصر الخطأ في المعادلات، وعدم الترابط للقيم المختلفة لعنصر الخطأ ذاته، وخلو المتغيرات التفسيرية من أخطاء المشاهدة والقياس،(وتلك هي شروط نموذج الإنحدار الخطي)، فضلاً عن ذلك فإن التوصّل إلى قياس سليم للمعلمات في ظل عدم تحقق بعض هذه الإفتراضات غالبا ما يستلزم توفير أكبر قدر ممكن من البيانات من جهة،أو قد يقتضي الأمر الأخذ بطرق تقدير معقّدة من جهة أخرى، و أهم من هذا وذاك، أنه لا توجد حتى الآن طريقة عامة معروفة للإقتصاديين القياسيين لاتباعها عندما لا يتحقق في نفس الوقت أكثر من شرط من الشروط المطلوبة للتطبيق السليم لنموذج الإنحدار الخطي.

وغالباً ما يتم التركيز على تلافي النتائج المترتبة على عدم تحقق ما يمكن أن يعتبره الباحث شرطا أكثر أهمية من غيره، مع تجاهل للنتائج المترتبة على عدم تحقق الشروط الأخرى[1] .

وفيما يلي الشكل (1-3) الذي يبين تقسيم نماذج القياس الإقتصادي السالفة الذكر .



شكل(1-5): قسمي نماذج القياس الإقتصادي

المصدر: من المرجع [م.حشمان - 02]، ص 6 .

1-2-2- نماذج المدخلات و المخرجات[2] : يعتبر أسلوب المدخلات-المخرجات بطبيعته أسلوب توقع، ممّ يلاحظ انتشاره بشكل واسع في جميع الدول الرأسمالية والإشتراكية، وفي هذا السياق تُستخدم مصفوفة المعاملات الفنية كأداة رئيسية في تحديد الصورة التي سيكون عليها الإقتصاد الوطني في المستقبل، والتوقع بما سيحدث من أحداث اقتصادية في المستقبل، وذلك عن طريق تحليل وتشخيص كل العوامل التي تُؤثر على أي حدث اقتصادي، أو أي إجراء يُتخذ على صعيد السياسة الإقتصادية[3]، والتوقع في النتائج المتوقعة التي تحصل في الإنتاج الوطني والقطاعي في حال تنفيد الأهداف المرسومة في الخطة، واستيضاح إمكان تحقيقها وتقديم حلول بديلة عنها في حال ظهور صعوبات أو عوائق أو اختناقات في تحقيقها. ولكن السؤال المطروح هنا كيف تستعمل هذه المعاملات الفنية في التحليل الإقتصادي في المستقبل،رغم أن هذه المعاملات تعبر عن فترة منقضية ؟ . هذه المشكلة تسمى بتبات المعاملات الفنية، ولكن في الحقيقة الثبات ليس من فترة زمنية لأخرى، وإنما تباث العلاقات الفنية للإنتاج . وفيما يلي إحدى جداول المدخلات- المخرجات المسمّى بجدول ليونتيف البسيط[4] .

---

[1] للمزيد من التفصيل،أنظر المرجع [م.ف.السباعي-02]، ص ص 114-116 .

[2] Input - Output models

[3] أنظر المرجع [م.الحمصي-79]، ص121.

[4] فاسيلي ليونتيف " Wassily Leontief " ولد في روسيا سنة 1906،عمل أستاذا في جامعة هارفارد في الو.م.أ في سنة 1941،نشر مقالاً حول طريقة استخدام البيانات التدريبية في تطبيق نظرية التوازن العام في كتابه الشهير "هيكل الإقتصاد الأمريكي" "The structure of American Economy"، ومن ثم ظهرت جداول المدخلات و المخرجات في الواقع العملي، و لقاء هذا العمل نال جائزة نوبل في الإقتصاد عام 1973 .

جدول (1-2) : جدول المدخلات والمخرجات

المدخلات $(j) \rightarrow$ المخرجات $(i) \downarrow$	1	2	3	…	j	…	n	الطلب النهائي y	إجمالي المخرجات
1	X_{11}	X_{12}	X_{13}	…	X_{1j}	…	X_{1n}	y_1	X_1
2	X_{21}	X_{22}	X_{23}	…	X_{2j}	…	X_{2n}	y_2	X_2
3	X_{31}	X_{32}	X_{33}	…	X_{3j}	…	X_{3n}	y_3	X_3
⋮	⋮							⋮	⋮
n	X_{i1}	X_{i2}	X_{i3}	…	X_{ij}	…	X_{in}		
⋮	⋮								
n	X_{n1}	X_{n2}	X_{n3}	…	X_{ij}	…	X_{nn}	y_n	X_n
القيمة المضافة	V_1	V_2	V_3	…			V_n	$\sum y$	
إجمالي المدخلات	X_1	X_2	X_3	…			X_n		$\sum X_j = \sum X_i$

المصدر : [م.الحمصي-79]، ص 121.

حيث تقوم الفكرة الأساسية لهذا الجدول تتجلى واضحة في دراسة تشابك العلاقات الإقتصادية بين مختلف قطاعات الإقتصاد الوطني، لذا فإن الدراسات التطبيقية المتعلقة بالترابط بين المتغيرات الإقتصادية بدأ الإستفادة منها منذ إنشاء **ف. ليونتيف** لنموذج المتعلق بالمدخلات والمخرجات الذي بدأ عمله عام **1931** عن الإقتصاد الأمريكي، الذي يقوم عن التحليل الكمي للعلاقات القائمة بين مختلف القطاعات، وهذا ما يساعد على إعطاء صورة رقمية مفصّلة للحالة التي يتواجد عليها الإقتصاد الوطني، ولإظهار العلاقات التي تربط جميع قطاعاته، وإمكانية دراسة و تحليل التطورات المستقبلية في الإقتصاد وتعتبر هذه الفكرة أحد أساسيات التحليل الإقتصادي في عدة ميادين سواءاً منها ما تعلق بالمستوى الكلي أو الجزئي ويتضح هذا عند وضع الخطط الإنتاجية،حيث يحتاج المخطط إلى معلومات مفصّلة عن تدفقات السلع والخدمات بين مختلف الأنشطة الإقتصادية، وذلك لتفادي الإختناقات في توفير مستلزمات الإنتاج والموارد المتاحة .

وكأي نموذج، فإن جدول المدخلات – المخرجات لـ **ف.ليونتيف** يقوم على جملة من الفرضيات نذكر وهي : تجانس منتجات كل قطاع، تباث نسب مزج عوامل الإنتاج، استخدام أسلوب فني واحد، تباث الأسعار النسبيّة، فكرة التشابك القطاعي، فإذا نظرنا إلى الجدول عموديا نجد البيانات توضِّح مدخلات أو مشتريات كل قطاع (j) من القطاعات الإنتاجية الأخرى على منتوجه النهائي، بالإضافة إلى مستلزمات أو مدخلات X_{11} من إنتاج نفس القطاع، ونستخدم ما مقداره X_{21} من منتجات القطاع الثاني، و X_{31} من منتجات القطاع الثالث، وهكذا حتى القطاع الأخير، والرمز V_1 يمثّل القيمة المضافة، أما الرمز X_1 يُعبّر عن مجموع إجمالي المدخلات، أو قيمة الإنتاج الكلي في القطاع الأول .

➢ أما إذا نظرنا أفقيا للجدول، نلاحظ أن كل سطر من الأسطر الموجودة في الجدول يُشير إلى حجم مبيعات كل قطاع إلى القطاعات الأخرى بما فيها القطاع نفسه، مثلا القطاع الأول يبيع للقطاع نفسه ما مقداره X_{11} ، ويبيع للقطاع الثاني ما مقداره X_{12} ، وللقطاع الثالث ما مقداره X_{13} ، وهكذا حتى القطاع الأخير، أما الجزء المتبقي يخصص للإستهلاك النهائي ومقداره y_1 .

أما X_1 فإنها تُعبّر عن إجمالي مخرجات القطاع الأول، وهو عبارة عن إجمالي إنتاج القطاع الأول، وعلى نفس المنوال يتم توضيح البيانات والعلاقات الإقتصادية للقطاعات الأخرى .

1 – 2 – 3 – التنبؤ باستخدام طريقة الخبراء[1]: إن التنبؤ يعتمد على تفعيل خبرة الإنسان في موضوع ما، وأشهر طريقة في هذا المجال هي طريقة دلفي،حيث تعتمد هذه الطريقة على توجيه أسئلة محددة إلى مجموعة من الخبراء مثل: هل سترتفع أسعار المحروقات خلال السنة المقبلة ؟، وغيرها كثير من الأسئلة المكنة، وتتميز هذه الطريقة عن بقية الطرق التي تعتمد على تقديرات الخبراء بأنها تعتمد على السريّة، كما تتم عادة على عدة جولات، كمأن أبسط الطرق لاستخدام تقديرات الخبراء في التنبّؤ هي إعطاؤهم مجموعة من البدائل المكنة لظاهرة معينة، ويُطلب منهم ترتيبها حسب أولوية حدوثها مستقبلاً، ويُراعى أن تتم الإجابة في سرية كما ذكرنا آنفاً .

1–2–3–1 – خطوات استخدام تقديرات الخبراء في التنبؤ :

يتم استخدام هذه الطريقة عن طريق المرور بالخطوات التالية :

أ– تحديد موضوع التنبّؤ بدقة و إعادة البدائل المكنة ،

ب– تحديد مجموعة الخبراء،

ج– الحصول على تقديرات الخبراء ،

د– تحليل النتائج المُتحصل عليها من تقديرات الخبراء .

وتجدُر الإشارة هنا إلى أن الخبير (Expert)، و أي شخص متخصص و له مهارة في مجال بحثي معين و يتميز بارتفاع مهاراته وتجدها في التنبّؤات، قائمة الخبراء يمكن أن تشمل مثلا: الباحثون في مجال بحوث التسويق، مديرو المنظمات، المستشارون،رجال الغرف الصناعيّة و التجاريّة، محرِّرُوا المجلات و الصحف التجارية، بعض الموظفين في الأجهزة الحكومية، و طبقاً لهذه الطريقة فإن الخبير يمكن أن يقدم عدة أشكال للتنبؤ بالمبيعات كان يقوم بتحديد رقم معين للمبيعات المتوقعة (10000وحدة في السنة مثلاً)، أو تحديد مدى معين يمكن أن يتحقق أو يقع رقم المبيعات خلاله كان يقال أن المبيعات ستتراوح بين 10000 و 30000 وحدة خلال ستة أشهر الأولى من السنة، أو وضع احتمال معين لتحقيق المبيعات كان يقال أن احتمال تحقيق مبيعات 20000–30000 وحدة هو 45 % و أن تحقيق 50000–80000 وحدة له احتمال 30 % و أن تحقيق 90000 وحدة له احتمال 25% .

---

[1] من المرجع [ع.شرابي-00]، ص 157 .

و في ما يلي نحاول إجراء مقارنة بين ثلاثة أساليب منها [1] :

الأسلوب	رأي رجال البيع	أسلوب DELPHI	رأي الخبراء
• **الدقة في التنبؤ:**			
الأجل القصير(6 أشهر) .	جيد	من مقبول إلى جيد جدا	من ضعيف إلى جيد
الأجل المتوسط (سنة) .	مقبول إلى جيد	مقبول إلى جيد جدا	ضعيف إلى جيد
الأجل الطويل .	ضعيف	مقبول إلى جيد جدا	ضعيف إلى مقبول
• **مجالات الإستخدام**	التنبؤ بمبيعات السلعة خلال السنة	التنبؤ بمبيعات السلعة + هامش الربح خلال سنة أو أكثر	التنبؤ بالمبيعات السنوية في الأجل الطويل + التنبؤ بهامش الربح + مستقبل المنتجات الجديدة
• **البيانات المطلوبة**	تاريخية من سجلات العملاء	البيانات المجمعة مع وجود منسق لإرسال و استقبال الآراء	حسب طلب كل خبير
• **مدة التنبؤ**	2 -3 أسابيع	2 -3 أسابيع	1 / 2 أسبوع

المصدر : [ع.س.أبو قحف -90]، ص 294.

---

[1] أنظر المرجع [ع.س.أبو قحف-90]، ص ص293 -294 .

المبحث الثالث : مركبات السلسلة الزمنية و طرق كشفها

تُعتبر دراسة الظواهر واتجاهاتها، والتحكم في مساراتها من بين أسباب نجاح المؤسسات الإقتصادية التي تعتمد الطرق العلمية في تسييرها حيث تحتاج كل مؤسسة مهما كانت طبيعة نشاطاتها إلى معرفة وتحليل الظواهر المحيطة بها، والعوامل المؤثرة فيها، والتوقع بقيمها في المستقبل، ولتحديد وبلوغ ذلك يجب دراسة وتحليل معطيات الفترات السابقة لهذه الظواهر قصد تحديد مساراتها و اتجاهها العام، بشرط أن تكون كل معطية من هذه المعطيات مرتبطة بفترة زمنية، أو بتاريخ معين (سنة،شهر،أسبوع 1 ، جانفي، 31 ديسمبر،...إلخ) [1].

1- مركبات السلسلة الزمنية :

على العكس من الإقتصاد القياسي التقليدي، فإن الهدف من تحليل السلاسل الزمنية ليس الربط بين المتغيرات بعضها بعض، وإنما الإهتمام بديناميكية هذا المتغير أو المتغيرات [2]، هذه الأخيرة مهمّة لسببين وهما :تطور الإقتصاد القياسي أظهر أننا لا نستطيع ربط إلا المتغيرات التي تتميز بخصائص متشابهة أو متماثلة، بوجه خاص نفس خصائص الإستقرارية أو عدم الإستقرارية، الخصائص الرياضية للنماذج تسمح بتقدير الروابط التي تربط بين المتغيرات والعلاقات الديناميكية بين بعضها البعض .

1-1- تعريف السلسلة الزمنية : يمكن تعريف السلسلة الزمنية كما يلي :

أ- تعريف أول [3] :" السلسلة الزمنية عبارة عن مجموعة متتالية من القراءات x_1 ،x_2 ،x_3.... تُؤخذ عادة على فترات زمنية متساوية إحدى الظواهر".

ب- تعريف ثاني[4] : تُعرّف بصورة عامة بأنها عبارة عن مشاهدات عن قيم متغير اقتصادي معين على امتداد فترة زمنية معينة، أو بتعبير آخر عبارة عن تطور متغير اقتصادي بالزمن، ويعتبر الزمن (t) من وجهة نظر القياس الإقتصادي بمثابة متغيّر مستقل عند تقدير الإتجاه العام لتطور المتغيرات الإقتصادية خلال فترة زمنية معينة، ويُمثل الزمن في هذه الحالة المحصّلة النهائية لتأثير نمو جميع العوامل ذات التأثير في المتغير التابع وليكن (y_t) .

وبصفة عامة فإن السلسلة الزمنية عبارة عن مجموعة من المشاهدات مرتبة على أساس كمّي يعبّر عن قيم متغيّر (اقتصادي أو اجتماعي) معين على امتداد فترات زمنية متساوية ومتتالية تشكل أساس السلسلة الزمنية وتلعب دور المتغير المستقل، في حين تلعب قيم الظاهرة المدروسة دور المتغير التابع .

وفيما يلي جدول يُمثل سلسلتان زمنيتان تمثلان تطورات الناتج المحلي الإجمالي (PIB)، وعدد السكاني في الجزائر كما يلي :

---

[1] أنظر المرجع [ج .جلاطو-99]، ص167.

[2] من المرجع [G.CHEVEILLON-04]،ص9.

[3] أنظر المرجع [س.رجال- 84]، ص 37 .

[4] من المرجع [ع.شريف-81]،ص 41 .

جدول (1-3): تطورات PIB وعدد السكان في الجزائر المقابل لكل سنة من السنوات 1963حتى2002

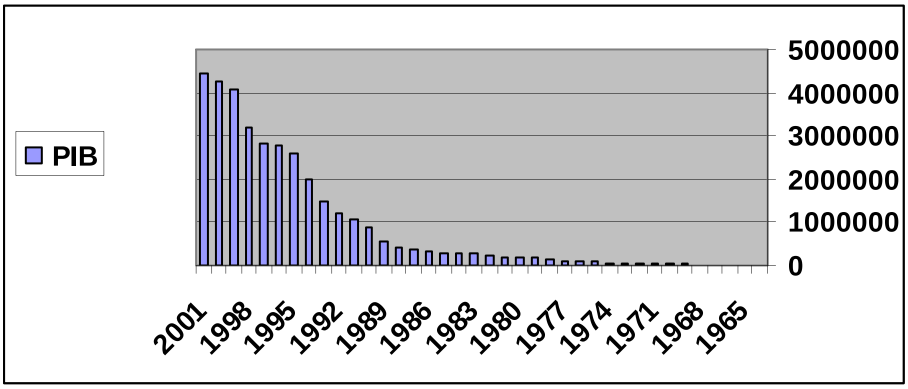
السنة	PIB (بملايين الدنانير)	عدد السكان (بالآلاف)
1965	15 240 .0	11 467
1966	14 490 .0	11 814
1967	16 123 .0	12 178
1968	18 740 .0	12 539
1969	21 044 .8	12 912
1970	24 072 .3	13 309
1971	24 922 .8	13 739
1972	30 413 .2	14 171
1973	34 531 .1	14 649
1974	55 560 .9	15 164
1975	61 573 .9	15 768
1976	74 051 .1	16 450
1977	87 240 .5	17 058
1978	104 831 .6	17 600
1979	128 222 .6	18 120
1980	162 507 .2	18 666
1981	191 468 .5	19 262
1982	207 551 .9	19 883
1983	233 752 .1	20 522
1984	263 855 .9	21 185
1985	291 597 .2	21 863
1986	296 551 .4	22 512
1987	312 706 .1	23 139
1988	347 716 .9	23 783
1989	422 043 .0	24 409
1990	554 388 .1	25 022
1991	862 132 .8	25 643
1992	1 074 695 .8	26 271
1993	1 189 721 .9	26 894
1994	1 487 403 .7	27 496
1995	2 004 994 .7	28 060
1996	2 570 028 .9	28 566
1997	2 780 168 .7	29 045
1998	2 809 999 .8	29 507
1999	3 212 543 .5	29 965
2000	4 087 675 .3	30 416
2001	4 241 800 .0	30 879
2002	4 455 300 .0	31 357

المصدر: [ONS-03] ،ص99 .

حيث كل قيمة للمؤشر في السلسلة الزمنية يسمى بمستوى السلسلة الزمنية، وإلى جانب مستوى السلسلة الزمنية، هناك الفترة الزمنية المقابلة لكل مستوى، وفي مثالنا كل مستوى من مستويات في السلسلة الزمنية الأولى يُبين تطورات الناتج الداخلي الخام (PIB) من سنوات 1965حتى2002، وكذلك كل مستوى من مستويات السلسلة الزمنية الثانية يبين تطورات عدد السكان المقابل لكل سنة من السنوات .

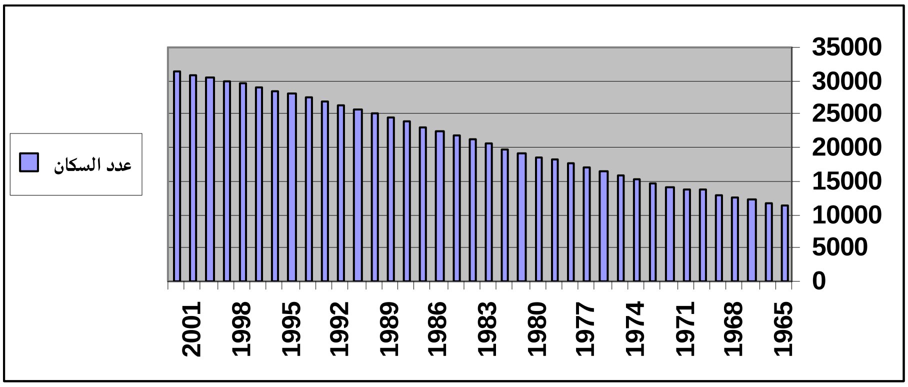
فالسلاسل الزمنية إذن، تعني تتابع الملاحظات المتوافقة مع نفس المتغير الممثّلة له، فعلى مستوى الإقتصاد الكلي مثلاً هناك (الناتج الوطني الخام لبلد معين (PIB)،التضخم، الصادرات،الواردات ،...)،على مستوى الإقتصاد الجزئي (مبيعات إحدى الشركات، مداخيل الأفراد،...)، في الجانب المالي (البورصات : CAC 40 ،SP'500 ، ...، أسعار الأسهم الشراء والبيع، تطورات أسعار الأسهم ،...)، أحوال الطقس (درجات الحرارة الشهرية ، كمية التساقط السنوي من

الأمطار ...)، الجانب السياسي (عدد المنتخبين، الأصوات المحصل عليها لصالح مرشح معين ،...)، الجانب الديموغرافي (متوسط الطول للسكان، أعمارهم ،...)، أي كل ما هو مرقم وله عدة متغيرات بمرور الوقت .



الشكل (1-6) الناتج الداخلي الخام " PIB " للجزائر من سنة 1965 حتى سنة 2002 (و: مليون د.ج)

المصدر: تم الإعداد من طرفنا اعتماداً على Microsoft Excel 2003 .



الشكل(1-7) : تطور عدد السكان من سنة 1963 حتى سنة 2002 (و: الألف نسمة)

المصدر: تم الإعداد من طرفنا اعتماداً على Microsoft Excel 2003 .

أ- نموذج الإرتباط الذاتي من الدرجة 1 : AR(1): $y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t$

حيث يتأثر استقرار النموذج بالتغيّر الحاصل في القيم المختلفة التي تأخذها α ، حيث عندما تكون $|\alpha| < 1$ ، فإن النموذج مستقر، وعندما تكون $|\alpha| = 1$ ، فإن النموذج غير مستقر،كما نلاحظ ذلك في الشكل (1-8) بالنموذج السابق في حالة كون $\alpha > 1$.

ب- السلاسل ذات المتغيرات المتعددة: $y_t = Ay_{t-1} + \varepsilon_t$ ، حيث : $\varepsilon_t \sim WN(0,\sum)$.

ج- نموذج الإنحدار الذاتي الشعاعية، من الدرجة الأولى VAR(1):

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix},$$

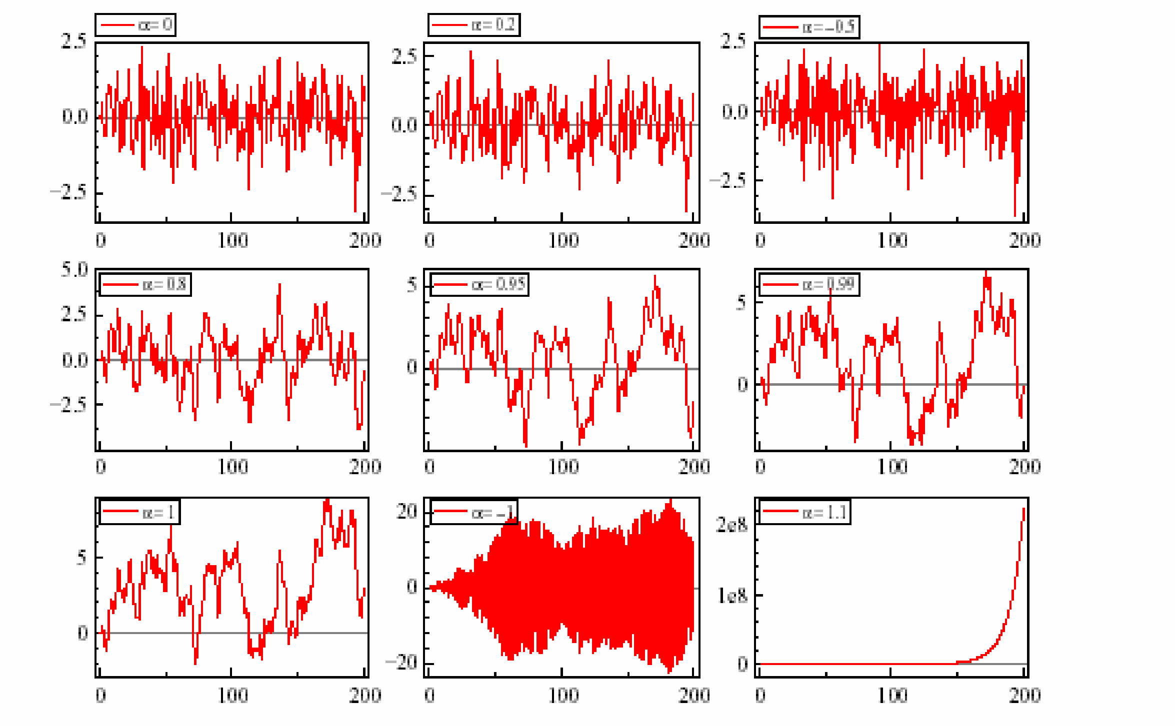
$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \sim WN\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_2^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \right)$$

د- نموذج الإنحدار الذاتي ذي التأخّر الموزّع (Autoregressive Distribuated Lags , ADL) ،

إذا كانت : $\alpha_{12} \neq 0$ ، هذا النموذج يتبع علاقة سببية بين $y_{2,t-1}$ و $y_{1,t}$ ، كما يلي :

$$y_{1,t} = \alpha_{11} y_{1,t-1} + a_{12} y_{2,t-1} + \varepsilon_{1t} \qquad , \qquad \varepsilon_{1t} \sim WN(0, \sigma_1^2)$$

والشكل الموالي تمثيل لسلسلة زمنية بواسطة النموذج $AR(1)$ ، $y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t$ ، بحيث تأخذ α قيماً مختلفة . ويكون النموذج مستقراً في حالة $|\alpha| < 1$ ، أما في حالة $|\alpha| = 1$ فيكون غير مستقرًا،كما نلاحظ في حالة السلسلة الزمنية في حالة $\alpha > 1$.



الشكل(1-8) : سلسلة زمنية ممثّلة بواسطة النموذج AR(1)[1]

المصدر: [G.CHEVEILLON-04]،ص 14

كما ينبغي التذكير هنا إلى أنه عند بناء السلسلة الزمنية، وقبل استخدامها في التحليل أو التوقع لا بد من التأكد من أن مستوياتها قابلة للمقارنة فيما بينها، وهو شرط أساس لصحة أي تحليل، وأي تقدير أو توقع، و فيما يلي الشروط اللازمة لكي تكون مستويات السلسلة الزمنية قابلة للمقارنة فيما بينها [2]:

1- أن تخصُ مستويات السلسلة الزمنية فترات زمنية متساوية، فمثلاً لا يجوز أن تُعبّر بعض مستويات السلسلة الزمنية عن عدد المواليد خلال كل شهر وبعض المستويات الأخرى تُعبّر عن المواليد خلال كل سنة، فالمقارنة بين المستويات هنا غير ممكنة .

---

[1] هي اختصار لـ : **A**uto **R**egressive، وسوف نتناول هذا النموذج بالتفصيل في الفصل الثاني من هذه المذكرة .

[2] من المرجع [ع.شرابي-00]،ص 22 .

2- أن تكون جميع مستويات السلسلة الزمنية خاصة بمكان معين، سواءاً كان إقليما أو ولاية أو مؤسسة، فلا يجوز أن تُعبّر بعض المستويات عن مؤشر خاص بمجال معين ومستويات أخرى خاصة بمجال أوسع مثلاً، وتظهر هذه المشكلة خاصة عند تغير حدود الأقاليم و الولايات، أو عند تجزئة المؤسسات الكبيرة إلى مؤسسات أصغر أو العكس .

3 – أن تكون وحدة القياس لجميع مستويات السلسة الزمنية موحدًا .

4 – التعبير عن مستويات السلسلة الزمنية القيمية بالأسعار الثابتة، لأن الأسعار الجارية تُخفي أثر ارتفاع الأسعار و تجعل المقارنة غير موضوعية .

5 – أن تكون طريقة قياس جميع مستويات السلسلة الزمنية موحّدة .

كما يجب الإشارة إلى أن السلاسل الزمنية عادة ما لا تعطى جاهزة، وقابلة للتحليل مباشرة حيث يتطلب الأمر في أغلب الأحيان إجراء بعض التعديلات لجعل مستوياتها قابلة للمقارنة وفقاً للشروط المذكورة أعلاه، وعموماً تُصاغ هذه التعديلات في الجدول الموالي :

الجدول(1-4): طرق تعديل السلسلة الزمنية

التعديل (تحويل T، ترشيح F)	السلسلة الخام	السلسلة المعدلة	دور التعديل	ملاحظة
اللّوغاريتم: (T)	y_t	$z_t = \log y_t$	سحق القيم العالية ، خفض سلم التمثيل البياني، تخطية التمثيل	حذاري من القيم المعدومة والسالبة
المتوسط المتحرك : (F) ذو طول (m)	y_t	$z_t^* = \frac{y_t + y_{t-1} + .. + y_{t-m+1}}{m}$	حذف التقلبات الموسمية المترحّلة	فقدان قيم من البداية ومن النهاية
الفروق الأولية : (F)	y_t	$\nabla y_t = y_t - y_{t-1}$	سكون السلسلة في وحدة الزمن	فقدان قيمة من السلسلة
الفروق الثنائية : (F)	y_t	$\nabla^2 y_t = \nabla(y_t)$	سكون السلسلة في وحدة الزمن لكنها تأخذ شكل أسي	فقدان قيمتين من السلسلة
الفروق النسبية : (F)	y_t	$z_t = \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}}$	نمو السلسلة في وحدة الزمن بمعدل ثابت (متوسط حسابي وانحراف معياري ثابتين)	فقدان قيمة من السلسلة

المصدر: مقتبس بتصرف من المرجع [J.C.USINIER-82]، ص 227.

كما يمكن كتابة z_t^* بالشكل $Z_t^* = \frac{1}{m}\sum_{k=0}^{m-1} y_{t-k}$ وكلما كانت m كبيرة نسبيا، فإن هذا يسمح بإلغاء أحسن للتغيرات العارضة، لكن عموماً ما تنتقي m حسب دورية المعطيات، فإذا كانت المعطيات شهرية والتغيرات الفصلية ضعيفة فإن طول المتوسط المتحرك $m = 3$ ، أو $m = 4$ ، وإذا حدث أن كانت التغيرات الفصليّة قوية الظهور سنويا فإن $m = 12$ [1]،

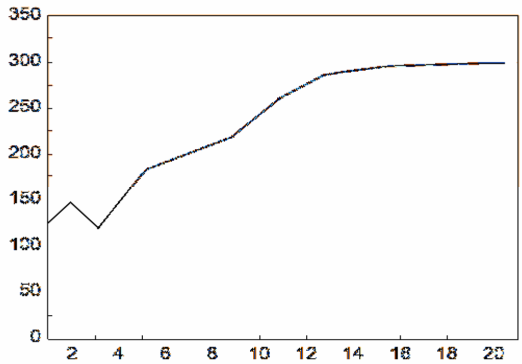
كما يمكن استعمال عدد من هذه التعديلات واحد تلو الآخر للحصول على سلسلة مصقولة .

2- مركبات السلسلة الزمنية :

تتكون السلسلة الزمنية من مجموعة من المركبات وهي، مركبة الإتجاه العام، مركبة الدورات الإقتصادية، مركبة الموسمية والمركبة العشوائية، وتعتبر هذه المركبات كمتغيرات تطرأ على المبيعات ولذلك يجب تحليلها ومعرفة مدى تأثيرها .

[1] من المرجع [J.FOURASTIE-88]، ص ص 114 - 115.

2-1- مركبة الإتجاه العام $T(t)$: إن هذه المركبة كما يدل عليها اسمها ، تعبر عن اتجاه عام للظاهرة المدروسة في المدى الطويل، سواء بالزيادة أو النقصان[1]. مثلاً عدد الطلبة المسجلين في الجامعة الجزائرية سنويا، تطور الدخل الوطني الجزائري من 1969 حتى1989، ويُمثَّل الإتجاه العام للسلسلة بميل موجب أو سالب، والشكل(1-9) الموالي يوضح مركبة الإتجاه العام .



شكل(1-9): تطور الدخل الوطني الجزائري من 1969 حتى 1989

المصدر: من المرجع [م.حشمان-02]،ص 15 .

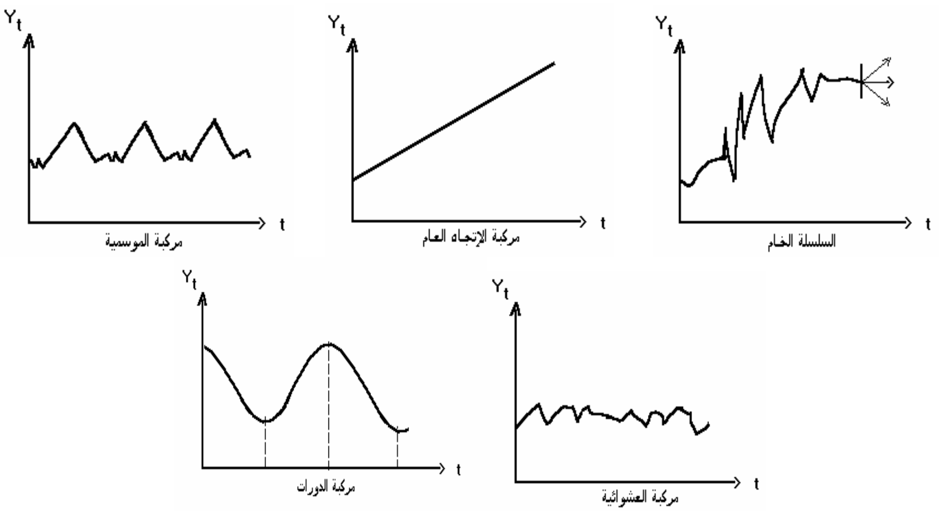
2-2- مركبة الدورات الإقتصادية $C(t)$: وهي متغيرة منتظمة ذات طول غير معروف بدقة، وتظهر هذه المركبة في المدى البعيد، وتشمل حالتين :حالة الركود الإقتصادي وحالة الرخاء الإقتصادي، هذين الحالتين تتعاقبان بشيءٍ من الإنتظام في فترات متباعدة، وتُؤثران في الطلب على المبيعات، ذلك أنه في حالة الركود يكون الطلب على المبيعات منخفض وفي فترة الرخاء يحدث العكس، ولكن لكون أن التوقع عموماً يهتم بالمدى القريب والمتوسط فإن مركبة الدورات نهمل دراستها.

2-3- المركبة الموسمية $S(t)$: وهي التغيرات المتشابهة في مسار سلوكها، والتي تظهر في فترات زمنية منتظمة، ومحددة بصفة متعاقبة،وتفيد هذه المركبة في تحديد قيمة الطلب على السلع والخدمات التي تتأثر بعامل الموسميّة (الفصليّة) كالأعياد والعطل والمناسبات...إلخ .

2-4- المركبة العشوائية $\varepsilon(t)$: وهي المركبة التي تصف جميع العوامل والمتغيرات التي لم تُؤخذ بعين الإعتبار أو تلك التي لا يمكن قياسها والتوقع بحدوثها، لكونها مفاجئة وعشوائية الحدوث مثل الحروب والفيضانات والزلازل وبقية العوامل المؤثرة في طلب السلع والخدمات بشكل غير متوقع.

---

[1] من المرجع [ج.جيلالي- 02]،ص 167.



شكل (1-10) : مركبات السلسلة الزمنية

المصدر : مقتبس بتصرف من المرجع [م.أبو صالح - 83]،ص 276 .

3- الكشف عن مركبات السلسلة الزمنية :

بالنظر إلى بعض الأشكال الممثّلة لبعض السلاسل الزمنية [1]، فإنه من الصعب في بعض الحالات كشف مركبة أو مركبات السلسلة الزمنية محل الدراسة، ولهذا فهناك بعض الطرق المساعدة في الكشف، وهي :

3- 1- عن طريق تحليل المعلومات بيانيا (Plot) : وذلك عن طريق تحليل الظروف التي تولّدت عنها هذه السلسلة الزمنيّة،فإذا كان هذا المحيط مستقرًّا تكون هذه السلسلة كذلك، والعكس، فيتمثل الإتجاه العام مثلاً في تلك المركبة التي تدفع بالمنحنى نحو الزيادة،أي إذا كان الميل موجباً،أو إلى الأسفل إذا كان الميل سالباً، بينما تنعكس المركبة الدورية في الشكل البياني على شكل قمم (peaks)، أو انخفاضات (Troughs) بشكل منتظم، بينما المركبة العشوائية تتمثل في عدم تركها المركبات المنتظمة تكون كذلك و بيانيا دائماً .

3- 2-عن طريق الإختبارات الإحصائية (Statistical Tests) : في كثير من الحالات يُلجأ إلى هذه الإختبارات لأن الطريقة السّالفة الذكر غير كافية لكشف مركبات السلسلة الزمنية .

3-2-1- الكشف عن مركبة الإتجاه العام (T_t): يمكن تقسيمها إلى :

3- 2-1-1- الإختبارات الحرة (Non Parametric Tests) : ومعنى حرة أنها لا تخضع لأي توزيع إحصائي،فهي لا تتطلب أي فرضية حول التوزيع الإحتمالي للأخطاء (ε_t). ولهذا ورغم سهولة تكوينها و حسابها،فإنه يُعاب عليها في كشف المركبات المعنية، وهناك مجموعة من الإختبارات نذكر منها [2]:

3- 2-1-1-1-اختبار نقطة الإنعطاف (Turning points) :

لا يهتم هذا الإختبارعلى عكس تسميته بنقاط الإنعطاف بحد ذاتها بقدر ما يهتم بعدد مرات الصعود و النزول (Ups and Downs) للمنحنى، وبتعبير آخر عدد مرات تغير الإشارة من موجب إلى سالب أو العكس، من خلال الفروقات من

---

[1] من المرجع [م .حشمان-02]،ص 15 .

[2] الصفحة 18 من المرجع الأخير .

الدرجة الأولى Δy_t ، أين : $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ ، حيث أن: y_t تمثل السلسلة الزمنية محل الإختبار مرتبة ترتيبا زمنياً .

أما شكل الإختبار فيكون كالتالي : H_0 : السلسلة عشوائية / لا يوجد اتجاه عام ،

H_1 : السلسلة بها اتجاه عام .

ولتكوين الإختبار يلزمنا حساب الفروقات من الدرجة الأولى للسلسلة المعنية و إعطاء إشارة موجبة للفروقات الموجبة، وسالبة للسالبة، ومنه فرمز u ، وهو عدد المرات التي تتغير فيها Δy_t ،كمأن الإختبار يُستعمل لما يكون عدد المشاهدات أكبر من 10.

القرار: رفض H_0 إذا كان : $|z| > z_{\frac{\alpha}{2}}$ ، حيث أنه مُعطى بالعلاقة التالية : $|z| = \dfrac{R - \mu_u}{\sigma_u}$

أين : $\mu_u = \dfrac{2(T-2)}{3}$ ، و : $\sigma_U = \sqrt{\dfrac{16T-29}{90}}$.

3-2-1-1-2-إختبار الإشارة (Sign Tests) :

على غرار الإختبار السابق، فإن هذا الإختبار يعتمد على إشارات الفروقات من الدرجة الأولى موجبة وسالبة، كما يفترض هذا الإختبار التوزيع العشوائي للمعطيات .

شكل الإختبار: H_0 : السلسلة عشوائية / لا يوجد اتجاه عام ،

H_1 : السلسلة بها اتجاه عام .

و لتكوين الإختبار : ⇦ الرمز v يعني عدد الفروقات الموجبة، بينما n تمثل عدد الفروقات غير الصفرية .

⇦ يستعمل هذا الإختبار لما $(n > 20)$.

القرار: نرفض الفرض H_0 إذا كان : $|z| > Z_{\frac{\alpha}{2}}$، حيث Z معطى بالعلاقة التالية : $|z| = \dfrac{V - \mu_v}{\sigma_v}$

وكذلك : $\mu_v = \dfrac{n}{2}$ ، و σ_v معطى بالعلاقة التالية : $\sigma_v = \sqrt{\dfrac{n}{4}}$.

3-2-1-1-3-إختبار دانيال (Daniel's Tests) : يعتبر هذا الأخير من أقوى المعايير السابقة، وهو يستعين بمعامل الإرتباط لسبيرمان[1]،يعتمد هذا المعامل قياس الإرتباط الخطي بين ترتيبين، الرّتبي (تصاعدي مثلا) R_t والزمني t ، أي بتعبير رياضي $R_t = f(t)$, $R_t = 1,T$, $t = 1,2,T$ ، حيث أن معامل سبيرمان يُعطى بالعلاقة التالية :

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

حيث : $\sum d_t^2$ يمثل مجموع مربعات الفرق بين الترتيب التصاعدي الزمني أي : $d_t = (R_t - t)$ ،

---

(1) Spearman Correlation Coefession

ونعلم أن : $-1 \leq r_s \leq +1$ ، ومن ثم فإن صيغة الإختبار تكون كالتالي: H_0 : السلسلة عشوائية / لا يوجد اتجاه عام ، H_1 : السلسلة بها اتجاه عام .

القرار: بعد حساب r_s ، يتم رفض H_0 ، وذلك حسب حجم العينة لما يكون :

أ- في العينات الصغيرة : $(T \leq 30)$: $|r_s| > r_{\frac{\alpha}{2}}$ ،

ب- في العينات الكبيرة : $(T > 30)$: $|Z| > Z_{\frac{\alpha}{2}}$ ، حيث : $|Z| = \dfrac{r_s - \mu_{rs}}{\sigma_{rs}}$.

أين : $\mu_{rs} = 0$ و : $\sigma_{rs} = \dfrac{1}{\sqrt{T-1}}$ ، بالتعويض : $Z = \dfrac{r_s}{\sigma_{rs}} = r_s\sqrt{T-1}$.

3-2-1-2- الإختبارات غير الحرة (Parametric Tests) : تتمثل هذه الطريقة في افتراض وجود مركبة اتجاه عام في السلسلة الزمنية، بالإضافة إلى افتراض معرفة التوزيع الإحتمالي للأخطاء أي : $y_t = f(t, u_t)$ ، بحيث: $u_t \sim N(0, \sigma^2)$ ، بمعنى أن الخطأ العشوائي u_t يتبع توزيعاً طبيعياً بوسط معدوم، وتباين ثابت يساوي σ^2 ، وبعد تحديد الدالة $f(.)$ أعلاه، يتم تقدير معالمها، ثم اختبار معنويّة معلمة الإتجاه العام باستعمال مقياس الإنحراف المعياري،أو إحصائية ستودنت (Student)[1]، ....إلخ .

3-2-2-الكشف عن المركبة الفصلية $S(t)$: ليس من الصعوبة اكتشاف المركبة الموسمية،فمثلاً فيما يتعلق بموضوع الطلب على غازات التدفئة (*Gas ,Gasoil*)، حيث يزداد الطلب عليها بشدة في الفصول و المناطق الباردة كالهضاب العليا، و ينقص الطلب على الكهرباء في الفصول الباردة و يزداد في تلك الحارة نظراً للإستعمال المكثف لأجهزة التبريد[2]، ورغم ذلك، فإنه قد يتعذر كشفها في بعض السلاسل الشديدة التذبذب،وخاصة عند توفُّر مجموعة هائلة من المعطيات، أو قد نحتاج إلى دليل أكثر قوة وبرهان، ومنه و في هذه الظروف نلجأ إلى استعمال بعض المقاييس الإحصائية لكشفها .

3-2-2-1- الإختبارات الحرة[3]: من هذه المجموعة، نكون قد استعملنا U و V لكشف مركبة الإتجاه العام ،إلا أننا نقتصر في هذا المقام، ولكشف الفصلية، بدراسة إشارات الفروقات من الدرجة الأولى فقط لمعطيات موسمية مثلاً، والبحث في مدى انتظامها كليًّا (+ - + + ، + - + + ، + - + +) ، أو جزئيًّا (- + + + ، - - + + ، - + + +) ، حيث نسجل في هذا الأخير إشارتي (+) في بداية كل سنة مثلاً، وإشارة (-) في الفصل الرابع من كل سنة .

3-2-2-1-1- إختبار Kurskall-Wallis : سوف نحاول عل شكله، وكيفية تطبيقه، ويكون شكل الإختبار كالتالي: H_0: السلسلة لا توجد بها فصلية ،
H_1 : السلسلة بها مركبة فصلية .

---

[1] كما في النماذج المختلفة على غرار النمذجة بواسطة نماذج.بوكس- جنكنز .

[2] أنظر المرجع[م.حشمان-02]،ص 31

[3] يدعى Non-Parameyric Tests.

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

حيث : R_i : تمثل مجموع رتب المشاهدات المقابلة للفصل i ،

n_i : تمثل عدد المشاهدات المقابلة للفصل i ،

p : الدورة (Period)،وهي تساوي 4 في المشاهدات الفصلية، 12 في الشهرية، وهكذا .

فإذا كانت $(n_i > 5)$ ، يُمكن إظهار (KW) أن يتبع تقريباً توزيع χ^2 بدرجة حرية تساوي $p-1$.

القرار: رفض H_0 إذا كانت : $KW > \chi^2_{(P-1)}$ ،كما نشير هنا أنه وحتى لايكون هذا الإختبار مغلّطاً، يجب إزالة مركبة الإتجاه العام من السلسلة الزمنية قبيل محاولة الكشف عن المركبة الموسمية، ولاستخدام هذا المقياس وإضافة إلى شرط توفر عدد معتبر من المشاهدات في لحظة زمنية معينة على الأقل تساوي $(n_i \times p)$ ، يجب مسبقاً معرفة العلاقة التي تربط بين مركبات السلسلة الزمنية كأن تكون تجميعية، أو جدائية، أو مختلطة[1] كما يلي :

النموذج التجميعي .... $y_t = T_t + s_t + e_t$ ،

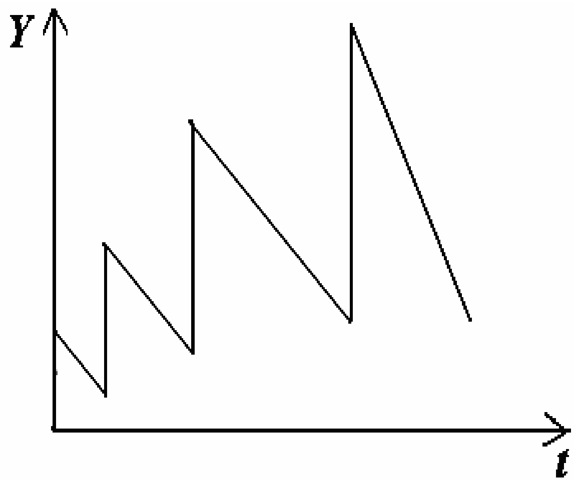
النموذج الجدائي.............................. $y_t = T_t \times s_t \times e_t$ ،

النموذج المختلط .... $y_t = (T_t \times s_t) + e_t$.

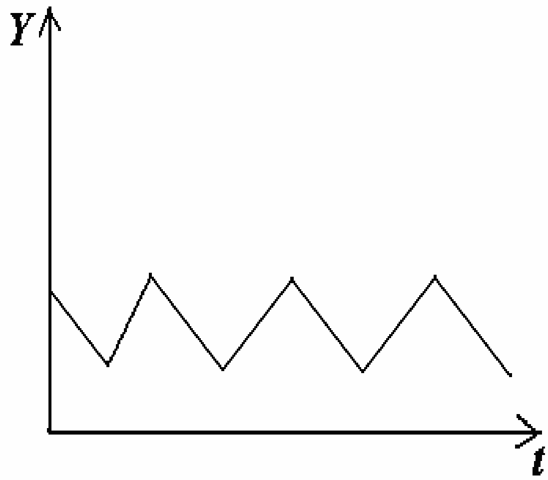
وذلك لأن هذا الإختبار يكون مغلّطاً في حالة وجود مركبة الإتجاه العام، ولهذا يجب إزالتها قبيل إجراء الإختبار، وهذه العملية تشترط المعرفة المسبقة لهذه العلاقة، ولمعرفة طبيعة هذه العلاقة يمكن الإعتماد على ثلاث طرق :

1- الطريقة البيانيّة (Graph Inspection): تكون وفق هذه الطريقة السلسلة الزمنية ذات عناصر تجميعية لما تنحصر ذبذباتها بين خطين متوازيين، أي أن هذه الهزات ثابتة الشدة، بينما السلسلة الجدائية، تكون ذبذباتها غير ثابتة الشدة (تباين متزايد أو متناقص، وبالتالي تقع بين خطين منفرجين)، كما يبينه الشكلين التاليين :

الشكل(1- 11): الشكل الجدائي



الشكل(1-12): الشكل التجميعي



المصدر : [J.C.Usiner-82]، ص 25.

[1] سوف نستبعد مركبة الدورات الإقتصادية لأنها في الغالب تحدث في السلاسل الزمنية الطويلة جدًّا .

2- الأسلوب الإنحداري : وهو يعتمد على تقدير المعادلة التالية [1]: $\sigma_i = a + b.\bar{y}_i$

$i = 1,2,3,...,m$ ، أين : m : عدد السنوات .

أين: $y_i = p^{-1}\sum_{j=1}^{p} y_{ij}$ ، و : $\sigma_i = p^{-\frac{1}{2}}\sqrt{\sum_{j=1}^{p}(y_{ij} - y_i)^2}$

و بطريقة المربعات الصغرى العاديّة (OLS)، يمكن تقدير المعلمة المهمة في العلاقة أعلاه كما يلي:

$$\hat{b} = \frac{\sum_{i=1}^{m} \sigma_i \bar{y}_i - m\bar{\sigma}\,\bar{\bar{y}}_i}{\sum_{i=1}^{m} \bar{y}_i^{\,2} - m\bar{\bar{y}}^2}$$

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

$$0.05 \le \hat{b} < 0.10$$

$$\hat{b} < 0.05$$

$$\hat{b} > 0.10$$

3-2-2-1-2- إختبار تحليل التباين (Analyse Of Variance) [2]: بعد تعرضنا لاختبار KW، يوجد هناك اختبار آخر وهو اختبار تحليل التباين، حيث أن هذا الإختبار يرتكز على عنصرين هما :

- الدورية معلومة وتساوي $p = 12$ ، وفي المعطيات الشهرية تساو ي $p = 4$ في المعطيات الثلاثية ،
- إلغاء مركبة الإتجاه العام إن وجدت في السلسلة الزمنيّة .

و الفرضية الأساسية في هذا الإختبار هي : H_0: السلسلة لا توجد بها موسمية

H_1 : السلسلة بها مركبة موسمية

ومن أجل القيام بهذا الإختبار فإننا نستعمل إحصائية (Fisher)، ونستعين في ذلك بجدول تحليل التباين، حيث لدينا :

- j : مؤشر التأثير الموسمية ،
- i : مؤشر التأثير السنوي ،
- n : عدد السنوات ،
- p : عدد الفصول .

---

[1] من المرجع[م.حشمان-02]،ص 37.

[2] من المرجع [C.MARMUSE-83]، ص ص 131 -132 .

$$\bar{X}_{.j} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_{ij} \quad , \quad \bar{X}_{i.} = \frac{1}{p}\sum_{j=1}^{p} X_{ij} \quad , \quad \bar{X} = \frac{1}{np}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{p} X_{ij}$$

جدول(1-5) : جدول تحليل التباين

تباين العوامل	مجموع المربعات	علاقة مقدرات التباين	درجة الحرية (df)
تباين العامل الموسمي	$S_m = n\sum_{j=1}^{p}(\bar{X}_{.j} - \bar{X})^2$	$V_m = \frac{S_m}{p-1}$	$p-1$
تباين العامل السنوي	$S_a = p\sum_{i=1}^{n}(\bar{X}_{i.} - \bar{X})^2$	$V_a = \frac{S_a}{n-1}$	$n-1$
التباين الكلي	$S_T = \sum_{j=1}^{p}\sum_{i=1}^{n}(X_{ij} - \bar{X})^2$	/	$np-1$
تباين الأخطاء	$S_R = S_T - (S_m + S_a)$	$V_R = \frac{S_R}{(p-1)(n-1)}$	$(p-1)(n-1)$

القرار : عند مستوى معنوية معين $(\alpha\,\%)$ ، وباستعمال جدول فيشر ، فيكون القرار كما يلي :

- إذا كان $\left(\frac{V_m}{V_a}\right) \gg F(P-1,(P-1)(N-1))$ ، فإننا نرفض H_0 ، وبالتالي فإن هناك التأثير الموسمي، وإذا كان العكس فإننا نقبل H_0 ، وبالتالي لا يوجد هناك التأثير الموسمي .
- إذا كان $\left(\frac{V_m}{V_a}\right) \ll F(P-1,(P-1)(N-1))$ ، فإننا نرفض H_0 ، وبالتالي هناك التأثير الموسمي، وإذا كان العكس نقبل الفرض العدمي H_0 ، وبالتالي لا يوجد التأثير الموسمي .

3-2-2-2-الإختبارات غير الحرة : تتمثّل هذه الإختبارات في التالي :

3-2-2-2-1-الطريقة الإنحدارية: وتتمثّل في افتراض وجود المركبة الموسمية في السلسلة الزمنية بـ p من المؤشّرات، ويتم التعبير عنها بنفس العدد من المتغيرات الفصليّة التمثيلية **(Dummy Variables)** ، التي يتم تقدير معاملاتها بطريقة المربعات الصغرى (OLS) ، ثم اختبارها إحصائيا .

3-2-2-2-2-دالة الإرتباط الذاتي (ACF) [1]: تعتمد على فكرة الإرتباط بين المشاهدات و في فترات زمنية مختلفة،وتظهر الموسمية في هذه الدالة في شكل قمم وانخفاضات في فترات زمنية تعادل p ، أي أنه تظهر قمّة في دورة تعادل p ، ونفس الشيء بالنسبة للإنخفاضات .

---

[1] سوف نتناول هاته الدالة بكثير من التفصيل في الفصل الثاني .

المبحث الرابع : التوقع بواسطة نماذج الإستقطاب

قبيل الولوج في هذا المبحث، لا بد من التذكير بدواعي استعمال هذه النماذج والتي تهدف إلى التوقع في المدى القصير كما يلي[1] :

أ- غياب العلاقات السببية بين المتغيرات وكذا صعوبة قياس بعضها الآخر.

ب- عدم توافر المعطيات الكافية حول المتغيرات المفسرة، كونها تحتاج إلى مجموعة كبيرة من المشاهدات .

جـ- كون هذه النماذج بسيطة التركيب وسهلة التفسير، وهذا ما يسمح للمسؤولين الغير متخصصين في الميدان من الإستعانة بها.

د- إضافة إلى هذا، فإن النماذج الإنحدارية، ورغم استعمالها لمعلومات معتبرة وتطلبها لمجهودات علمية وبشرية جبارة، فإن نتائجها ليست دوماً في مستوى هذه المجهودات، وسوف نبدأ بالتوقع بنماذج الإتجاه العام .

1- التوقع بنماذج الإتجاه العام وطرق تقييمها :

تهتم هذه النماذج بالمركبة النظامية في السلسلة الزمنية، والمتمثلة في شكل اتجاه عام قد يكون متمثل في دالة خطية،أسية أو لوغاريتمية ...إلخ، إضافة إلى مركبة عشوائية ضعيفة التذبذب،كما نشير هنا أن المتغير المراد دراسته يفسَّر بواسطة الزمن (t).

1-1- نموذج الإتجاه العام الخطي (Linear Trend Models) : يُمكن التعبير عن السلسلة الزمنية التي تنمو بمقدار مطلق ثابت عبر الزمن بالعلاقة أو النموذج التالي : $y_t = f(t,u_t) = a + b.t + u_t$، حيث تشير t هنا إلى دليل الوقت، أي وحدة قياس السنة، الفصل، الشهر، وهكذا، بينما b,a هي معالم يراد تقديرها لأغراض التوقع في المستقبل القريب، كما نشير إلى أنه و بالنظر لانطواء هذا النموذج على المتغير العشوائي أو الخطأ، فإن قيم t المحددة لا تقابل بقيم محدّدة من (Y)، وإنما بتوزيع احتمالي كامل .

وعليه فإن القيم (Y_i) تتحدد على أساس كل من قيمة t وتوزيع الخطأ (u_t)، ولهذا السبب ،فإن معادلة نموذج الإنحدار السابقة الذكر تعتبر غير كافية، وإنما يتطلب الأمر وضع معادلات تكميلية لتغطية الإفتراضات الخاصة بتوزيع الخطأ وأسس تحديد قيم المتغير المستقل [2] .

1-1-1- الفرضيات الأساسية (Basic Assumption) :

فيما يلي نورد الفرضيات الأساسية الخاصة بتوزيع الخطأ (u_t)، وأسس تحديد قيم المتغير المستقل .

أ- التوزيع الطبيعي $(Normality)$ ويعني بأن الخطأ (u_t) يتوزع توزيعا طبيعيا ،

ب- إن الوسط الحسابي للخطأ يكون مساويا للصفر $(Zero\ Mean)$، أي أن : $E(u_t) = 0$،

جـ- تجانس أو ثبات تباين الخطأ (Homoscedasticity)، أي أن: $E(u_t^2) = \sigma^2$،

---

[1] من المرجع [م.حشمان-02]،ص 12.

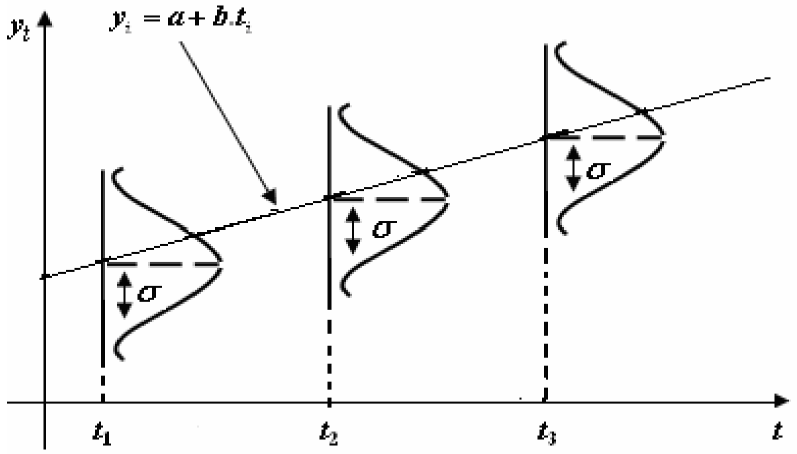
[2] من المرجع[ع.شريف-81]،ص 156

د- انعدام الإرتباط الذاتي بين البواقي (Non AutoCorrelation) بين البواقي، أي أن :

$$E(u_i.u_j)=0 \qquad \forall i \neq j$$ ،

هـ- انتظام قيم المتغير المستقل، وعدم تغيرها من عينة إلى أخرى، وأنه مهما اختلف حجم العينة تكون القيمة $\left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(t_i-\bar{t})^2\right]$ عبارة عن رقم نهائي (Finite Number)، وفيما يلي نقدم شرحاً مفصلاً للفرضيات الأساسية المذكورة آنفاً :

- تدل الفرضيتين "أ" و "ب" على التوزيع الطبيعي للخطأ حول الصفر، ويعني ذلك بأن (u_i) مستمرة، وتتراوح قيمتها بين $(-\infty)$ و $(+\infty)$، و أنها موزعة بصورة متناظرة (Symatrically Distributed) حول وسطها .
- تعني فرضية تجانس، أو تباث التباين (Homoscedasticity)، أن تباين الخطأ متساوي عند جميع قيم المتغير المستقل، ويساوي (σ^2)، وهذه القيمة مجهولة، وتدل هذه الفرضية على ثبات تشتت قيم الخطأ عند قيم (t_i) المختلفة . فعلى سبيل المثال لا يمكن أن يكون التشتت كبيرًا عند قيم (t_i) الكبيرة وصغيرا عند قيم (t_i) الصغيرة، وكما هو مبين في الشكل البياني أدناه .



المصدر :أنظر المرجع [ع.غ.محبوب-82]، ص 159.

كمأن للفرضية "د" أهمية خاصة بالنسبة للسلاسل الزمنية، إذ تعني عدم تأثير الظاهرة الإقتصادية المتحققة في السنة (t_1) - ولتكن الدخل الوطني مثلاً- على تلك المتحققة في السنة الثانية (t_2)، وانعدام التأثير يتحقق في حالة انعدام الإرتباط الذاتي بين البواقي .

تعني الفرضية الأخيرة بأن قيم المتغير المستقل لا تتحدد عن طريق الصدفة، وإنما وفق إرادة الباحث، كما يشترط بأن تكون أرقامه مختلفة، أي أكثر من رقم واحد وإلا أصبح تباينها يساوي الصفر.

وكون نموذج الإتجاه العام ذو علاقة خطية، فيمكن تقدير معلمات النموذج بالطريقة المشهورة والتي تعرف بطريقة المربعات الصغرى العادية (OLS)، بالإضافة إلى طريقة أخرى وهي طريقة المصفوفات .

1-1-2- طريقة المربعات الصغرى العادية Ordinary Least Squares (OLS) :

استعملت هذه الطريقة لأول مرة من طرف Legendre (1805)، وكذلك Gauss (1809) في قياسات علم الفلك، والمشكل المطروح في ذلك الوقت هو تقريب مجموعة من الملاحظات y_i مع بعض الدوال غير المعروفة $g_i(\theta_1,\theta_2,\ldots,\theta_m)$ التي تعتمد على المعالم غير المعروفة أيضا $\theta=(\theta_1,\ldots,\theta_m)'$، حيث : $i=1,2,\ldots,n$، حيث $m<n$، ويعلّق (Legendre) بأنه في حالة ما إذا كانت $g_i(\theta)=\theta_i$ نقوم بتدنية المقدار $\sum_{i=1}^{n}(y_i-\theta_1)^2$ بالنسبة لـ θ_1، لنحصل على وسط العينة [1] :

$$\hat{\theta}_1=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}y_i-y_n$$

والذي يعتبر أحسن قيمة تمثل $(y_1,y_2,\ldots,y_n)$ وبناءاً على هذه النتيجة، اقترح (Legendre) تصغير مربعات الأخطاء، وهو ما يسمى بالمربعات الصغرى (LS).

$$l(\theta)=\sum_{i=1}^{n}(y_i-g_i(\theta))^2$$

مع افتراض أن الدالة $g_i(\theta)$ تقبل الإشتقاق وكذلك $\frac{\partial l(\theta)}{\partial\theta}=0$، وتعطى المعادلات الطبيعية على الشكل :

$$(-2)\sum_{i=1}^{n}[y_i-g_i(\theta)]\frac{\partial}{\partial\theta_k}g_i(\theta)=0$$
$$k=1,2,\ldots$$
$$m<n$$

بينما يقترح (GAUSS) إضافة للتوزيع الإحتمالي، حيث إذا كانت العينة العشوائية $X=(X_1,X_2,\ldots,X_n)$ لها دالة كثافة $f(X)$ والوسط X_p هو قيمة تمثيلية من أجل كل من X_i، فإن دالة الكثافة يجب أن تكون طبيعية أي :

$$f(X)=\frac{1}{\sigma_x\sqrt{2\pi}}\exp\left[\frac{-1}{2\sigma_x^2}X^2\right];x\in\Re$$

ومنه يضع (GAUSS) المشكل على النحو التالي :

$$y_i=g_i(\theta)+u_i\quad,i=1,2,3,\ldots,n$$
$$u_i\sim IN(0,\sigma_u^2)\quad,i=1,2,3,\ldots,n$$

يُشتق بعد ذلك توزيع العينة المثل لمجموعة الملاحظات $y=(y_1,y_2,\ldots,y_n)$

$$f(y,\theta)=(2\pi\sigma^2)^{\frac{-n}{2}}.\exp\left[\frac{-1}{2\sigma^2}.\sum_{i=1}^{n}(y_i-g_i(\theta))^2\right]$$

(1) أنظر المرجع [ص.تومي-99]، ص ص 16-19.

وتعظيم هذه الدالة الأخيرة $f(y,\theta)$ بالنسبة لـ θ ، يعطي نفس المقدر لـ θ عندما نقوم بتدنيّة مجموع مربعات الأخطاء $\min \sum_{i=1}^{n}[y_i - g_i(\theta)]^2$ ، وبتطبيق طريقة (OLS) عادة على النماذج الخطية تكون :

$$y_i = \sum_{k=1}^{m} \theta_k x_{ki} + u_i \quad , i = 1,2,\ldots,n$$

وتعوض فرضية التوزيع الطبيعي بالفرضيات السابقة لطريقة (OLS) .

وبالنسبة للمقدّرات، ولنعتبرأن المعادلة التالية : $y_t = \hat{a} + \hat{b}.t + e_t$ نظيراً للعلاقة التالية [1]:

$y_t = a + b.t + e_t$ ، حيث أن $\hat{b},\hat{a}$ بينما e_t تمثل تقدير الأخطاء والتي تسمى البواقي .

إن طريقة (OLS) تعتمد على مبدأ تصغير مجموع مربعات البواقي أي :

$$\min \sum_{t=1}^{T} e_t^2 = \min \sum_{t=1}^{T} (y_t - \hat{a} - \hat{b}.t)^2$$

وكون $\min \sum_{t=1}^{T} e_t^2$ تتوافق مع نقطة انعطاف صغرى، أين تكون المشتقة الأولى لها بالنسبة للمعلمتين معدومة أي :

$$\frac{\partial \sum_{t=1}^{T} e_t^2}{\partial \hat{a}} = -2(y_t - \hat{a} - \hat{b}.t) = 0$$

$$= \sum_{t=1}^{T} y_t - T.\hat{a} - b.\sum_{t=1}^{T} t = 0$$

$$\Rightarrow \sum_{t=1}^{T} y_t = T.\hat{a} + b.\sum_{t=1}^{T} t$$

ومنه وبعملية بسيطة نجد أن :

$$\hat{a} = \bar{y} - \hat{b}.\bar{t}$$

حيث أن: $\bar{y} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} y_t$ ، و $\bar{t} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} t = \frac{T+1}{2}$

وبنفس الطريقة نجد أن :

$$\frac{\partial \sum_{t=1}^{T} e_t^2}{\partial \hat{b}} = -2(y_t - \hat{a} - \hat{b}.t).t = 0$$

$$= \sum_{t=1}^{T} y_t.t - \hat{a}\sum_{t=1}^{T} t - \hat{b}.\sum_{t=1}^{T} t^2 = 0$$

$$\Rightarrow \sum_{t=1}^{T} y_t.t = \hat{a}\sum_{t=1}^{T} t + \hat{b}.\sum_{t=1}^{T} t^2$$

وبتعويض $\hat{a}$ بقيمتها المحسوبة أعلاه :

[1] من المرجع [م.حشمان-02] ، ص ص 41 -44 .

$$\sum_{t=1}^{T} y_t.t = (\bar{y} - \hat{b}.\bar{t})\sum_{t=1}^{T} t + \hat{b}.\sum_{t=1}^{T} t^2$$

$$= \bar{y}\sum_{t=1}^{T} t + \hat{b}.\bar{t}\sum_{t=1}^{T} t + \hat{b}.\sum_{t=1}^{T} t^2$$

وبضرب المقدارين الأولين في الطرف الأيمن في القيمة T ، وبالقسمة عليه نحصل على مقادير جديدة بدلالة الأوساط الحسابية، بمعنى أن :

$$\sum_{t=1}^{T} y_t.t - T\,\bar{y}\,\bar{t} = \hat{b}(\sum_{t=1}^{T} t^2 - T.\bar{t}^2)$$

ومنه فإن :

$$\hat{b} = \frac{\sum_{t=1}^{T} y_t.t - T\,\bar{y}\,\bar{t}}{\sum_{t=1}^{T} t^2 - T.\bar{t}^2}$$

ويمكن أيضاً التعبير عنها بدلالة انحراف القيم عن أوساطها الحسابية وكما يلي :

$$\hat{b} = \frac{\sum_{t=1}^{T} (t - \bar{t})(y_t - \bar{y})}{\sum_{t=1}^{T} (t - \bar{t})}$$

وهذا التقدير تم طبعاً مع الأخذ في الإعتبار الفرضيات السابقة .

1-1-3- طريقة المصفوفات :

بتعويض t في معادلة نموذج الإتجاه العام الخطي $y_t = f(t,u_t) = a + b.t + u_t$ بـ : 1 و 2 و ... و T فنتحصل على T من المعادلات وكما يلي [1]:

$$y_1 = a + b.1 + u_t$$
$$y_2 = a + b.2 + u_2$$
$$\dots$$
$$y_T = a + b.T + u_T$$

ويمكن الآن صيغة هذه المعادلات في شكل مصفوفتي كما يلي :

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ . \\ . \\ y_T \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 1 \\ . & . \\ . & . \\ 1 & T \end{bmatrix} . \begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ . \\ . \\ u_T \end{bmatrix}$$

$$Y \;=\; X \;.\; B + \;U$$

[1] من المرجع [م.حشمان-02] ، ص 44.

حيث يمكن التعبير عنه على الشكل التالي :

$$E(U'U)=\sigma^2.\mathrm{I}_n\cdots\cdots(\aleph)$$

إذ أن (U) عبارة عن موجه عمودي (Column Vector)، و (U') موجّه أفقي (Row Vector)، وأن $(U'U)$ عبارة عن مصفوفة متناظرة $(Symetric\ Matrix)$ ذات الأبعاد $(n\times n)$، وبمأن التوقع الرياضي للمصفوفة المتناظرة يشمل كل عنصر من عناصرها، فإنه بالإمكان إعادة صياغة المعادلة $(\aleph)$ السابقة كما يلي :

$$E(U'U)=\begin{bmatrix} E(U_1^2) & E(U_1U_2) & E(U_1U_3) & \cdots & E(U_1U_n) \\ E(U_2U_1) & E(U_2^2) & E(U_2U_3) & \cdots & E(U_2U_n) \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ E(U_nU_1) & E(U_nU_2) & E(U_nU_3) & \cdots & E(U_n^2) \end{bmatrix}$$

وبمأن :

$$E(U'U)=\sigma^2$$
$$E(U_iU_j)=0 \quad ,\forall(i\neq j)$$

فيكون لذينا ما يلي[1]:

$$E(U'U)=\begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma^2 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \sigma^2 \end{bmatrix}$$

$$=\sigma^2\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

$$=\sigma^2.I$$

حيث أن I هي مصفوفة وحدة $N\times N$.

ولحل هذه النموذج من أجل مقدرات $b\,,a$ يكون كما يلي: $\hat{b}=\begin{bmatrix}\hat{a}\\ \hat{b}\end{bmatrix}=(X'X)^{-1}X'Y$

بشرط أن تكون المصفوفة $(X'X)$ غير شاذة، أي ذات محدد غير معدوم، وبالتالي فهي قابلة للقلب، أين

[1] أنظر المرجع [ع.غ.محبوب-82]، ص 108.

$$X'X = \begin{bmatrix} 1 & 1 & . & . & 1 \\ 1 & 2 & . & . & T \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 2 \\ . & . \\ . & . \\ 1 & T \end{bmatrix}$$

وبتطبيق قاعدة ضرب مصفوفتين نحصل على ما يلي:

$$\begin{bmatrix} T & \sum t \\ \sum t & \sum t^2 \end{bmatrix}$$

أين : $\sum_{t=1}^{T} t = \frac{T(T+1)}{2}$ ، و : $\sum_{t=1}^{T} t^2 = \frac{T(T+1)(2T+1)}{6}$

وكذلك: $$X'Y = \begin{bmatrix} 1 & 1 & . & . & 1 \\ 1 & 2 & . & . & T \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ . \\ . \\ y_T \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} \sum Y_t \\ \sum t.y_t \end{bmatrix}$$

ويتم تشكيل توقع النموذج كما يلي : $\hat{y}_{T+h} = \hat{a} + \hat{b}(T+h)$ ، أين h يمثل أفق التوقع، وبتحليل هذه العلاقة أكثر وبفك الأقواس يمكن التوصل إلى: $\hat{y}_{T+h} = (\hat{a} + \hat{b}T) + \hat{b}.h$

$$\hat{y}_{T+h} = \hat{y}_T + \hat{b}.h\ldots\ldots(\Re)$$

ومادام $\hat{b}$ هو مقدار النمو المطلق في السلسلة الزمنية y_t ، أي:

$$\hat{y}_T - \hat{y}_{T-1} = (\hat{a} + \hat{b}\,T) - (\hat{a} + \hat{b}(T-1))$$

$$\Rightarrow \hat{y}_T - \hat{y}_{T-1} = \hat{b}$$

ومنه يُمكننا كتابة العلاقة $(\Re)$ في الشكل التالي : $\hat{y}_{T+h} = \hat{y}_T + (\hat{y}_T - \hat{y}_{T-1}).h$

وما دامت قيم كل من y_{t-1}, y_t قد تحققت فعليًّا، ولتحسين دقة التوقع، نعوض هذه القيم بتلك المشاهدة كما يلي:

$$\hat{y}_{T+l} = y_T + (y_T - y_{T-1}).h$$

وهذه هي نقطة انطلاق طريقة هولت وينترز(Holt-winters)[1] .

1-2-النموذج الأسي[1] (The Exponential Models):

[1] أنظر نمذجة الفصلية،الصفحة رقم 63 من هذا الفصل .

[1] أنظر في المرجع [م.حشمان-02]، ص ص50 – 54.

كثيرًا ما توحي النظرية أو شكل الإنتشار بوجود علاقة غير خطية، ومن الممكن تحويل بعض الدوال غير الخطيّة إلى دوال خطيّة حتى يمكن تطبيق طريقة (OLS)، نفترض أننا سلّمنا مقدماً بمعادلة كما يلي:

$$y_t = A.e^{rt+u_t}$$

حيث u_t تشير إلى الحد العشوائي .

وبعد تحويلها عن طريق اللوغاريتم إلى دالة خطية كالتالي :

$$Ln(y_t) = Ln(A) + r\,t + u_t$$

حيث $Ln(A)$ و r هي معالم يجب تقديرها، وباستعمال طريقة (OLS)، بعد إعادة تسمية المقادير اللوغاريتمية بمقادير عادية أي : $Ln(y_t) = z_t$ ، $Ln(A) = a$

وتصبح المعادلة من جديد في الشكل التالي :

$$z_t = a + r.t + u_t$$

وتقدير المعلمتين الأخيرتين يتم الخطوات السابقة، الواردة في نموذج الإتجاه العام الخطي .

$$\hat{r} = \frac{\sum_{t=1}^{T}(t-\bar{t})(z_t-\bar{z})}{\sum_{t=1}^{T}(t-\bar{t})^2}$$

و : $\hat{a} = \bar{z} - \hat{r}.\bar{t}$.

حيث : $\bar{z} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} z_t$

كمأن r و a هي مقدِّرات توابث النموذج المحوّل، ومنه فالتوقع بـ y في الفترات 1 ثم L المستقبلية يكون كالتالي :

$$\hat{y}_{T+1} = \hat{A}.e^{\hat{r}(T+1)}$$

وعلى العموم :

$$\hat{y}_{T+L} = \hat{A}.e^{\hat{r}(T+L)}$$

ويمكن الحصول على نفس هذه التوقعات مباشرة، باستعمال العلاقة اللوغاريتمية التالي :

$$\hat{z}_{T+1} = \hat{a} + \hat{r}(T+1)$$

وبالتشابه : $\hat{z}_{T+L} = \hat{a} + \hat{r}(T+L)$

يتم تحويل هذه الأرقام إلى أصلها عن طريق الدالة الأسية وكالتالي :

$$\hat{y}_{T+1} = \exp(z_{T+1})$$

و : $\hat{y}_{T+L} = \exp(\hat{z}_{T+L})$.

و الملاحظ اقتصادياًً أن هذا النموذج يُنتقد على أساس أن الظواهر الإقتصادية لا تنمو بمقدار مطلق عبر الزّمن إلى ما لانهاية، وذلك لوجود قيود كثيرة اقتصادية أو غير اقتصادية تحد من هذا النمو ،كأن تتدخل الدولة في النشاط الإقتصادي للحد من

ارتفاع الأسعار، أو التحكم في معدلات التضخّم، وفي مثالنا المذكور آنفاً فلا تُعد أسعار هذه المواد، أو دخول المستهلين وحدها المحدِّد الرئيس للطلب الإستهلاكي على السلعة ،كما أن بعض السلع الجديدة يزداد الطلب عليها بشكل كبير، ثم ما يفتأ أن يصل إلى مستوى الإشباع، أين يتوقف نمو الطلب على هذه السلعة، وهو ما نتعرض له في الدالة اللّوجيستكية .

1-3- نموذج القطع المكافئ (The Quadratic Trend Models) : من بين الدوال القريبة للدوال الخطية نجد دالة القطع المكافئ، والتي تعتبر امتداداً لنموذج الإتجاه العام الخطي المستعمل في تحليل السلاسل الزمنية،ويكتب بالشكل التالي:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + u_t$$

يتميز هذا الأخير من الأول، و الثاني في كونه غير خطي المتغيرات، وهذا لا يطرح مشكلة في تقدير معلماته، حيث نعيد تسمية t^2 بـ : x_t ، ونعيد كتابة المعادلة من جديد في الشكل التالي: $y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 x_t + u_t$ ،

ويُعتبر هذا نموذج خطي عام، ويمكن تقدير معالمه الثلاثة بواسطة طريقة(OLS)، وبطريقة المصفوفات كما يلي[1] :

$$\hat{B} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} T & \sum t & \sum x_t \\ \sum t & \sum t^2 & \sum t x_t \\ \sum x_t & \sum t x_t & \sum x_t^2 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum y_t \\ \sum t y_t \\ \sum x_t y_t \end{bmatrix}$$

1-4- النموذج اللوجستيكي[2] (The Logistic Models) :

إن التقليد السائد في المرتجع القياسية والإحصائية المتناولة لموضوع هذا التابع هو تصويره حسب التابع التالي[3]:

$$y = \frac{k}{1 + b e^{-at}}$$

حيث أن : k تمثل عتبة التشبع (الحد الأقصى الذي يمكن أن تصل إليه الظاهرة في تطورها)،

a : تمثل معلمة متعلقة بسرعة تطور الظاهرة،

b : تمثل معلمة متعلقة بمبدأ الزمن ،

y : يمثل قيم الظاهرة المدروسة (المتغير التابع)،

t : يمثل عنصر الزمن (المتغير المدروس) ،

---

(1) أنظر في المرجع [م.حشمان-02]، ص 55.

(2) من بين أهم تطبيقات هذه الدالة التنبؤ بالنمو السكاني، إلا أن الواقع خالف التوقعات بسبب الهجرة الشديدة إلى الولايات المتحدة، وكذلك الإنتعاش الإقتصادي الكبير الذي شهدته الأخيرة خلال تلك الحقبة ،بالإضافة إلى تقدير نمو الإقتصاد القومي،إلا أن هذا الإستخدام قوبل بانتقادات شديدة ذلك أن نمو الأخير لا يمكن أن يدخل مرحلة الإشباع وقد اقتُبست هذه الدالة وبسبب الإستعمال الشائع لها في البيولوجيا،من أجل قياس تطور نمو بعض السلع الإستهلاكية المعمِّرة التي تصل في يوم ما إلى مستوى الإشباع، وذلك على غرار استعماله بيولوجيا لقياس نمو بعض الحشرات في إناء مغلق .

(3) أنظر المرجع [ع.ق.بوالسبت-01]، ص 201.

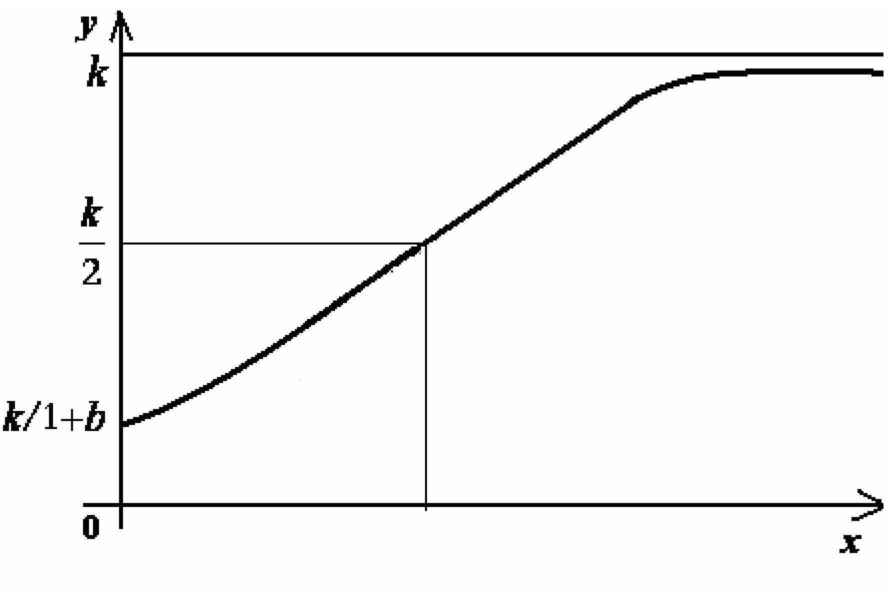
k,b,a تمثل توابث موجبة .

إلا أن هناك صياغة أخرى أنسب من الصياغة الأخيرة وهي كما يلي :

$$y = \frac{k}{1 + be^{-ax}}$$

وحيث أن هذه العلاقة تحتفظ بنفس متغيرات وتوابث العلاقة الأولى ماعدا المتغير المستقل الذي كان يعبر في الأول عن عنصر الزمن (t) فأصبح في الثانية معبراً عن أي عنصر (x) .

كما نشير إلى أن التابع اللوجستيكي، وأي كانت صيغته فهو قابل للإشتقاق لا نهائيا، ويقبل نقطة إنعطاف عند النقطة $(\frac{\log b}{a}, \frac{k}{2})$ وذلك كما هو موضح في الشكل التالي :



الشكل (1-13) : تطور التابع اللوجستيكي

المصدر : [ع.ق.بوالسبت-01]، ص 201 .

2- تقييم النموذج(Diagnostic Checking) : هده المرحلة تسبق مرحلة التوقع، والتي نلجأ إليها من أجل تقييم النموذج من حيث جودة التوفيق والمعنويّة، وفي الأخير قياس دقة التوقع والتي نلجأ إليها في نهاية المطاف .

2-1 - إختبار جودة المعالم : وهو مربع معامل الإرتباط الخطي المتعدّد، وهو يعرف بأنه عبارة عن نسبة التغير الإجمالي في Y ، والذي يفسره الإنحدار المتعدد للمتغير Y على المتغيرين X_1, X_2 .

فإذا كانت معادلة الإنحدار المتعدد كما يلي[1] :

$$Y_i = b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i} + u_i$$

فإن معامل التحديد المتعدد يكون مساوي لـ:

[1] من المرجع [د.سلقاتور-82]،ص 165.

$$R^2 = \frac{\sum \hat{y}_i^2}{\sum y_i^2} = 1 - \frac{\sum e_i^2}{\sum y_i^2} = \frac{\hat{b}_1 \sum y x_1 + \hat{b}_2 \sum y x_2}{\sum y^2}$$

وحيث أن إضافة متغيرات مستقلة أو مفسرة أخرى يزيد على الأرجح من قيمة مجموع مربعات الإنحدار $RSS = \sum \hat{y}_i^2$ [1] ، لنفس قيمة إجمالي مجموع المربعات $TSS = \sum y_i^2$ [2]، فإن R^2 تزيد، فإذا أخذنا في الإعتبار نقص عدد درجات الحرية مع إضافة متغيرات مستقلة إضافية، فإن قيمة R^2 المعدلة، أو قيمة $\overline{R}^2$ يمكن حسابها كالآتي :

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

حيث n :عدد المشاهدات ، و k : عدد المعالم المقدرة .

وعمليًّا نفضل أن يكون هذا الأخير أقرب ما يمكن من الواحد .

2-2 - اختبار المعنوية الإحصائية :

لاختبار معنوية المعالم كل واحدة على حدة نلجأ إلى إحصائية ستودنت (t-Stat) ، والمعطاة بالعلاقة التالية :

$$t_j = \frac{\hat{b}_j - b_j}{S_{\hat{b}_j}} \xrightarrow{t} (\frac{1}{2}\alpha, n-K)$$

حيث: $S_{\hat{b}_j}$ تمثل الأخطاء المعيارية للتقديرات المعنية كما يلي :

$$S_{\hat{b}_1} = \sqrt{s^2 . \frac{\sum x_2^2}{\sum x_1^2 \sum x_2^2 - (\sum x_1^2 x_2^2)^2}} = \sqrt{\frac{\sum e_i^2}{n-k} \frac{\sum x_2^2}{\sum x_1^2 \sum x_2^2 - (\sum x_1 x_2)^2}}$$

$$S_{\hat{b}_2} = \sqrt{s^2 . \frac{\sum x_1^2}{\sum x_1^2 \sum x_2^2 - (\sum x_1^2 x_2^2)^2}} = \sqrt{\frac{\sum e_i^2}{n-k} \frac{\sum x_1^2}{\sum x_1^2 \sum x_2^2 - (\sum x_1 x_2)^2}}$$

* **صيغة الإختبار:** نريد اختبار المعلمة b_1 ، كما يلي :

$$H_0 : b_1 = 0$$

$$H_1 : b_1 \neq 0$$

وتصبح الإحصائيّة في هذه الحالة كما يلي : $t_1 = \frac{\hat{b}_1 - b_1}{S_{\hat{b}1}}$ ، (كذلك الإحصائية t_2 الخاصة بالمعلمة b_2)،

وتكون المعلمة المعنية معنوية إحصائيا إذا كانت [3] : $t_1 > t_{TAB} = t_{\frac{1}{2}\alpha, n-K}$ ،

وعلى العموم تتحقق المعنوية للمعلمة المعنية، لما تكون : $t_{cal} > t_{TAB}$.

---

[1] RSS:Residual Sum Of Squares

[2] TSS :Total Sum Of Squares

[3] $t_{tab} = t_{\frac{1}{2}\alpha, n-k}$ ، هي تلك المجدولة ،وفي كثير من التطبيقات تؤخذ $\alpha = \%5$.

2- 3- اختبار المعنويّة الكلية : يمكن اختبار المعنوية الإجمالية للإنحدار باستخدام نسبة التباين (المفسَّر) إلى التباين (غير المفسَّر)،ويتبع هذا التوزيع (FISHER)، بدرجات حرية $k-1$ و $n-k$ ، حيث أن : n تمثل عدد المشاهدات ، k تمثّل عدد المعالم المقدرة:

$$F_{k-1,n-k} = \frac{\sum \hat{y}_i^2 /(k-1)}{\sum e_i^2 /(n-k)} = \frac{R^2 /(k-1)}{(1-R^2)/(n-k)}$$

فإذا تجاوزت قيمة F المحسوبة القيمة الجدولية، وذلك عند مستوى المعنوية، ودرجات الحرية المحدّدين، يُقبل الفرض بأن معالم الإنحدار ليست جميعاً مساوية للصفر، وأن R^2 تختلف جوهريا عن الصفر.

2- 4- اختبار فرضية عدم الإرتباط الذاتي[1] بين البواقي :

إن وجود مشكلة الإرتباط الذاتي هذا يُخل بأحد الإفتراضات التي تقوم عليها طريقة (OLS)، وهي تعني أن خطأ ما حدث في فترة ما، ثم أخذ يؤثر في الأخطاء الخاصة بالفترات التالية بطريقة تؤدي إلى تكرار نفس الخطأ أكثر من مرة، أي أنه قد يوجد هناك خطأ واحد ولكنه يتكرّر في كل الفترات التالية بما يؤدي لظهور قيم الحد العشوائي عند مستوى يختلف عن القيم الحقيقية، ومن أجل التحقق من وجود أو عدم وجود هذا الإرتباط الذاتي بين البواقي توجد هناك العديد من الإختبارات التي يمكن استخدامها، ولعل أهمها اختبار داربن – واتسون (Durbin Watson test)،والذي يمكننا إجراؤه كما يلي[2] :

أولا : نقوم بتحديد d^* المحسوبة (d^*) :

$$d^* = \frac{\sum_{i=2}^{n}(e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^{n} e_i^2} \approx 2(1-\rho) \qquad , \quad p = \frac{\sum_{i=2}^{n} e_i - e_{i-1}}{\sum_{i=1}^{n} e_i^2}$$

حيث أن ρ يمثل معامل الإرتباط الذاتي للمجتمع .

ومن العلاقة $d^* = 2(\rho - 1)$ يُمكننا استخلاص التالي :

1- إذا كان : $\rho = 0$ أي أن الإرتباط الذاتي منعدم، فإن $d = 2$ ، وهذا يعني أن الفرض الصفري H_0 بشأن معامل الإرتباط الذاتي الحقيقي للمجتمع $\rho = 0$ يكافئ الفرض $d = 2$.

2- إذا كان : $\rho = 1$ أي أن الإرتباط الذاتي الحقيقي تام موجب، فإن $d = 0$ ، وهذا يعني أنه إذا كانت $2 > d > 0$ فإن الإرتباط الذاتي موجباً، وكلما قلت قيمة d مبتعدة عن **2** ومقتربة من الصفر كلما زادت درجة الإرتباط الذاتي الموجب .

---

[1] يُشير الإرتباط الذاتي بوجه عام إلى وجود ارتباط بين القيم المشاهدة لنفس المتغير، وفي نماذج الإنحدار عادة ما تشير مشكلة الإرتباط الذاتي إلى وجود ارتباط بين القيم المتتالية للحد العشوائي ε أو u ، وفي هذه الحالة تكون قيمة معامل الإرتباط بين القيم المتتالية للحد العشوائي(أو معامل التغاير) $r_{\varepsilon_1,\varepsilon_2}$ غير مساوية للصفر

[2] من المرجع [G.VANGREVELINEGHE-73]،ص ص **74- 76** .

3– إذا كان : $\rho = -1$ أي أن الإرتباط الذاتي الحقيقي تام سالب، فإن $d = 4$ ، وهذا يعني أنه إذا كانت $4 > d > 2$ فإن الإرتباط الذاتي يكون سالباً، وكلما زادت قيمة d مبتعدة عن **2** ومقتربة من **4** كلما زادت درجة الإرتباط الذاتي العكسي .

أي أنه إذا كانت قيمة معامل الإرتباط الذاتي ρ تتراوح بين **-1** و **+1** فإن قيمة d تتراوح بين **0** و **4** .

ثانيا : تحديد d الجدولية :

توجد هناك جداول خاصة للكشف عن d تسمى **(Darbin-Watson Statistic Tables)** .

وتتحدد قيم d الجدولية بعوامل ثلاث :

أ– عدد المشاهدات n ،

ب– عدد المتغيرات التفسيرية **k - 1** ،

ج– مستوى المعنوية (α) عند **1 %** و **5%** .

وتوجد هناك قيمتين لـ d كما يلي : $d_U \leftarrow$ حد أعلى .

$d_L \leftarrow$ حد أدنى .

ثالثا : إجراء الإختبار **(DW TEST)** :

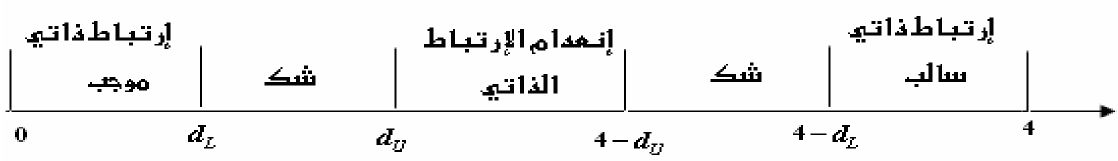
توجد هناك منطقتين حرجتين إذا وقعت في إحداهما d^* المحسوبة يمكن القول أن هناك ارتباط ذاتي، وبمقارنة d^* المحسوبة مع أحد قيمتي d الجدولية نجد أن هناك أكثر من احتمال كما يلي :

أ– إذا وقعت $d^* < d_L$ نرفض فرض العدم $\rho = 0$ ونقبل الفرض البديل $\rho > 0$ ، ويكون هناك ارتباط ذاتي موجب .

ب– إذا وقعت $d^* > 4 - d_L$ نرفض فرض العدم $\rho = 0$ ونقبل الفرض البديل $\rho < 0$ ويكون هناك ارتباط ذاتي عكسي .

جـ– وفي المقابل إذا كانت $4 - d_L > d^* > d_U$ فإننا نقبل فرض العدم ومن ثم لا يوجد هناك مشكلة ارتباط ذاتي من أي نوع .

د– أما إذا كانت $d_U > d^* > d_L$ أو $4 - d_L > d^* \gg 4 - d_U$ ، فإن الإختبار لا يعطي نتيجة محددة بشأن قبول أو رفض فرض العدم وتسمى هذه بمنطقة عدم القرار، ومكن توضيح كافة هذه الإحتمالات كما يلي [1]:



(1) أنظر في ذلك [ع.ق.عطية–00]،ص ص 386– 408، وكذلك [ع.شريف–81]،ص ص 305– 320 .

3- التوقع والتمهيد بواسطة النماذج المكيّفة :

3-1- التوقع [1] : يتميز تطبيق النماذج السابقة، على السلاسل الزمنية التي تبرُز فيه بشكل جلي مركبة الإتجاه العام (T_t) ، بينما في هذا النوع من النماذج يتلاءم والسلاسل الزمنية التي تتميز بالإستقرار و العشوائية، أي أنها تتذبذب حول وسط حسابي ثابت معين، وبالتالي فإنها خالية من مركبة الإتجاه العام وكذا الفصلية، وفي مرحلة لاحقة تتطور هذه النماذج لتتلاءم و السلاسل الزمنية بمركباتها العشوائية و الإتجاه العام ضمن نماذج آنية إن صح التعبير[2] .

3-1-1- نماذج المتوسطات المتحركة : ونذكر منها ما يلي :

3-1-1-1- نماذج المتوسطات المتحركة البسيطة[3] (N-period Moving Average): تعتمد هذه الطريقة على حساب متوسط حسابي على أساس عدد معين من الفترات الموالية لآخر فترة زمنية حسب على أساساها الوسط الحسابي، أي أن التوقع في هذه الحالة هو عبارة عن :

$$\hat{y}_{t+1} = \frac{y_t + y_{t-1} + \dots + y_{t-N+1}}{N} \text{ ، أي : } \hat{y}_{t+1} = \frac{1}{N}\sum_{i=t-N+1}^{t} y_i$$

حيث : $\hat{y}_{t+1}$ التوقع للفترة $t+1$ ،

y_t المستوى الفعلي للفترة t ،

t : دليل الفترة الزمنية ،

N : عدد المستويات التي حسب على أساسها الوسط الحسابي (الأساسي) .

إضافة إلى غياب طريقة تقدير، ومنه غياب وسائل إحصائية ملائمة للحكم على قوة النموذج الإحصائية و التوقعية ،فإذاً النموذج يُنتقد على أساس أنه يعتبر y_t في المستقبل ما هي إلا المتوسط الحسابي لقيمه السابقة فقط، وكذلك يستخدم فقط للتوقع لفترة زمنية واحدة، إضافة إلى أن النتيجة تتوقف بشكل أساسي على قيمة N التي تختار عفوياّ، ولهذا اقترح أخذها في حالة استعمال معطيات فصلية مساوية لـ $(N = 4)$ ، بينما في المعطيات الشهرية تساوي **12**، وفي الحالات الأخرى تختار بطريقة عفوية،كما تستخدم فقط في السلاسل الزمنية المستقرة، و لتجاوز هذه النقائص، تم وضع طريقة أخرى تعالج نقائص الطريقة السالفة الذكر، وهي طريقة المتوسطات المتحركة المرجّحة الأسية .

3-1-1-2- المتوسطات المتحركة المرجحة الأسية (Exp.Weihgted Moving Average) :

على عكس النموذج السابق، و الذي يعطي نفس الوزن للمتغير y في مختلف الفترات الزمنية، فإن هذا النموذج يخصص الوزن الأكبر للقيم الحالية عن سابقتها بشكل متناقص، ونعني بهذا أن تأثير y_{t-1} يكون أكبر من تأثير y_{t-s} ، حيث : $s > 1$ ، كما أنه تخلص من إشكالية N .

[1] من المرجع [م .حشمان- **02**]،ص **62**

[2] نموذج **Holt-Winters** مثلا.

[3] من المرجع[ع. شرابي-**00**]، ص ص **52-56** .

$\tilde{y}_T = \alpha\sum_{r=0}^{\infty}(1-\alpha)^r y_{t-(r+1)}$ ، حيث : $0<\alpha<1$ ، و α : هي معلمة التكييف، فكلما اقتربت من الواحد لكان التعديل أسرع، وكلّما ابتعدت عنه كان أبطأ .

واستعمال هذا النموذج في عملية التوقع يكون كالتالي :

$$\hat{y}_{T+1} = \alpha y_T + \alpha(1-\alpha)y_{T-1} + \alpha(1-\alpha)^2 y_{T-2} + \alpha(1-\alpha)^3 y_{T-3} + \dots$$

$$\hat{y}_{T+1}/T = \alpha\sum_{r=0}^{\infty}(1-\alpha)^r y_{t-r} \dots (\psi)$$

حيث : $\hat{y}_{T+1}/T$ هو توقع $\hat{y}$ للفترة $T+1$ إنطلاقاً من الفترة T . كما نجد أن : $\hat{y}_{T+2} = \hat{y}_{T+1}$ ، وأن : $\hat{y}_{T+L} = \hat{y}_{T+1}$.

كما نلاحظ، وإضافة إلى كون توقعات هذا النموذج غير مختلفة عن بعضها البعض، فإن استعمال العلاقة (ψ) يُسبب عراقيل كثيرة منها لانهائية العلاقة الرياضية تلك ،لذلك وجب تبسيطها فنجد :

$$\begin{aligned}\hat{y}_{T+1} &= \alpha y_T + \alpha(1-\alpha)y_{T-1} + \alpha(1-\alpha)^2 y_{T-2} + \alpha(1-\alpha)^3 y_{T-3} \\ &\quad + \dots + \alpha(1-\alpha)^m y_{T-m} \\ &= \alpha y_T + (1-\alpha)\{\alpha y_{T-1} + \alpha(1-\alpha)y_{T-2} + \alpha(1-\alpha)^2 y_{T-3} + \dots\}\end{aligned}$$

وكون المقدار الموجود بين القوسين الكبيرين يساوي $\hat{y}_{T/T-1}$ ، إذا :

$$\hat{y}_{T+1} = \alpha y_T + (1-\alpha)\hat{y}_{T/T-1} \dots (\lambda)$$

$$\begin{aligned}\hat{y}_{T+1} &= \alpha y_T + (1-\alpha)\hat{y}_T \\ &= \hat{y}_T + \alpha(y_T - \hat{y}_T) \\ &= \hat{y}_T + \alpha(e_t)\end{aligned}$$

إن هذه العلاقة الأخيرة، تَعتبر أن توقع الفترة القادمة ما هو إلا توقع الفترة السابقة مضافاً إليه مقدار التعديل، وهو مكون نسبة من الخطأ (البواقي **Residuals**)، إلا أنه وبسبب غياب طريقة تقدير للمعالم في العملية هذه، فإنه لا يمكن الحكم على مدى نجاح النموذج المختار في إعطاء قيم للمتغير المعني في الفترة المدروسة، و التي تقتفي أثر مشاهدات السلسلة الأصلية،نتيجة غياب الأدوات الإحصائية الإختبارية [1] الضرورية للعملية، و لهذا الغرض نقدم فيما يلي طرق تمهيد السلسلة الزمنية للأسباب التالية، وبالنسبة للعلاقتين المذكورتين سابقاً :

1- تمهيد[2] السلسلة الزمنية داخل العينة $(t = 1,2,\dots,T)$ ، لمعرفة مدى قدرة النموذج على اقتفاء أثر السلسلة الزمنية .

2- تقدير المعلمة α ، و التي تضمن تدنية مجموع مربعات البواقي :

$$\min RSS = \min\sum e_i^2 = \min\sum(y_T - \hat{y}_T)^2$$

3- تسمح هذه العلاقة بانطلاق عملية التوقع من خلال توفير $\hat{y}_T$ ، والتي نستعملها في العلاقة (λ) الأخيرة بدل $\tilde{y}_T$.

---

(1) مثل اختبارات R^2 ، χ^2 ، t ، F ، ....

(2) **Smoothing Methods** .

3-2- التمهيد(Smoothing) : ونعني به إزالة الحوادث العارضة من السلسلة الزمنية (التذبذبات الحادة و العشوائية) عنها لتسهيل عمليتي التحليل و التفسير .

3-2-1- التمهيد بواسطة المتوسطات المتحركة البسيطة : وهي أبسط طريقة نتناولها فيما يلي :

$$\tilde{y}_t = \frac{1}{n}(y_t + y_{t-2} + \ldots + y_{t-n+1})$$

$$\tilde{y}_t = \frac{1}{n}\sum_{r=0}^{n-1} y_{t-r}$$

في حالة المعطيات الفصلية نختار $n = 4$ ، في حالة المعطيات الشهرية $n = 12$ ، أما في الحالات تختار بطريقة عفوية،إلا أن لهذه الطريقة عدة مآخذ منها أنها تُمهِّد السلسلة الزمنية اعتماداً على المشاهدات الماضية، ولم تأخذ المستقبلية بعين الإعتبار[1] .

3-2-2- المتوسطات المتحركة المركزة (Centred Moving Average):

هذه الطريقة تأخذ بعين الإعتبار الإنتقاد السابق :

1- في حالة n فردية (Odd) : $$\hat{y}_t = \frac{1}{n}\sum_{r=-\left(\frac{n-1}{2}\right)}^{\left(\frac{n-1}{2}\right)} y_{t-r}$$

2- في حالة n زوجية (even) : $$\hat{y}_t = \frac{1}{n}\sum_{r=-\left(\frac{n}{2}\right)}^{\left(\frac{n}{2}\right)} D_t y_{t-r}$$

حيث : D_t متغير تمثيلي (Dummy Variable) يأخذ :

$$D_t = \begin{cases} \frac{1}{2} & if \quad r = \pm\frac{n}{2} \\ 1 & if \quad -\frac{n}{2} < r < \frac{n}{2} \end{cases}$$

3-2-3- طرق التمهيد الأسي :

هذه الطريقة تعتمد أساسا ومشتقة من نموذج براون (Brown) ، والمسمى بـ : (EWMA)، أين تستعمل هذه الطرق في عمليات التوقع الخاصة بالسلاسل الزمنية .

3-2-3-1- نموذج التمهيد الأسي الأحادي[2] : هذه الطريقة قابلة للإستعمال في حالة السلسلة الزمنية التي تسلك مسارًا عشوائياً حول وسط حسابي ثابت، بمعنى أنها لا تحتوي لا مركبة اتجاه عام، ولا تقلباً فصلياً .

---

[1] من المرجع [م.حشمان-02]، ص 69 .

[2] Single Exponential smoothing

فالتمهيد بواسطة المتوسط المتحرك يعطي جميع البيانات نفس الأهمية وبالتالي فإن القيم القديمة نوعاً تؤثر نفس التأثير كالقيم الحديثة وهذا قد لايكون من الناحية العملية صحيحا، أما التمهيد الأسي فهو على العكس يعطي القيم الأكثر حداثة أهمية أكبر والقيم الأخرى تعطي أهمية تتناقص أسيّا مع قدمها. فمثلاً لو كان لدينا مشاهدات من متسلسلة زمنية $z_1, z_2, z_3, \ldots, z_{n-2}, z_{n-1}, z_n$ فالمتوسط المتحرك من الدرجة m للمشاهدات يحسب من العلاقة التالية :

$$\hat{z}_t = \frac{1}{m}(z_t + z_{t-1} + z_{t-2} + \ldots + z_{t-m+1}) \, , t = m, m+1, \ldots, n$$

والتي يمكن كتابتها كما يلي :

$$\hat{z}_t = \frac{1}{m} z_t + \frac{1}{m} z_{t-1} + \frac{1}{m} z_{t-2} + \ldots + \frac{1}{m} z_{t-m+1} \, , t = m, m+1, \ldots, n$$

$$\hat{z}_t = \beta z_t + \beta z_{t-1} + \beta z_{t-2} + \ldots + \beta z_{t-m+1} \, , t = m, m+1, \ldots, n \quad , \beta = \frac{1}{m}$$

أي أن المتوسط المتحرك يعطي جميع البيانات نفس الوزن β .

الآن لو أعطينا البيانات أوزان تتناقص أسيًّا مع بُعد المشاهدات عن القيمة الحاضرة z_n كالتالي :

$$s_t = \alpha z_t + \alpha(1-\alpha) z_{t-1} + \alpha(1-\alpha)^2 z_{t-2} + \ldots \quad , t = 1,2,\ldots,n \quad ,0 < \alpha < 1$$

القيمة s_t هي متوسط موزون بأوزان تتناقص أسيّا لجميع القيم السابقة وهذا ما يسمى بالتمهيد الأسي البسيط ويكتب بشكل تكراري :

$$s_t = \alpha z_t + (1-\alpha) s_{t-1} \quad , t = 1,2,\ldots,n \quad , s_0 = \bar{z}$$

وتُؤخذ التوقعات كما يلي[1] :

$$z_n(\ell) = s_n \, , \ell \geq 1$$

إن هذه التقنية تمتاز بأنها سهلة الإستخدام، إلا أن مسألة تحديد ثابت التمهيد α يبقى المشكل الرئيس لهذه الطريقة، فإذا كانت α قريبة من 1 الصحيح فإننا نكون قد منحنا أهمية كبيرة للمشاهدات الفعلية الأخيرة، وبالعكس كلما كانت α أصغر من 1 الصحيح كلما توزعت الأهمية على عدد كبير من المشاهدات السابقة، ومن أجل معرفة قيمة α التي تعطي أفضل النتائج علينا حساب الإنحراف المعياري للتوقع، ومن ثم اختيار قيمة α المقابلة لأقل انحراف معياري للتوقع[2] .

3-2-3-2- نموذج التمهيد الأسي الثنائي[3] : إذا كانت السلسلة الزمنية تحتوي إضافة إلى المركبة العشوائية مركبة اتجاه عام، حيث وبطريقة انحدارية يمكن التعبير عنها كما يلي : $y_t = b_0 + b_1 t + u_t$ ،

أين : $b_0 + b_1 t$ تمثل مركبة الإتجاه العام الخطي، و u_t تمثل المركبة العشوائية، فيمكن تمهيدها بهذه الطريقة على مرحلتين كما يلي[4]:

---

(1) من المرجع [ع.بري-02] ،ص 173.

(2) أنظر المرجع [ع.شرابي-00]،ص ص66 – 67 .

(3) Double Exponential smoothing .

(4) من المرجع [G.Chevillon-04]،ص30.

*** المرحلة الأولى :** $\tilde{y}_T = \alpha y_T + (1-\alpha)\tilde{y}_{T-1}$

*** المرحلة الثانية :** $\tilde{\tilde{y}}_T = \alpha y_T + (1-\alpha)\tilde{\tilde{y}}_{T-1}$ ، ويتم حساب المعلمتين كما يلي :

$$b_0 = 2\tilde{y}_T - \tilde{\tilde{y}}_T \text{ ،} \qquad \text{و} \quad b_1 = \frac{\alpha}{1-\alpha}(\tilde{y}_T - \tilde{\tilde{y}}_Y)$$

و التوقع يكون كما يلي : $y_{T+h} = b_0 + b_1 . h$

3-2-3-3- نموذج هولت : يُلجأ إلى هذه الطريقة في نفس الظروف التي تستعمل فيها التقنية السابقة، وهذا طبعاً لا يعني أنها تعطي نفس النتائج، وتتكون هذه الطريقة من معادلتين وكذا ثابتي تمهيد أحدهما خاص بالعشوائية و الآخر بالإتجاه العام، وتُكتب كما يلي[1] :

$$\tilde{y}_t = \alpha y_t + (1-\alpha)(\tilde{y}_{t-1} + r_{t-1})$$
$$r_t = \gamma(\tilde{y}_t - \tilde{y}_{t-1}) + (1-\gamma)r_{t-1}$$

وللتخلص من مشكل قيم الإنطلاق، نقترح من بين مجموعة من الصيغ، الصيغتين التاليتين:

$$\tilde{y}_1 = y_1 \quad \text{و} \quad r_1 = 0 \quad \text{أو:} \quad \tilde{y}_2 = y_2 \quad \text{و :} \quad r_2 = y_2 - y_1$$

وبهذا تنطلق عملية التمهيد من الفترة (2) في الحالة الأولى، ومن (3) في الثانية، ولأغراض التوقع نكتب تلك المعادلتين في الصيغة المعدلة التالية : $\hat{y}_{T+h} = \tilde{y}_T + h r_T$.

3-2-3-4- طريقة التفكيك (Decomposition Methods) : تتمثل هذه الطريقة في إزالة أو نزع مركبة الإتجاه العام من السلسلة الزمنية بطريقة ملائمة، ثم تمهيد السلسلة الناتجة و الخالية من المركبة المنزوعة بطريقة التمهيد الأسي الأحادي في هذه الحالة، فالقيام بعملية التوقع بطريقة عكسية .

3-2-3-4-1- طرق إزالة مركبة الإتجاه العام : هناك طريقتين من أجل استبعاد مركبة الإتجاه العام الخطي خاصة[2]، هما طريقتي : الفروقات من الدرجة الأولى، والطريقة الإنحدارية .

3-2-3-4-1-1- طريقة الفروقات من الدرجة الأولى : تتم بتطبيق العلاقة التالية : $\nabla y_t = y_t - y_{t-1}$ ، أين تصبح ∇y_t : هي السلسلة الخالية من الإتجاه العام، فإذا كانت لدينا السلسلة التالية، المعبر عنها بالعلاقة التجميعية كما يلي: $y_t = \alpha + \beta X_t + \gamma_t + u_t$ ، أين $\alpha + \gamma t$ تتمثل في مركبة الإتجاه العام، وبتطبيق طريقة الفروقات من الدرجة الأولى نجد :

$$\nabla y_t = W_t = y_t - y_{t-1}$$
$$W_t = (\alpha + \beta X_t + \gamma t + u_t) - (\alpha + \beta X_{t-1} + \gamma(t-1) + u_{t-1})$$
$$= \beta(X_t - X_{t-1}) + \gamma(t - 1(t-1)) + (u_t - u_{t-1})$$
$$= \beta(X_t - X_{t-1}) + \gamma + V_t$$
$$= \gamma + \beta z_t + V_t$$

وهذه السلسلة الأخيرة خالية من الإتجاه العام، أين لدينا : $Z_t = X_t - X_{t-1}$ ، و: $V_t = u_t - u_{t-1}$.

---

[1] من المرجع [G.Chevillon-04]، ص 31 .

[2] يمكن استعمال وبعد القيام بتعديل بسيط لهذه التقنيات مع الإتجاه العام غير الخطي.

3-2-3-4-1-2- الطريقة الإنحدارية :

إذا كان لدينا النموذج التالي: $y_t = \alpha + \gamma t + \varepsilon_t$ ، أين $\alpha + \gamma t_t$ تمثل المركبة العشوائية، ونريد إبعاد مركبة الإتجاه العام منها بهذه الطريقة كما يلي :

أ- تقدير المعادلة السالفة الذكر بطريقة OLS، والحصول على تقدير مركبة الإتجاه العام $\hat{y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\gamma} t$ ، ومنه فإن :

$$y_t = \hat{\alpha} + \hat{\gamma} t + e_t \text{ .}$$

ب- الإزالة (وتتم بطرح تقدير الإتجاه العام من السلسلة الزمنية) : $y_t - (\hat{\alpha} + \hat{\gamma} t) = e_t$ ، وتكون e_t أي البواقي هي السلسلة الزمنية الجديدة الخالية من الإتجاه العام، وهنا يُمكن تمهيد e_t بطريقة التمهيد الأسي الأحادي المذكور سابقاً، فالتوقع يكون كما يلي :

$$\hat{e}_{T+1} = \alpha e_T + (1-\alpha)\,\tilde{e}_T$$

و يتم التوقع النهائي وفق العلاقة الشاملة التالية :

$$\hat{y}_{T+1} = \hat{\alpha} + \hat{\gamma}(T+1) + \hat{e}_{T+1}$$

كما نشير في الأخير أن الأغلبية يفضلون استعمال الطريقة الأولى من أجل إزالة مركبة الإتجاه العام .

4- المركبة الفصلية وكيفية التعامل معها :

رأينا كيفية التعامل مع سلسلة زمنية ذات مركبة اتجاه عام إضافة على العشوائية، ننتقل الآن إلى كيفية التعامل، ثم التوقع بنموذج سلسلة زمنية ذات مركبة فصلية (دوريّة) إضافة إلى المركبتين السابقتين .

4-1- طرق إزالة المركبة الموسمية :

يتم التعامل مع إزالة الفصلية بنفس المنهجية التي تعاملنا بها مع الإتجاه العام، حيث تتم إزالتها من السلسلة الزمنية، ثم تُردُّ إليها للحصول على التوقع النهائي الشامل لكل المركبات الموجودة أصلاً في السلسلة الزمنية، كما يمكن نمذجتها مباشرة وفقاً لطريقة (Holt-Winters) ذات الثلاث معادلات أو طريقة (Buys - Ballot) في حالات خاصة[1] .

ففي السابق، ونظرًا لعدم تطور أجهزة الحاسب الآلي، كان من الصعب نمذجة الفصلية و الإتجاه العام آنيًّا، كونها تتطلب مجهودات جبارة لحساب المعاملات الثلاثة (β, γ, α) التي سنراها لاحقا ،التي تتطلب تطبيق طريقة البحث التشابكي (Grid Search) لتحديد قيمها، والتي تتضمن تدنية مجموع مربعات البواقي $\sum RSS$ [2]، ومن ثم كانت عملية الإزالة ذات أهمية بالغة، وفيما يلي مجموعة من الطرق، والتي تستعمل لهذا الغرض، والتي يمكن تقسيمها إلى فئتين، الأولى لا تحسب المؤشرات الفصلية، أما الثانية فتحسبها إضافة لعملية الإزالة .

---

[1] من المرجع [م.حشمان-02]، ص 82 .

[2] أنظر المرجع [ع.شريف-82]، ص ص 32-33 .

4-1-1- لا يتم حساب المؤشرات الفصلية : توجد هناك طريقتين وهما :

4-1-1-1- طريقتي المتوسطات المتحركة البسيطة و المركزة : هاتان الطريقتان رأيناهما من قبل واللتان تعتبران صالحتن لإزالة المركبة الفصلية (S_t) والعشوائية (ε_t) من السلسلة الزمنية، إلا أن ما يؤخذ على هاتان الطريقتان أنهما لا يهتمان بحساب المعاملات الفصلية .

لتكن لدينا افتراضاً سلسلة زمنية ذات مركبتين الإتجاه العام و العشوائية، وفي شكل تجميعي كما يلي :

$$y_t = T_t + \varepsilon_t$$

حيث: $E(\varepsilon_t) = 0$ ، و : $E(\varepsilon\varepsilon)^2 = \sigma^2$

ومنه : $E(y_t) = T_t$ ، و : $VAR(y_t) = \sigma^2$

فإذا استعنّا بطريقة المتوسطات المتحركة البسيطة، فإن تباين $\tilde{y}_t$ كما يلي : $E(\tilde{y}_t)^2 = E(\frac{1}{n}\sum_{r=0}^{n-1} y_{t-r})$

$$= \frac{1}{n^2}(n\sigma^2) = \frac{\sigma^2}{n}$$

ومنه فتباين السلسلة الزمنية المهّدة يكون أقل من السلسلة الأصلية .

4-1-1-2- طريقة الفروقات : هذه الطريقة تصلح كذلك لإزالة الدورية من السلسلة الزمنية، و تكتب رياضيا كما يلي :

$$\nabla^h y_t = y_t - y_{t-p}$$

$$= (1-B^p)y_t$$ ، (حيث : B معامل التأخير)

حيث : في المعطيات الفصلية، والمعطيات الشهرية $p = 4$ ، $p = 12$ على الترتيب .

كما يمكن استعمال هذه الطريقة لإزالة مركبة الإتجاه العام لما تكون $p = 1$ ، كما رأينا سابقاً، وعملية التوقع في هذه الحالة (إزالة الفصلية) تتم بطريقة عكسية، ويمكن تلخيصها في المراحل التالية :

- في علاقة الفروقات من الدرجة (p) استبدال (t) بـ $(T+1)$، كما يلي : $Sa_t = y_t - y_{t-1}$
بعد التعويض تصبح : $S\hat{a}_{T+1} = \hat{y}_{T+1} - y_{t-p+1}$
- التوقع بطريقة ملائمة للحصول على $(S\hat{a}_{T+1})$ ،كأن تكون باستعمال نموذج التمهيد الأسي الأحادي، مثلاً إن بقيت السلسلة الزمنية بعد الإزالة عشوائية فقط : $\hat{y}_{T+1} = s\hat{a}_{T+1} + y_{T-P+1}$

4-1-2- الطرق التي تزيل الفصلية مع حساب المؤشرات الفصلية :

ويتم فيها استعمال الطرق التالية:

4-1-2-1- طريقة النسب الموسمية: وتستعمل هذه الطريقة الجدول و الوسط الحسابي العام لحساب المؤشرات الفصلية(الموسمية)، إلا أنها لا تفرق بين الشكل الجدائي والتجميعي أثناء الحساب، ويمكن تلخيص هذه الطريقة فيما يلي:

- حساب الوسط الحسابي لمشاهدات كل سنة : $\bar{y}_i = p^{-1}\sum_{j=1}^{p} y_{ij}$

$$i = 1,2,...,m$$

$$j = 1,2,..., p$$

حيث : i دليل السنة، j دليل الفصل، أو الشهر مثلاً، وحسب المعطيات المستعملة .

- حساب الوسط الحسابي العام كما يلي : $\bar{\bar{y}} = \frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}\bar{y}_{ij}$
- حساب الوسط الحسابي لكل فصل أو شهر عبر السنوات، كأن تجمع المشاهدات الخاصة بالفصل (الشهر) j لكل السنوات ونقسمه على عدد هذه الأخيرة m، أي : $\bar{y}_j = \frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}\bar{y}_{ij}$
- حساب المؤشر الفصلي j كما يلي : $S_j = \frac{\tilde{y}_j}{\tilde{\tilde{y}}}$
- حساب السلسلة الزمنية الخالية من المركبة الموسمية كما يلي: $y_{ij}^{a} = \frac{y_{ij}}{S_j}$، والتوقع في هذه الحالة يتم بالشكل التالي:

$$y_{T+1,j}^{a} = \frac{y_{T+1,j}}{S_j}$$

أين j هنا، أضيف لغرض استبيان المشاهدة المقابلة للمؤشر الفصلي المعني j، أي ربط المشاهدة بالمؤشر الفصلي المقابل لها، ومنه يكون التوقع للفترة h كما يلي : $\hat{y}_{T+h,j} = \hat{y}_{T+h,j}^{a}\, S_j$.

4-1-2-2- طريقة المتوسطات المتحركة النسبية[1] : تمتاز عن سابقتها في أنها تستطيع التفرقة بين الشكلين الجدائي و التجميعي للسلسلة الزمنية، و كما نعلم فإن السلسلة الزمنية تتكون من أربعة مركبات كما يلي:

$$y_{ij} = f(T_{ij}, C_{ij}, S_{ij}, \varepsilon_{ij})$$

وبما أن المؤشرات الفصلية تُعتبر ثابتة (أي أن المؤشر الفصلي الأول لهذه السنة يساوي المؤشر الفصلي الأول للسنة الماضية أو القادمة) في هذه الطريقة، ومن ثم : $y_{ij} = f(T_{ij}, C_{ij}, S_{ij}, \varepsilon_{ij})$

و الآن يمكن تلخيص هذه الطريقة في المراحل التالية :

أ- في حالة النموذج الجدائي : تكون السلسلة الزمنية في هذه الحالة كما يلي :

$$y_{ij} = f(T_{ij}, C_{ij}, S_{ij}, \varepsilon_{ij})$$

- بتطبيق طريقة المتوسطات المتحركة المركزة للتمهيد، نقوم بعزل المركبة الفصلية والعشوائية من السلسلة الزمنية، وينتج ما يلي :

$$\tilde{y}_{ij} = T_{ij}.C_{ij}$$

- تقسيم السلسلة الأصلية على الناتجة، فنحصل على المركبتين الفصلية، والعشوائية فقط كما يلي:

$$z_{ij} = S_{ij}.\varepsilon_{ij}$$

[1] من المرجع [م.حشمان-02]، ص90 .

➲ حساب المؤشر الفصلي : ويتم ذلك بقسمة مشاهدات الفصل " j " الخاصة بكل سنة للسلسلة الأخيرة على عدد السنوات $m-1$ ، كما يلي : $S_j = \frac{1}{m-1}\sum_{i=1}^{m-1} z_{ij}$ ، حيث : $j = 1,2,\dots,p$

➲ يُشترط أن يكون مجموع المؤشرات الفصلية يعادل عدد المشاهدات الخاصة بكل سنة (p) : $\sum_{j=1}^{p} S_j = p$

فإذا لم يتحقق الشرط نُجري عملية التحويل التالية لحساب المؤشرات الفصلية المعدَّلة، فإذا كان لدينا :

$$x = \sum_{j=1}^{p} S_j \neq p$$

فإن : $s_j = S_j(\frac{p}{x})$ ، أين : $s_j = \frac{S_j}{\bar{S}}$ ، و : $\bar{S} = \frac{x}{p} = \frac{\sum S_j}{p}$

➲ يتم حساب السلسلة الزمنية الخالية من الموسمية بقسمة السلسلة الأصلية على المؤشر الفصلي المقابل إن تحقق الشرط السابق، أو على المؤشر المعدل إذا لم يتحقق الشرط : $y_{ij}^{a} = \frac{y_{ij}}{s_j}$

ب- أما في الحالة التجميعية : $y_{ij} = T_{ij} + C_{ij} + S_j + \varepsilon_{ij}$ ، فيكون لدينا :

➲ $\tilde{y}_{ij} = T_{ij} + C_{ij}$ ،

➲ $\tilde{z}_{ij} = y_{ij} - \tilde{y}_{ij}$ ، حيث : $\tilde{z}_{ij} = S_j + \varepsilon_{ij}$ ،

➲ $S_j = \frac{1}{m-1}\sum_{i=1}^{m-1} z_{ij}$ ،

➲ الشرط : $\sum_{j=1}^{p} S_j = 0$ ، وإذا لم يتحقق الشرط: $s_j = S_j - \bar{S}$ ،

➲ حساب السلسلة الخالية من الفصلية كما يلي : $y_{ij}^{a} = y_{ij} - s_j$.

4-1-2-3- الطريقة الإنحدارية : نفترض أنه لدينا سلسلة زمنية ذات مركبة موسمية بدورية مقدارها $p = 4$ ، وبمركبة عشوائية فقط، وفي شكل تجميعي، ففي هذه الحالة نعبر عن المركبة الفصلية بالمتغيرات التمثيلية **(Dummy variables)**، وكالتالي[1] :

➢ إذا كانت المشاهدة خاصة بالفصل الأول D_{1t} ، وبالفصول الأخرى $D_{1t} = 0$

➢ إذا كانت المشاهدة الخاصة بالفصل الثاني D_{2t} ، و بالفصول الأخرى $D_{2t} = 0$

➢ إذا كانت المشاهدة الخاصة بالفصل الثالث D_{3t} ، و بالفصول الأخرى $D_{3t} = 0$

➢ إذا كانت المشاهدة الخاصة بالفصل الرابع D_{4t} ، و بالفصول الأخرى $D_{4t} = 0$

ويمكن نمذجة الفصلية في حالة الشكل التجميعي وبصفة عامة كالتالي :

$$y_t = \alpha t + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j D_{jt} + u_t$$

---

[1] من المرجع [م.حشمان-02]، ص 98 .

أما في الحالة الجدائية يمكن كتابتها في الشكل التالي :

$$y_t = \alpha.\prod_{j=1}^{p-1} \gamma_j^{D_{jt}}$$
$$\Rightarrow y_t = \alpha\gamma_1^{D_{1t}}.\gamma_2^{D_{2t}}.\gamma_3^{D_{3t}}.e^{u_t}$$

وباستعمال التحويلية اللوغاريتمية، فنتحصل على التالي :

$$\ln(w_t) = \ln \alpha + \ln \gamma_1 D_{1t} + \ln \gamma_2 D_{2t} + \ln \gamma_3 D_{3t} + u_t$$

وهذا بافتراض التوزيع الطبيعي للأخطاء، أي : $u_t \sim N(0,\sigma^2)$.

ويتم تقدير النموذج السابقين بطريقة المربعات الصغرى العادية (OLS)، وما يمكن ملاحظته هو غياب المؤشر الموسمي الرابع، وهذا بسبب وجود الحد الثابت α في المعادلة، وللحصول على المؤشر الموسمي (P) الرابع هنا نستعين بالعلاقة التالية :

- o في الحالة التجميعية : $\sum_{j=1}^{p-1} S_j + S_p = 0 \Rightarrow S_p = -\sum_{j=1}^{p-1} S_j$ ،
- o في الحالة الجدائية : $S_p = P - \sum_{j=1}^{p-1} S_j$

وفي حالة كون الحد الثابت غير معنوي إحصائيا، فإننا نزيل هذا الأخير ونُظيف المتغير التمثيلي (P) الرابع هنا .

ويصبح النموذج التجميعي و الجدائي بالترتيب على النحو التالي :

$$y_t = \sum_{j=1}^{P} B_j D_{jt} + u_t$$
$$y_t = \left[\prod_{j=1}^{P} B_j^{Djt}\right] e^{u_t}$$

وفي الأخير، تكون السلسلة الزمنية الخالية من الموسميّة هي عبارة عن البواقي الناتجة من عملية التقدير هذه ، أي : $e_t = y_t^a = y_t - \hat{y}_t$.

وتكون عملية التوقع في هذه الحالة، أي بعد إزالة الفصلية متمثلة في إضافة المؤشّر الفصلي المقابل(الحالة التجميعية)، أو بضربه في المشاهدة المعدّلة (الحالة الجدائية) في الفترة (T+L) والتي نكون قد تحصلنا عليها بطريقة توقعيّة ملائمة حسب العلاقة الموجودة ففي الحالة التجميعية مثلا، نكتب :

$$\hat{y}_{T+L,j} = \hat{y}_{T+L}^a, + S_j$$

4-2- النمذجة :

دائماً وضمن نماذج الإستقطاب، يمكن نمذجة الفصلية بشكل مباشر [1]، وسوف نقتصر في هذا المجال على طريقة هولت - وينترز (Holt-Winters).

[1] لقد تلاشت الصعوبات في إجراء الحسابات وذلك بتواجد البرمجيات المتطورة، أنظر الدراسة التطبيقية .

4-2-1 - طريقة هولت - وينترز(Holt-Winters): وهذه الطريقة تعكس مساهمة كلا من **Winters**، بالإضافة إلى معادلة هولت **Holt**، تلك الخاصة بالمركبة الموسمية، ويمكن كتابة النموذج الجديد وبشكل من التحوير، حتى يتجاوب مع المركبات الثلاثة و آنياً كما يلي :

$$\tilde{y}_t = \alpha(y_t^a) + (1-\alpha)(\tilde{y}_{t-1} + r_{t-1})$$
$$r_t = \gamma(\tilde{y}_t - \tilde{y}_{t-1}) + (1-\gamma)r_{t-1}$$
$$s_t = \beta(z_t) + (1-\beta)s_{t-p}$$

حيث في الحالة التجميعية : $y_{t_t}^a = y_t - s_{t-p}$ ، و : $z_t = y_t - \tilde{y}_t$ ،

بينما في الحالة الجدائية : $y_t^a = \dfrac{y_t}{s_{t-p}}$ و: $z_t = \dfrac{y_t}{\tilde{y}_t}$.

و تمتاز هذه الطريقة في أنها ذاتية التعديل، وبالتالي تكون مؤشراتها الفصلية ليست بالضرورة مساوية لمؤشرات السنة التي قبلها أو بعدها، كما يتم حساب القيم α ، β ، γ على أساس تصغير مجموع مربعات البواقي $\sum RSS = \sum e_t^2$ ، أين e_t تساوي : $e_t = y_t - \hat{y}_t$ ، وبدورها $\hat{y}_t$ تحسب في الحالتين الجدائية والتجميعية كما يلي:

$$\hat{y}_t = (y_t + r_s)s_{t-p}$$

$\hat{y}_t = (\tilde{y}_t + r_s) + s_{t-p}$ ، $t = (p+1), T$ ، و لأهمية هذه الطريقة مع صعوبة تطبيقها يدويا وذلك لوجود عدة صعوبات نذكر منها :

أ- مشكلة نقاط الإنطلاق يمكن حلها إما بوضع كل القيم الإبتدائية مساوية للصفر، وخاصة في حالة كون عدد المشاهدات كبيراً، أو بحساب القيم الإبتدائية، حيث تبدأ عملية التمهيد من الفترة الزمنية $(P+1)$ لذلك وجب توفير القيم الإبتدائية للعملية كما يلي[1]: $\tilde{y}_p = y_p$ ، كذلك $r_p = (y_p - y_{p-1})$ ،

وأخيراً:

$$S_t = \frac{y_t}{\bar{y}}, \forall\ t = \overline{1, p}$$

ب- صيغة معادلة التوقع، وهنا يجب الإشارة إلى الإحتفاظ بالمؤشرات الفصلية الأخيرة لاستعمالها في التوقع المستقبلي، ووفق ذلك تكون معادلة التوقع في الحالتين التجميعية، والجدائية على الترتيب .

$$y_{T+h} = (\tilde{y}_T + hr_T) + S_{(T+h)-p}$$
$$y_{T+h} = (\tilde{y}_T + hr_T)S_{(T+h)-P}$$

وفي حالة $(h=1)$ ، فإن المعادلتين تصبحان كما يلي :

$$y_{T+1} = (\tilde{y}_T + hr_T) + S_{(T+1)-p}$$
$$y_{T+1} = (\tilde{y}_T + hr_T)S_{(T+1)-P}$$

[1] من المرجع **[G.Ansion-90]**، ص **194**.

ملخص الفصل الأول

يرى هنري فايول، و الذي يُعتبر الأب الحقيقي لعلم الإدارة أن قوة التوقع بالأشياء قبل حدوثها هو جوهر الإدارة، فالقيام بتوقعات جيدة بالمبيعات يسمح للمؤسسة بالتسيير الأمثل لها والوصول إلى الهدف المطلوب، وذلك باتباع الطرق السليمة والصحيحة والإعتماد على الأسس العلمية والطرق الرياضية والإحصائية لعملية التوقع، حيث أنه وإذا كانت النتائج المتحصّل عليها أكبر من المبيعات المحققة فعلاً، فإن هذا يؤدي إلى ارتفاع تكاليف التخزين، أما في حالة كون النتائج المتحصّل عليها أقل من الطلب الحقيقي، فينجم عن ذلك حدوث فجوات واختناقات في الإنتاج، ممّ يُلزم المنشأة بتشغيل العاملين أوقاتاً إضافية من أجل تغطية الطلبيات الضائعة للحفاظ على سمعتها، وقد يؤدي ذلك إلى فقدان قسط من الأرباح المتوقعة من المبيعات بسبب زيادة التكاليف المتمثلة في دفع أجور إضافية للعمال، ولهذا يتطلب نجاح عملية التوقع بالمبيعات ما يلي :

- ✓ الخبرة والمهارة الكافيين في القائمين بعملية التوقع،
- ✓ توفر المعطيات عن ماضي الظاهرة المدروسة ،
- ✓ تحديد وتحليل العوامل والمتغيّرات الداخلية والخارجية التي تؤثر في الطلب على المبيعات ،
- ✓ مراقبة المبيعات باستمرار بهدف معرفة الإنحرافات واتخاذ الإجراءات اللاّزمة لذلك .

وكما رأينا، فبالنسبة لعملية التوقع باستعمال النماذج الإنحدارية، فإنه وكأي نموذج قياسي، نبدأ بتحديد النموذج، ثم تأتي مرحلة التقدير، فاختبار معنوية المعلمات بواسطة الأدوات الإختبارية، إلا أن أكبر عائق أمام تطبيق هذه النماذج هو في حجم المعطيات الواجب توفّرها والتي تخص معطيات المتغيّر التابع ومعطيات المتغيرات المستقلة .

كما تطرّقنا إلى نماذج الأوساط المتحركة، المسح الأسي، تفكيك السلسلة الزمنية، إلا أن أكبر نقص يعتري مثل هاته الطرق هي في حالة كون القانون الذي يحكم الظاهرة المدروسة لا يتلاءم والقانون الأساسي المقترح من طرف هذه النماذج .

ولذا جاءت طريقة بوكس– جنكينز من أجل تغطية النقائص التي تعاني منها هذه النماذج، والتي لها ميزات تجعلها تتفوق على تلك النماذج السالفة الذكر، منها أنها تتطلب توفّر معطيات لمتغير واحد مم يُقلّص من حجم المعطيات المعالَجة مقارنة بنموذج الإنحدار المتعدّد مثلاً، كمأن التوقع بواسطة هذه النماذج ليس مبني على قواعد ثابتة وإنما هو فن يعتمد على خبرة الباحث في تحديد درجة النموذج المناسب .

إن هذه الميزات هي التي أعطت الأهمية لهذه الطريقة، وهذا ما سوف نراه في الفصل الموالي، والذي سوف نتناول فيه هذه النماذج بكثير من التفصيل.

الفصل الثالث : التوقع بواسطة نماذج ARCH-GARCH

- المبحث الأول : التعريف بمشكلة عدم ثبات التباين وأهم اختبارات الكشف عليها
- المبحث الثاني : نمذجة عدم ثبات التباين المشروط

تمهيد :

من خلال دراستنا للنماذج العشوائية للسلاسل الزمنية والمتمثلة في نماذج **ARMA**، أو النماذج الموسعة **SARIMA**، حيث أن هاته النماذج تقوم بنمذجة مجوعة من المشاهدات المختلفة بناءًا على ماضي هذه المشاهدات، أي : $Y_t = f(Y_{t-1}, Y_{t-2}, \ldots) + \varepsilon_t$ ، أين ε_t عبارة عن تشويش أبيض (ضجّة بيضاء)، وتحت الفرضيات المعيارية، والتي تفرض ثبات التباين $V(\varepsilon_t) = \sigma^2$.

لكن في المقابل وفي بعض الحالات، فإن الفرضية الأساسية للنماذج السابقة، والتي تنص على ثبات التباين ليست صحيحة دائماً، حيث أنها لا تستطيع تتبع أثر السلاسل الزمنية التي تتميز بأنها قيم قابلة للتقلب (**Volatility**)، حيث نتوقع أن اتجاه مكونات هاته السلسلة الآن ليس هو نفسه غداً، أو الشهر القادم، وهكذا .

هذا السلوك هو ما يُعرف بعدم ثبات التباين (**Heteroscedasticity**)، وهذا ما سوف نتناوله بشيء من التفصيل في هذا الفصل، وسوف نبدأ في المبحث الأول بالتعريف بمشكلة عدم ثبات التباين، واختبارات الكشف عنها، وفي المبحث الثاني سوف نتناول أشكال النموذجين **ARCH -GARCH** التي تأخذ في الحسبان عدم ثبات التباين المشروط، وسوف نبدأ بالنموذج **ARCH** .

المبحث الأول : التعريف بمشكلة عدم ثبات التباين وأهم اختبارات الكشف عليها

تقوم طريقة المربعات الصغرى العادية (**OLS**) في أحد أهم افتراضاتها على ثبات الحد العشوائي، و يُعرف هذا الإفتراض بالإنتشار المتساوي (**Equal Squatter**) أو (**Homoscedasticity**)، وإذا توافر هذا الإفتراض فإن (σ_μ^2) الذي يشير إلى تباين قيم البواقي حول الخط المقدّر، أو إلى تشتت القيم المشاهدة للمتغيّر التابع حول الخط المقدر يكون ثابتاً، أي يوجد تباين ثابث لجميع القيم المشاهدة حول خط الإنحدار المقدَّر، وفي حالة اختلال هذا الفرض تبرز لنا مشكلة ما يعرف بعدم ثبات التباين (**Heteroscedasticity**)، وسوف نتعرض إلى التعريف بمشكل عدم ثبات التباين، ثم إلى معايير الكشف عن هذه المشكلة .

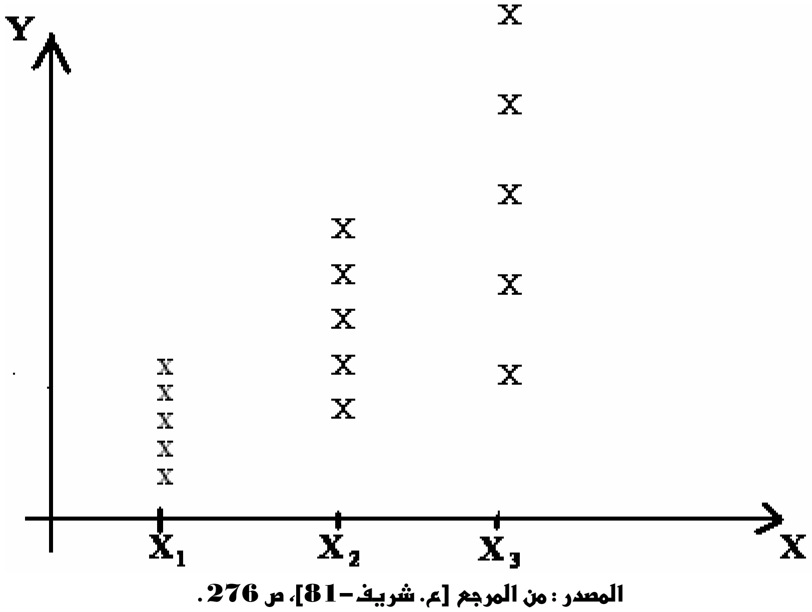
1- تعريف مشكلة عدم ثبات التباين : تتمثل مشكلة عدم ثبات التباين في تغير تباين الحد العشوائي مع تغير قيم المتغير التفسيري، حيث أن هذا الإرتباط هو الذي يؤدي لعدم ثبات الحد العشوائي، و بالتالي يترتب عليه الإخلال بأحد أهم افتراضات طريقة المربعات الصغرى العادية (**OLS**)، وهو ثبات تباين الحد العشوائي[1]، ففرضية تباين أو تجانس تباين التباين (**Homoscedasticity**) لجميع المشاهدات هي إحدى الفرضيات الأساسية التي يقوم النموذج الخطي العام والبسيط .

[1] أنظر فرضيات نموذج الإتجاه العام الخطي، الصفحة رقم: **42** من الفصل الأول .

إن افتراض تباث تباين الخطأ لا يكون بالضرورة قائم على أسس موضوعية بالنسبة للبيانات الإحصائية الخاصة بالمتغيرات الإقتصادية، مثال ذلك البيانات المقطعية الجزئية(Microeconomic Data)، فتشتت مشاهدات البيانات المقطعية الجزئية الخاصة بالمتغير التابع قد يختلف من مستوى إلى آخر من مستويات المتغير، أو المتغيرات المستقلة، مثل ذلك البيانات الخاصة بدخل وإنفاق العوائل على المواد الغذائية، حيث نجد أن العوائل ذات الدخول المرتفعة تتمتع بمرونة كبيرة في الإنفاق على المواد الغذائية،إذ بمقدورها الإنفاق بحدود كبيرة تفوق معدل إنفاق فئتها إن وجدت إلى ذلك الرغبة والضرورة، كمأنها في حالة عدم اندفاعها في الإستهلاك الغذائي، فإن إنفاقها يمكن أن يكون ضئيل جدًّا بالمقارنة مع معدل إنفاق فئتها على الغذاء، أما إنفاق العوائل ذات الدخول القليلة على المواد الغذائية فإنه يقع عادة ضمن حدود ضيقة، فالمغالاة في الإنفاق على المواد الغذائية أمرٌ غير ممكن بسبب ضآلة ميزانية الأسرة، كمأن خفض الإستهلاك إلى حدود دنيا تحت معدل استهلاك فئتها يسبب لها الهلاك البيولوجي .

وعليه فإن التشتت، وبالتالي التباين عند قيم الدخول (X_i) الكبيرة يكون أكبر من التشتت وبالتالي التباين عند قيم (X_i) الصغيرة، وهكذا نجد بأن فرضية تجانس تباين الخطأ تصبح عديمة الجدوى في مثل هذه الحالات .

والشكل البياني التالي[1] يبين اختلاف التشتت عند مختلف مستويات المتغير المستقل .



المصدر: من المرجع [ع. شريف-81]، ص 276.

وبإبطال فرضية تباث تباين الخطأ ، يعني أن هناك تباينا للخطأ خاص بكل مشاهدة (i) كالآتي:

$$E(U_i)^2 = \sigma_i^2$$

ويطلق على ذلك تسمية عدم تباث التباين (Heteroscedasticity)، ويترتب على ذلك إبطال المعادلة (8)، والتي ندرجها أدناه للمرة الثانية [2] :

---

[1] من المرجع [ع. شريف-81]، ص 278.

[2] أنظر في الصفحة رقم: 47 من الفصل الأول .

$$E(U'U) = \sigma^2 . I_n \cdots\cdots (\aleph)$$

إذ وكما هو معروف أن هذه المعادلة قائمة على الفرضين التاليين :

$$(1)\ E(U^2) = \sigma^2 \ldots\ldots$$

$$(2)\ E(U_i U_j) = 0 \ldots\ldots$$

وبإلغاء الفرض الأول، وبالإبقاء على الفرض الأخير، نحصل على حالة عدم ثبات تباين الخطأ، وتصبح قيمة $E(U'U)$ كالتالي :

$$E(U'U) = \sigma^2 . \Omega = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 & \ldots & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 & \ldots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \ldots & \sigma_n^2 \end{bmatrix} \ldots\ldots\ldots\ (1\text{-}3)$$

حيث المصفوفة (Ω) تنطوي على ثوابت معلومة وموجبة، وهي مصفوفة محدّدة موجبة ***(Positif Define Matrix)***، ذلك أن جميع محدداتها المصغرة الرئيسية موجبة، وسنرمز لعناصرها بالرمز الآتي:

$$\Omega = \begin{bmatrix} 1/\lambda_1 & 0 & 0 & \ldots & 0 \\ 0 & 1/\lambda_2 & 0 & \ldots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \ldots & 1/\lambda_n \end{bmatrix} \ldots\ldots\ldots\ (2\text{-}3)$$

من المعادلتين **(1-3)** و **(2-3)** يتبين بأن :

$$\sigma_i^2 = \sigma^2 \left(\tfrac{1}{\lambda_i}\right)$$

فإبطال المعادلة $(\aleph)$ يعني أن تقدير المربعات الصغرى لا يمكن أن يكون أفضل تقدير غير متحيز **(BLUE)**[1]، ذلك أن تقدير **(OLS)** يكون أفضل تقدير خطي غير متحيز عند تحقق المعادلة المذكورة آنفاً، والذي يطلق عليه مصطلح **(Homoscedasticity)**، وباختلال هذا الإفتراض تظهر مشكلة تغير تباين الحد العشوائي التي تسمى **(Heteroscedasticity)**، ومع وجود هذه المشكلة فإن المعلمات المقدرة بواسطة طريقة المربعات الصغرى العادية **(OLS)** تتصف بعدم الكفاءة وإن كانت تتصف بعدم التحيز و الإتساق، ويترتب عن هذه المشكلة آثاراً تتمثل فيما يلي[2] :

أ- تبقى المعلمات المقدرة باستعمال طريقة **OLS** تتصف بعدم الإتساق والتحيز، ولكنها تفقد صفة الكفاءة .

ب - تصبح التباينات المقدرة، وكذلك التغايرات **(Covariance)** الخاصة بالمعلمات المقدرة متحيزة وغير متسقة، ولذا فإن اختبارات الفروض لا تصبح دقيقة أو ملائمة .

---

[1] هي اختصار لـ : **Best Linear Uumbiased Estimator**

[2] من المرجع[ع.ق.عطية-**02**]،ص **438** .

جـ- بالرغم من أن التوقعات القائمة على أساس المعلمات المقدرة باستخدام طريقة OLS تظل غير متحيزة، إلا أنها تفقد صفة الكفاءة، وهو ما يعني أنها تكون أقل مصداقية من التوقعات الأخرى التي تُبنى على طرق تخلو من مشكلة عدم ثبات التباين .

2- اختبارات الكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين :

توجد هناك العديد من الإختبارات للكشف عن هذه المشكلة وسوف نتعرض لبعض منها فيما يلي :

2-1- إختبار (*Goldfeld - Quandt Test*):

لقد تم اقتراح هذا الإختبار من طرف كل من (*Goldfeld - Quandt*)سنة **1965**، وتقوم فكرة هذا الإختبار على أنه لو ظل تباين البواقي متساوياً عبر المشاهدات كلها، فإن هذا التباين بالنسبة لجزء من العينة سوف يكون مساوياً لتباين جزء آخر من نفس العينة، ولذا تُقسَّم العيّنة إلى ثلاث أقسام ويُستبعد القسم في المنتصف، ثم يتم حساب تباين البواقي بالنسبة للجزء الأول الجزء الثالث، ويتم إختبار مدى تساويهما باستخدام إختبار (FISHER)، وتتمثل خطوات الإختبار فيما يلي(1) :

1- نقوم بتحديد متغير يعتقد أن تباين البواقي (σ_{μ}^{2}) على علاقة ارتباطية به، و قد يكون هذا المتغير أحد المتغيرات التفسيرية في النموذج أو قد يكون متغير مستحدث من أحد هذه المتغيرات التفسيرية كالتربيع، أو اللوغاريتم الطبيعي، ونفترض أن هذا المتغير هو (z).

2- نقوم بترتيب البيانات وفقاً لترتيب قيم (z) تصاعديا (أي بيانات جميع المتغيرات التابعة و المستقلة) .

3- نقوم بتقسيم عدد مشاهدات العينة (n) إلى ثلاث أجزاء، الجزء الأول حجمه (n_1)، و الجزء الثالث (n_3)، و الجزء الوسط يتراوح بين (n_1+1) إلى $(n-n_2)$، ولكن يتعين أن يكون (n_1)، (n_2) أكبر من عدد المعلمات المقدّرة في كل مرة حتى تكون درجات الحرية (df) أكبر من الصفر .

4- نقوم بتقدير معادلة انحدار مستقلة للجزء الأول و الأخير من العيّنة .

5- نحصل على مجموع مربعات الأخطاء كما يلي : $ESS_1=\sum_{t=1}^{n1} e_t^2$

$$ESS_2=\sum_{t=n-n_2+1}^{n} e_t^2$$

6- نقوم تحديد F_C^* المحسوبة باستخدام الصيغة التالية:

$$F_C^*=\frac{\hat{\delta}_2^{\,2}}{\hat{\delta}_1^{\,2}}=\frac{ESS_2/(n_2-k)}{ESS_1/(n_1-k)}$$

حيث: k تمثل عدد المعلمات المقدرة في الإنحدار بما فيها المعلمة التقاطعية .

7- نريد إختبار هل هناك اختلاف جوهري بين $\hat{\delta}_1^{\,2}$ و $\hat{\delta}_2^{\,2}$، ومن ثم تكون الفروض محل الإختبار كما يلي :

(1) من المرجع [ع.ق.م.عطية-00]،ص 440 .

فرض العدم : $H_0 : \hat{\delta}_1^2 = \hat{\delta}_2^2$ (ثبات تباين البواقي)،

في مقابل الفرض البديل H_1 (تغير تباين البواقي) .

و لعمل ذلك نبحث عن $(F_{n1-k,\alpha}^{n2-k})$ في الجداول عند مستوى المعنوية الإحصائية α : 5% أو 10% ونقارنهما ، فإذا كانت $F_c > F_t$ نرفض الفرض العدمي، ونقبل الفرض البديل القائل بوجود تغير في التباين ،والعكس صحيح .

و يلاحظ أنه في إذا كانت $(F_C < 1)$ عندئذ يتعين استخدام $\frac{1}{F_C}$ عند المقارنة مع F_T ، ذلك لأن الفرض البديل عادة ما يكون: $\hat{\delta}_2^2 > \delta_1^2$.

2-2- إختبار (Breush - Pagan Test)[1]:

لقد تم تقديم هذا الإختبار في سنة **1979** ، وهو يعتمد على فكرة مضاعف لاغرانج **(Lagrange Multiplier)** **(LM)** ، وإذا افترضنا أن تباين البواقي $(\delta_t^{\,2})$ يتغير مع تغير عدد المتغيرات التفسيرية (Z_t) التي يوجد بعضها أو كلها بالنموذج الأصلي،حيث:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2_t} + \beta_3 X_{3_t} + \dots + \beta_k X_{k_t} + u_t$$

$$\hat{\delta}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{1_t} + \alpha_2 Z_{2_t} + \dots + \alpha_p Z_{pt}$$

فإن هذه المشكلة تكون موجودة إذا كانت α_1 ، α_2 ، α_3 ، ... ، α_p معنوية إحصائيا .

وبالطبع تختفي المشكلة إذا كانت $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \cdots = \alpha_p = 0$ ،ولذا فإن فرض العدم في هذه الحالة يكون كما يلي :

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \cdots = \alpha_p = 0$$

و لإجراء الإختبار السابق نتبع الخطوات التالية :

1- نقوم بتقدير معادلة الإنحدار الأصلية باستخدام طريقة OLS .

$$\hat{Y}_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{2t} + \hat{\beta}_3 X_{3t} + \dots + \hat{\beta}_k X_{kt} + e_t$$

2- نقوم بالحصول على البواقي (e_t) ، حيث أن :

$$e_t = Y_t - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_{2t} - \hat{\beta}_3 X_{3t} - \dots - \hat{\beta}_k X_{kt}$$

ثم نقوم بحساب تباين البواقي باستخدام الصيغة التالية :

$$\left(\hat{\delta}^2 = \frac{\sum e_t^2}{n} \right)$$

3- نقوم بتقدير مايسمى بالإنحدار المساعد، وذلك بغرض إختبار مدى وجود علاقة جوهرية بين $(\hat{\delta}^2)$ (ممثل تباين الحد العشوائي)، و المتغيرات (Z_t) التي تمثل بعضاً، أو كل المتغيرات التفسيرية بالنموذج الأصلي، أو بعض مشتقاتها، أي نقوم بتقدير التالي :

---

[1] من المرجع [ع.ق.عطية-02]،ص 445.

$$\frac{e_t^2}{\delta_t^2} = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{1t} + \alpha_2 Z_{2t} + \cdots + \alpha_p Z_{pt} + V_t \ldots\ldots\ldots (3\text{-}3)$$

4- يتم إختبار فرض العدم كما يلي :

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_p = 0$$

و يمكن إتبات أنه في حالة العينات الكبيرة، وفي ظل فرض العدم السابق فإن نصف مجموع مربعات الإنحدار المقدّر (RSS)، أي : $\left(\frac{RSS}{2}\right)$ للصيغة (3-3) له توزيع χ^2 عند درجات حرية (p)(عدد المعلمات المقدرة في صيغة الإنحدار المساعد) و مستوى المعنوية 1% أو 5% .

5- في حالة : $\left[\frac{RSS}{2}\right] > \chi^2_{p,\alpha}$، فإننا نرفض فرض العدم، وتوجد هناك مشكلة عدم ثبات التباين،والعكس صحيح.

2-3- إختبار (White)[1]:

مم يُؤخذ على اختبار(*Breush - Pagan Test*) الأخير، أنه حساس جدًّا لاختلال افتراض التوزيع الطبيعي، كما يتطلب هو واختبار(*Goldfeld - Quandt*) معرفة أسباب مشكلة عدم تباث التباين،ومن خصائص هذا الإختبار أنه:

أ- لا يتطلب معلومات سابقة عن أسباب مشكلة عدم تساوي الإنتشار (عدم ثبات التباين)،

ب- لا يعتمد على افتراض اعتدال التوزيع ،

جـ- يصلح عادة للعينات كبيرة الحجم، أي يصلح للعينات من الحجم 30، أو أكثر وتتمثل خطوات إجراء هذا الإختبار فيما يلي:

1- تقدير دالة الإنحدار الأصلية باستخدام طريقة OLS:

$$\hat{Y}_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{2t} + \hat{\beta}_3 X_{3t} + \cdots + \beta_k X_{kt} + e_t$$

2- الحصول على قيم البواقي (e_t)على النحو التالي :

$$e_t = Y_t - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_{2t} - \hat{\beta}_3 X_{3t} - \cdots - \hat{\beta}_{kt}$$

3- تقدير انحدار مساعد بين (e_t^2) من ناحية، و المتغيرات (X_{2t})، (X_{3t})، (X_{2t}^2)، (X_{3t}^2)، (X_{2t}, X_{3t}) من ناحية، أي تقدير الصيغة :

$$e_t^2 = \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 X_{2t} + \hat{\alpha}_3 X_{3t} + \hat{\alpha}_4 X_{2t}^2 + \hat{\alpha}_5 X_{3t}^2 + \hat{\alpha}_6 X_{2t} X_{3t} + V_t$$

4- نقوم بتقدير (NR^2)، حيث: N تمثل حجم العينة، R^2 يمثل معامل التحديد غير المعدل للإنحدار المساعد الخاص بالمعادلة الأخيرة .

5- نقوم باختبار فرض العدم التالي : $H_0 : \alpha_2 = \alpha_3 = \cdots = 0$، وذلك بمقارنة (NR^2) مع χ^2 عند مستوى معنوية 5% أو1%، ودرجات حرية = عدد المعلمات الإنحدارية في صيغة الإنحدار المساعد (أي مع استبعاد المعلمة التقاطعية)،

[1] من المرجع [W.GREENE-05]،ص215 .

وإذا كان $NR^2 > \chi^2_{5,0.05}$ يتم رفض فرض العدم (H_0) ، وتوجد مشكلة تباث التباين، وإذا كان العكس لا توجد هذه المشكلة، حيث نُشير إلى أنه إذا قبلنا فرض العدم فإن هذا يعني أن : تابث $= \alpha_1 = \hat{\delta}^2$.

4-2 - إختبار بارك (*Park Test*) :

من أجل إجراء هذا الإختبار يتعين القيام بما يلي [1] :

نقوم بتقدير الصيغة الأصلية باستخدام طريقة (OLS) :

$$Y_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{2t} + \hat{\beta}_3 X_{3t} + \cdots + e_t$$

ثم نحصل على مربعات البواقي (e_t^2) ، ونُقدر معادلة انحدار بينها وبين أحد المتغيرات التفسيرية، أو كلها على النحو التالي :

$$e_t^2 = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 X_{1t} + \hat{\alpha}_2 X_{2t} + \cdots + V_t$$

فإذا كانت (α_i) ،أو بعضها لها معنوية إحصائية يكون هناك مشكلة انتشار غير متساوي (عدم ثبات التباين) .

[1] من المرجع [ع.ق.م.عطية-00] ،ص 449.

المبحث الثاني : نمذجة عدم ثبات التباين المشروط (Conditional Heteroscedasticity)

من أجل نمذجة عدم ثبات التباين (Hetreoscedasticity)، قام Robert .F.Engle [1] في سنة 1982 باقتراح النماذج التي تعرف بنماذج ARCH [2]، وهذا في مقالة علمية نشت في مجلة "Econometrica " تحت عنوان :

" Conditional Heteroscedasticity with Estimates Of the Variance Of U.K Inflation"

وهذا بالأخذ بعين الإعتبار عدم ثبات التباين المشروط في النموذج، و بإظهار المقدار الجبري للتشويش الأبيض بواسطة الإنحراف المعياري المشروط كما يلي :

$$Y_t = f(Y_{t-1}, Y_{t-2}, \ldots) + \sigma_{(Y_{t-1}, Y_{t-2}, \ldots)}$$

وسوف نقوم في هذا الفصل بالتعرف على هاته النماذج إنطلاقا من النموذج ARCH من تعريف شكله، وذكر خصائصه، وكذا النموذج من الدرجة الأولى، ثم نعرّج على النموذج المعمم GARCH، وسوف نتعرّف على شكل النموذج، وذكر خصائصه، وكذا النموذج من الدرجة الأولى GARCH(1,1).

1- نموذج ARCH(q) :

سوف نبدأ أولا بالتعريف بشكل النموذج، وذكر خصائصه كما يلي :

1-1- التعريف بشكل النموذج ARCH(q) :

نعتبر نموذج خطي ذي الإنحدار الذاتي من الشكل ARCH(q) كالتالي[3]:

$$Y_t = E(Y_t | \underline{Y_{t-1}}) + \varepsilon_t$$

أين يكون ε_t عبارة عن تشويش أبيض ضعيف، حيث : $E(\varepsilon_t) = 0$، و $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0$ في حالة $t \neq s$.

وكنتيجة لشروط الفروق المضعفة $Y_t = E(Y_t | \underline{Y_{t-1}}) = 0$، نفترض أن هذه البواقي يمكن تقديمها من الشكل ARCH(q) كما يلي[4] :

حيث : $$\varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t} \quad , \qquad h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \ \ldots\ldots (4-3)$$

---

(1) صاحب جائزة نوبل في الإقتصاد سنة 2003 مناصفة مع البريطاني (Clive Granger) عن دورهما في إيجاد نماذج التحليل الإقتصادي، وخاصة تحليل السلاسل الزمنية (نماذج ARCH)،والذين قاما بتطويرهما ابتداءًا من بدايات سنوات الثمانينات خاصة منها السلاسل الزمنية التي تهتم بتطورات الناتج الداخلي الخام (PIB)، أسعار معدلات الفائدة ،البورصات .

ولد(R.F.ENGLE) سنة 1942 في سيراكوز(Syracuse) في ولاية نيويورك (New York) ، كانت بدايات دراسته في علم الفيزياء، ثم انتقل إلى دراسة الإقتصاد في جامعة كورنل،وحاليا فهو يشتغل أستاذ في الإدارة المالية في جامعة نيويورك .

(2) هي اختصار لـ: Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity

(3) من المرجع [C.HURLIN-04]،ص 21 .

(4) هناك بعض المراجع التي ترمز بـ σ_t^2 للتباين المشروط، وكذلك للأخطاء بالرمز a_t ، و $\in_t$ لـ z_t ، وبالتالي يكون النموذج ARCH(q) كما يلي :

$$a_t = \in_t \sigma_t \quad , \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i a_{t-i}^2$$ أنظر[R.S.TSAY-02]، ص83.

أين يكون z_t عبارة عن التشويش الأبيض بمتوسط يساو ي الصفر، وتباين يساوي1، أي : $z_t \sim (0\ ,\ 1)$

وكذلك : $V(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2$ ، $E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}) = 0$ ،

أي أن النموذج يكون كما يلي[1] :

$$\begin{cases} Y_t = \varepsilon_t \\ E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}) = 0 \\ E(\varepsilon_t^2 / \varepsilon_{t-1}) = h_t = c + \sum_{i=1}^{q} a_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad , a_q \neq 0. \end{cases}$$

كما يجب توفر الشرطين التاليين $\alpha_0 > 0$ ، $\alpha_i \geq 0$ من أجل كل $i > 0$ ، إن المعاملات α_i يجب أن تتطابق مع الشروط القياسية من أجل ضمان أن التباين الغير المشروط لـ ε_t يكون منتهياً .حيث يُفترض أن z_t يتبع التوزيع الطبيعي المعياري أو توزيع ستودنت المعياري (t - Stat).

1-2- النموذج ARCH من الدرجة الأولى(ARCH(1 :

سوف نبتدئ أولاً بتعريف النموذج، ثم نذكر خصائصه كما يلي :

1-2-1- التعريف بالنموذج(ARCH(1 :

يكون النموذج $\{\varepsilon_t\}$ خطياً في (ARCH(1 إذا كان يكتب في الصيغة التالية[2]:

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t} \quad , \quad h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad , \alpha_0 \gg 0, \alpha_1 \geq 0 \ldots\ldots (5\text{-}3)$$ ،

حيث $\{\varepsilon_t\}$ عبارة عن نموذج يمثل تشويشاً أبيضاً (ضجة بيضاء)، و ψ_t عبارة عن تغيرات جميع القيم في وحدة الزمن t ،

حيث : $\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$.

1-2-2- خصائص النموذج(ARCH(1 :

نقوم بدراسة النموذج من الدرجة الأولى (ARCH(1 الموضّح في الشكل التالي[3]، ومن ثم يمكننا تعميمها على النموذج ARCH(q) :

أولا: $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad , \quad \varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t}$.

أين : $\alpha_0 > 0$ ، وكذلك $\alpha_1 \geq 0$ ، فيكون المتوسط الغير المشروط لـ ε_t مساويا للصفر، وذلك لأن :

$$E(\varepsilon_t) = E[E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1})] = E[h_t E(z_t)] = 0$$

ثانيا : من ناحية أخرى، فإن التباين الغير مشروط لـ ε_t يُقدَّم على الشكل التالي :

---

(1) من المرجع [J.J.DROESBEKE-94]، ص 53 .

(2) من المرجع [M.V.ASOKAN-01]، ص5.

(3) من المرجع [R.S.TSAY-02]، ص 83-85 .

$$Var(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2) = E[E(\varepsilon_t^2|\varepsilon_{t-1})] = E[\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2] = \alpha_0 + \alpha_1 E(\varepsilon_{t-1}^2)$$

وذلك لأن ε_t عبارة عن سلسلة مستقرة بوسط مساو للصفر، أي: $E(\varepsilon_t) = 0$ ، وتباين ثابت أي :

$$Var(\varepsilon_t) = Var(\varepsilon_{t-1}) = E(\varepsilon_{t-1}^2)$$

فيكون لذينا إذن: $Var(\varepsilon_t) = \alpha_0 + \alpha_1 E(\varepsilon_t)$ ، و $Var(\varepsilon_t) = \alpha_0 /(1 - \alpha_1)$ ، وذلك لأن تباين ε_t يجب أن يكون موجباً، بشرط أن يكون $0 \le \alpha_1 < 1$.

ثالثا : في بعض الحالات يكون من الضروري وجود درجات عليا لـ ε_t ، ومن ثم فإن α_1 يجب كذلك أن يكافئ بعض القيود الإضافيّة، وكمثال نفرض أن العزم الرابع لـ ε_t يكون منتهيّا، حيث وتحت الفرضيّات الطبيعيّة لـ z_t في العلاقة **(3-5)**، فيكون لذينا الآتي :

$$E(\varepsilon_t^4|\varepsilon_{t-1}) = 3E[\varepsilon_t^2|\varepsilon_{t-1}]^2 = 3(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2)^2$$

إذن :

$$E(\varepsilon_t^4) = E[E(\varepsilon_t^4|\varepsilon_{t-1})] = 3(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2)^2 = 3E[\alpha_0^2 + 2\alpha_0\alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_1^2 \varepsilon_{t-1}^4]$$

إذا كانت ε_t مستقرّة من الدرجة الرابعة بـ $m_4 = E(\varepsilon_t^4)$ ، كمأنه لذينا :

$$\begin{aligned} m_4 &= 3[\alpha_0^2 + 2\alpha_0\alpha_1 Var(\varepsilon_t) + \alpha_1^2 m_4] \\ &= 3\alpha_0^2\left(1 + 2\frac{\alpha_1}{1-\alpha_1}\right) + 3\alpha_1^2 m_4 \end{aligned}$$

وينتج لذينا ما يلي :

$$m_4 = \frac{3\alpha_0^2(1+\alpha_1)}{(1-\alpha_1)(1-3\alpha_1^2)}$$

حيث أن لهذه النتيجة الأخيرة تطبيقان هامان :

أ- بمأن العزم من الدرجة الرابعة لـ ε_t يكون موجباً، فإننا نجد أن قيمة α_1 تُحقق الشرط أن $1 - 3\alpha_1^2 > 0$ ، بالقياس إلى $0 \le \alpha_1^2 < 1/3$.

ب- معامل التفرطح الغير مشروط لـ ε_t يكون كالتالي :

$$\frac{E(\varepsilon_t^4)}{[Var(\varepsilon_t)]^2} = 3\frac{\alpha_0^2(1+\alpha_1)}{(1-\alpha_1)(1-3\alpha_1^2)} \times \frac{(1-\alpha_1)^2}{\alpha_0^2} = 3\frac{1-\alpha_1^2}{1-3\alpha_1^2} > 3$$

وهكذا، فإن زيادة التفرطح لـ ε_t موجبة، وأن شكل توزيعها بطيء بالمقارنة مع التوزيع الطبيعي .

هذه الخاصية مقبولة لعموم نماذج ARCH، إلا أن هذه الصيغة تصبح أكثر صعوبة في حالة الرتب العليا للنموذج .

و شرط $\alpha_i \ge 0$ في العلاقة السابقة **(3-4)** يعتبر الشرط الأساس من أجل ضمان أن التباين المشروط h_t يكون موجباً، وذلك من أجل كل قيمة لـ t .

1-2-3- شرط استقرارية النموذج ARCH(1) :

إنطلاقاً من شرط استقرارية النموذج ARCH(q) كما يلي :

$0 \leq \sum_{i=1}^{q} \alpha_i < 1$ ، هذا الشرط الأخير الذي يضمن إيجابية التباين، وبالتالي استقرارية النموذج ARCH(q)، وبالتالي فإن شرط استقرارية النموذج من الدرجة(الرتبة) الأولى تكون كما يلي :

$0 \leq \alpha_1 < 1$.

1-3- مآخذ النموذج ARCH(q) :

على الرغم من الميزات التي يتميز بها هذا النظام، إلا أن له مآخذ وهي :

- إن النموذج يفترض أن البواقي الموجبة أو السالبة لها نفس التأثير على المتغير التابع، وذلك لأنها متعلقة بالبواقي المربعة السابقة. لكن في الواقع، أن بعض السلاسل الزمنية تستجيب حتماً لتغير إشارة البواقي عكس فرض النموذج، خاصة منها السلاسل المالية .
- أنه في الواقع مقيّد؛ وكمثال، فإن مقدار α_1^2 الخاصة بالنموذج ARCH(1) تكون محصورة في المجال $[0 , \frac{1}{3}]$ في حالة كون السلسلة الزمنية لها العزم من الدرجة الرابعة (m_4) منتهي، كما نشير على أن القيد الأخير يصبح أكثر صعوبة في حالة الدرجات (الرتب) العليا للنموذج .
- إن نموذج ARCH لا يمدّنا إلا بالتغيرات الميكانيكية التي تحدث في التباين المشروط، ولا يبين الأسباب الدافعة لهاته التغيرات .
- إن نموذج ARCH من المحتمل أن يكون غير مجدي للتوقع للتغيرات التي تطرأ في السلسلة الزمنية، وذلك بسبب أنه يستجيب بصفة متباطئة للتغيرات المعزولة لبواقي السلسلة الزمنية .

1-4- بناء نموذج ARCH :

من أجل القيام ببناء هذا النموذج نقوم بثلاث خطوات وهي متشابهة مع بناء أي نموذج قياسي كما يلي:

1) تحديد النموذج القياسي كما تم ذلك لنموذج ARMA للسلسلة الزمنية الخام، وذلك لإزالة أي ارتباط خطي للمعطيات وباستخدام بواقي السلسلة الزمنية للنموذج لاختبار أثر ARCH .
2) تعيين درجة (رتبة) ARCH، وتقدير النموذج .
3) تشخيص توفيق (fitted) نموذج ARCH بدقة .

1-4-1 - نمذجة واختيار النموذج :

يمكن استعمال البواقي مربعة (ε_t^2) لنموذج الإنحدار الذاتي AR من أجل اختبار عدم ثبات التباين، فإذ كان لدينا $\varepsilon_t = r_t - \mu_t$ عبارة عن بواقي الخاصة بالنموذج ARMA ، حيث يوجد هناك اختباران يستعملان هنا، الإختبار الأول هو اختبار $Ljung-Box$ للبواقي مربعة ε_t^2 ، والمقدم من طرف $(Mcleod)$ و(Li) سنة **1983** ، أما الإختبار الثاني لعدم ثبات التباين المشروط هو اختبار (Lagrange Multiplier) المقدّم من طرف $(R.F.ENGLE)$ [1] في سنة **1982** لانحدار البواقي المربعة ذات الفجوات الزمنية من الدرجة (q) ، إنطلاقا من بواقي نموذج الإنحدار المساعد (Auxiliary Regrssion) ، الإختبار يحسب عن طريق العلاقة NR^2 ،أين يكون R^2 عبارة عن معامل التحديد للإنحدار المساعد، و N عبارة حجم العينة للسلسلة الزمنية الأصلية،كمأن الفرض العدمي (H_0) يتم رفضه إذا كانت قيمة الإختبار تفوق القيمة الحرجة لاختبار كاي - تربيع (χ^2) حيث (q) درجات الحرية، حيث أن هذا الإختبار الأخير يساوي استعمال إحصائية F الذي يستعمل لاختبار الفرض التالي: $\alpha_i = 0$ ، حيث أن $(i = 1,\ldots,q)$ في الإنحدار الخطي التالي :

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \ldots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + e_t\ , \qquad t = q+1,\ldots,N$$ ،

أين : e_t يعني البواقي، q عبارة عن عدد صحيح موجب ، و : N عبارة عن حجم العينة .

وليكن ما يلي : $SSR_0 = \sum_{t=q+1}^{N} (\varepsilon_t^2 - \overline{\omega})^2$ ، أين تكون متوسط العينة لـ ε_t^2.

و : $SSR_1 = \sum_{t=q+1}^{N} \hat{e}_t^2$ ، حيث أن $\hat{e}_t$ عبارة عن بواقي المربعات الصغرى لنموذج الإنحدار الخطي السابق، ويكون لذينا إذن [2]:

$$F = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/q}{SSR_1/(N-2q-1)}$$

حيث أن هذا الإختبار يكون قريبا من توزيع كاي- تربيع (χ^2) حيث (q) درجة الثقة تحت فرضية العدم، حيث وفي حالة كون توزيع F معنوي إحصائيا، وأن هناك وجود لعدم ثبات التباين لـ ε_t ، حيث نقوم باستعمال دالة الإرتباط الذاتي الجزئية (PACF) للبواقي مربع (ε_t^2) من أجل تحديد درجة النموذج ARCH ، حيث أنه لذينا من نموذج التباين المشروط السابق ما يلي :

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \ldots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2$$

من أجل عيِّنة محدَّدة ،حيث أن ε_t^2 عبارة عن مقدَّر غير متحيِّز لـ h_t.

[1] من المرجع [M.V.ASOKAN-01]، ص **9** .

[2] من المرجع [R.S.TSAY-02]،ص **87** .

إذن، فإن ε_t^2 تكون على شكل علاقة خطية مع $\varepsilon_{t-1}^2,\dots,\varepsilon_{t-q}^2$ في أسلوب مشابه لنموذج الإنحدار الذاتي AR من الدرجة q . كما نذكر بأن ε_t^2 بصفة عامة ليست مقدرًا كفؤًا لـ h_t ، ولكنها تفيدنا كتقدير تقريبي في تعيين الدرجة q .

ومن جهة أخرى، نعرّف η_t كما يلي: $\eta_t = \varepsilon_t^2 - h_t$ ، حيث أن $\{\eta_t\}$ ليست عبارة عن سلسلة مرتبطة بوسط معدوم، فالنموذج ARCH يصبح من الشكل التالي :

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q\varepsilon_{t-q}^2 + \eta_t$$

من أجل النموذج AR(q) لـ ε_t^2 ، نتوقع بأن $\{\eta_t\}$ ليست سلسلة تتميز بأنها متتابعة من المتغيرات التي تكون مستقلة ولها توزيعات متطابقة IID [1]، فإن دالة الإرتباط الذاتي الجزئية $(PACF)$ لـ ε_t^2 هي إذن الوسيلة المناسبة من أجل تحديد الدرجة q للنموذج ARCH(q) ، وذلك لأن $\{\eta_t\}$ ليست توزيع متطابق، منا نشير في الأخير إلى أن الدالة (PACF) لـ ε_t^2 ليست لها جدوى كبيرة في حالة كون حجم العيّنة صغير .

1-4-2- تقدير معلمات النموذج :

توجد هناك دالتي معقولية عظمى تستعملان من أجل تقدير معلمات النموذج ARCH ، وتحت الفرضيات التوزيع الطبيعي فإن دالة المعقولية العظمى للنموذج من الدرجة q : ARCH(q) تكون من الشكل التالي[2] :

$$\begin{aligned} &f(\varepsilon_1,\dots,\varepsilon_T|\alpha) \\ &= f(\varepsilon_T|F_{T-1})\, f(\varepsilon_{T-1}|F_{T-2})\dots f(\varepsilon_{q+1}|F_q)\, f(\varepsilon_1,\dots,\varepsilon_q|\alpha) \\ &= \prod_{t=q+1}^{T}\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_T^2}}\exp\left[-\frac{\varepsilon_t^2}{2\sigma_t^2}\right]\times f(\varepsilon_1,\dots,\varepsilon_q|\alpha) \end{aligned}$$

أين $\alpha = (\alpha_0,\alpha_1,\dots,\alpha_q)'$ ، وكذلك $\alpha = (\alpha_0,\alpha_1,\dots,\alpha_q)$ فإنها تعني دالة الكثافة الإحتمالية المشتركة لقيم $\alpha_0,\dots,\alpha_q$. بمأن الشكل المحدد لـ $f(\varepsilon_1,\dots,\varepsilon_q|\alpha)$ يكون كاملاً، في أحيان كثيرة يتناقص بالمقارنة مع دالة المعقولية العظمى السابقة، خاصة إذا كانت حجم العينة كبيراً، هذه النتيجة الأخيرة في استعمال المعقولية العظمى المشروطة :

$$f(\varepsilon_{q+1},\dots,\varepsilon_T|\alpha,\varepsilon_1,\dots,\varepsilon_q) = \prod_{t=q+1}^{T}\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_T^2}}\exp\left[-\frac{\varepsilon_t^2}{2\sigma_t^2}\right]$$

حيث أن التقدير يتم بواسطة تعظيم دالة المعقولية السابقة كتقدير المعقولية العظمى (MLE) المشروط بالتوزيع الطبيعي .

إن تعظيم دالة المعقولية العظمى المشروطة يساوي إلى تعظيم اللوغاريتم الخاص بها، حيث أنه سهل التعامل معه، ومنه فإن دالة المعقولية العظمى المشروطة تكون من الشكل التالي :

$$f(\varepsilon_{q+1},\dots,\varepsilon_T|\alpha,\varepsilon_1,\dots,\varepsilon_q) = \sum_{t=q+1}^{T} -\frac{1}{2}\ln(2\pi) - \frac{1}{2}\ln(h_t) - \frac{1}{2}\frac{\varepsilon_t^2}{h_t}$$

---

[1] IID: Independent Identically Distributed

[2] من المرجع [R.S.TSAY-02]، ص ص 88-89 .

بمأن الحد الأول $\ln(2\pi)$ لا يتضمن أيًّا من المعلمات، فإن لوغاريتم دالة المعقولية يصبح بالشكل التالي :

$$\log(\varepsilon_{q+1},\ldots,\varepsilon_T|\alpha,\varepsilon_1,\ldots,\varepsilon_q)=-\sum_{t=q+1}^{T}\left[\frac{1}{2}\ln(h_t)+\frac{1}{2}\frac{\varepsilon_t^2}{h_t}\right]$$

أين يكون : $h_t=\alpha_0+\alpha_1\varepsilon_{t-1}^2+\ldots+\alpha_q\varepsilon_{t-q}^2$.

في معظم التطبيقات، فإنه يكون من الممكن افتراض أن z_t يتبع التوزيع المعياري لستودنت $(t-Stat)$، إذا سلّمنا أن x_v يكون عبارة عن توزيع ستودنت $(t-Stat)$، حيث تكون v عبارة عن درجات الحرية، وكذلك : $Var(v_t)=v/(v-2)$، وذلك من أجل $v>2$، حيث نستعمل $z_t=x_v/\sqrt{v/(v-2)}$، فتكون دالة الكثافة الإحتمالية لـ z_t كما يلي :

$$f(z_t|v)=\frac{\Gamma((v+1)/2)}{\Gamma(v/2)\sqrt{(v-2)\pi}}\left(1+\frac{z_t^2}{v-2}\right)^{-v(v+1)/2}\quad ,v>2\ldots\ldots(6-3)$$

أين يكون لدينا من المعادلة (6-3) الأخيرة $\Gamma(x)$ هي عبارة عن دالة قاما $(GAMMA)$ الإعتيادية [1]،

وبأخذ : $\varepsilon_t=z_t\sqrt{h_t}$، فنحصل على دالة المعقولية المشروطة لـ ε_t كما يلي :

$$f(\varepsilon_1,\ldots,\varepsilon_T|\alpha,A_q)$$
$$=\prod_{t=q+1}^{T}\frac{\Gamma((v+1)/2)}{\Gamma(v/2)\sqrt{(v-2)\pi}}\frac{1}{\sqrt{h_t}}\left[1+\frac{z_t^2}{(v-2)h_t}\right]^{-(v+1)/2}$$

أين تكون $v>2$، وكذلك $A_q=(\varepsilon_1,\varepsilon_2,\ldots,\varepsilon_q)$.

بالرجوع إلى التقديرات التي تعظم (Maximize) دالة المعقولية السابقة بوصفها مشروطة تحت توزيع ستودنت $(t-Stat)$. إن درجات الثقة لهذا التوزيع الأخير يمكن تعيينها مسبقاً، أو تقديرها مع المعلمات الأخرى، حيث في كثير من الأحيان تستعمل القيمة 3 و 6 إذا كانت درجات الثقة v لتوزيع ستودنت $(t-Stat)$ محدّدة، فتكون إذن اللوغاريتم لدالة المعقولية المشروطة كما يلي :

$$\log(\varepsilon_{q+1},\ldots,\varepsilon_T|\alpha,A_q)=-\sum_{t=q+1}^{T}\left[\frac{v+1}{2}\ln\left(1+\frac{\varepsilon_t^2}{(v-2)h_t}\right)+\frac{1}{2}\ln(h_t)\right]\ldots(7-3)$$

إذا كانت الإرادة في تقدير المعلمة v مشتركة مع المعلمات الأخرى، إذن فإن لوغاريتم دالة المعقولية تتضمن درجات الحرية

$$f(\varepsilon_1,\ldots,\varepsilon_T|\alpha,v,A_q)$$
$$=(T-q)[\ln(\Gamma((v+1)/2))-\ln(\Gamma(v/2))-0.5\ln((v-2)\pi)]$$
$$+\log(\varepsilon_{q+1},\ldots,\varepsilon_T|\alpha,A_q)$$

أين الحد الثاني معطى في العلاقة السابقة (7-3) .

---

[1] حيث إن الدالة تساوي ما يلي : $\Gamma(x)=\int_0^{\infty}y^{x-1}e^{-y}dy$

1-4-3- إختبار النموذج :

بالنسبة لنموذج ARCH(q)، فإن الخطأ المعياري يكون من الشكل التالي :

$$\tilde{\varepsilon}_t = \frac{\varepsilon_t}{\sqrt{h_t}}$$

حيث يكون عبارة عن سلسلة من المتغيرات العشوائية ذات توزيع مستقل ومتطابق (IID) يتبع كلا من التوزيع الطبيعي، أو توزيع t ستودنت . ولذلك، فإن الإختبار الملائم لتوفيق النموذج ARCH يكون بواسطة إختبار السلسلة $\{\tilde{\varepsilon}_t\}$.

وكذلك من المهم التذكير أن إحصائية $Ljung-Box$ للسلسلة $\tilde{\varepsilon}_t$ يمكن استعمالها لاختبار وتشخيص النموذج الملائم كما يمكن استعمال كذلك السلسلة $\tilde{\varepsilon}_t^2$ التي تمثل البواقي مربعة كذلك لاختبار قبول النموذج .

1-4-4 - التوقع باستعمال النموذج ARCH(q) :

من أجل التوقع بواسطة النموذج ARCH، فإننا نستعمل كذلك نفس المبادئ المستعملة في النموذج AR .

باعتبار نموذج ARCH(q)، فإن الفترة الأولى من التوقع لـ h_{m+1} كما يلي [1]:

$$h_m(1) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_m^2 + \ldots + \alpha_q \varepsilon_{m+1-q}^2$$

وللفترة الثانية من التوقع فيكون :

$$h_m(2) = \alpha_0 + \alpha_1 h_m(1) + \alpha_2 \varepsilon_m^2 + \ldots + \alpha_q \varepsilon_{m+2-q}^2$$

أما فيما يتعلق بالفترة ℓ فإن أفق التوقع لـ $h_{m+\ell}$ يكون كما يلي:

$$h_m(\ell) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i h_m(\ell - i)$$

أين: $h_m(\ell - i) = \varepsilon_{m+\ell-1}^2$ في حالة $\ell - 1 \leq 0$.

1-5- مشكلة نماذج ARCH :

مع أن النموذج ARCH يتميز بالبساطة في تركيبه، إلا أن غالبية تطبيقاته بالنسبة للفجوات الزمنية الطويلة في علاقة التباين المشروط فإنها تكون ضرورية بالنسبة لغالبية الحالات، وهذا هو السبب الرئيس الذي يؤدي إلى ظهور مشكلة سلبية التباين وعدم استقرار السلسلة الزمنية الذي هو شرط أساس لاستعمال هذا النموذج .

ومن أجل تجنب هذا الإشكال، استوجب تثبيت بنية الفجوات الزمنية المتباطئة، أي إيجاد بديل لهذا النوع من النماذج، والذي يأخذ بعين الإعتبار كونه ذو ذاكرة كبيرة، وقابل للتكيّف مع النماذج ذات الفجوات الزمنية الطويلة .

ولذا فقد قام (T.Bollerslev) في سنة **1986** باقتراح النموذج العام لنموذج ARCH، والذي يُعرف بنموذج

---

[1] من المرجع **[R.S.TSAY-02]**، ص **90** .

GARCH[1]، والذي يأخذ بعين الإعتبار الذاكرة الطويلة، ويكون قابلاً للتكيف مع النماذج ذات البنية المتباطئة بفجوات زمنية .

2- النموذج GARCH(p,q) :

إن انتقالنا من النموذج ARCH إلى GARCH يشبه انتقالنا من النموذج القاعدي للسلاسل الزمنية الذي يُعرف بالنموذج الإنحداري AR إلى النموذج العام المعروف ARMA ،حيث تم اقتراح هذا النموذج من طرف (T.Bollerslev) في سنة 1986، والذي يُعرف بنماذج GARCH(p,q) .

2-1- التعريف بالنموذج GARCH(p,q) :

سوف نبدأ بالنموذج العام، ثم إلى النموذج من الدرجة الأولى كما يلي :

2-1-1- شكل النموذج GARCH(p,q) :

لتكن لذينا ε_t تدل على علاقة غير متصلة لنموذج سلسلة عشوائية، وإذا كان ψ_t عبارة عن تغير ثابت لجميع المقادير على امتداد الزمن t ، فإن النموذج GARCH(p,q) يُعطى بالشكل التالي[2] :

$$\varepsilon_t|\psi_{t-1} \sim N(0,h_t)$$

$$\varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t} \quad , \quad h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^{p}\beta_i h_{t-i} \;\ldots\ldots\; (8-3)$$

حيث أن المقدار ε_t يتبع الشكل GARCH(p,q) إذا كان ما يلي :

$$\varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t}$$

و أن z_t عبارة عن تشويش أبيض ضعيف، و يكون $\alpha_0 > 0$ ، و $\alpha_i \geq 0$ ، حيث : $i = 1,\ldots,q$

وكذلك : $\beta_i \geq 0$ ، حيث : $i = 1,\ldots,p$ ، كمأن $\sum_{i=1}^{\max(p,q)}(\alpha_i + \beta_i) < 1$ ، كما نشير هنا إلى أن $\alpha_i = 0$ في حالة $i > q$ ، $\beta_i = 0$ في حالة $i > p$ ، كما نلاحظ أنه وفي حالة $p = 0$ ، فإن النموذج GARCH(p,q) يتحول إلى النموذج الأول ARCH(q) .

إن نموذج ARCH(q) ، والذي تناولنا ه في السابق يقوم بنمذجة التباين المشروط بشكل خاص على شكل دالة خطية للبواقي المربعة متباطئة بفجوات زمنية محددة فقط مرفوعة للدرجة الثانية، أما نموذج GARCH(p,q) الذي أمامنا فإنه يدخل في الحسبان الفترات السابقة للتباين كذلك بالإضافة إلى البواقي المتباطئة بفجوات زمنية مرفوعة للدرجة الثانية

[1] هي اختصار لـ: Generalized Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity

[2] من المرجع[M.V.ASOKAN-01]، ص10 .

2-1-2- خصائص النموذج GARCH(p,q) :

إن هذا النموذج يتمتع بالخصائص التالية كما يلي :

أولاً : من أجل فهم خواص النموذج **GARCH** ، من المفيد استعمال الصيغة المبتكرة التالية [1] :

$\eta_t = \varepsilon_t^2 - h_t$ ، ومن ثم يكون : $h_t = \varepsilon_t^2 - \eta_t$.

وباستعمال الصيغة المتباطئة بفجوة زمنية : $h_{t-1} = \varepsilon_{t-1}^2 - \eta_{t-1}$ ، حيث أن $i = 0,\dots,p$ ، ومنه يُمكننا صياغة المعادلة **(3-8)** السابقة كما يلي :

$$(9-3)\quad h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{\max(p,q)} (\alpha_i + \beta_i)\,\varepsilon_{t-i}^2 + \eta_t + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \eta_{t-i} \dots\dots$$

حيث يمكننا بسهولة اختبار أن $\{\eta_t\}$ عبارة عن سلسلة ذات وسط معدوم : $E(\eta_t) = 0$ ، وتباين مشترك مساو للصفر كذلك $Cov(\eta_t, \eta_{t-i}) = 0$ ، من أجل $i \geq 1$.

يجب الإشارة إلى أنه وبصفة عامة، فإن $\{\eta_t\}$ لا تكون سلسلة من المتغيرات التي تكون مستقلة ولها توزيعات متطابقة، أي ليست **(<u>I</u>ndependent <u>I</u>dentically <u>D</u>istributed)** .

كما نلحظ أن المعادلة الأخيرة **(3-9)** عبارة عن نموذج **ARMA** للسلسلة المرفوعة للدرجة الثانية ε_t^2 .

وهكذا فإن النموذج **GARCH(p,q)** يمكننا تطبيقه في صورة نموذج **ARMA** للسلسلة ε_t^2 المرفوعة للدرجة الثانية، وباستعمال المتوسط الغير مشروط لنموذج **ARMA** ، فيكون لدينا الآتي :

$$E(\varepsilon_t^2) = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^{\max(p,q)} (\alpha_i + \beta_i)}$$

باشتراط أن مقام العلاقة السابقة موجباً .

ثانيا : كذلك إذا كان لدينا $1 - 2\alpha_1^2 - (\alpha_1 + \beta_1)^2 > 0$ ، فإن :

$$\frac{E(\varepsilon_t^4)}{[E(\varepsilon_t^2)]^2} = \frac{3[1 - (\alpha_1 + \beta_1)^2]}{1 - (\alpha_1 + \beta_1)^2 - 2\alpha_1^2} > 3$$

---

[1] أنظر المرجع **[R.S.TSAY-02]**، ص **93** .

2-1-3- شروط استقرارية النموذج GARCH(p,q) :

إن النموذج GARCH(p,q) المعرّف في العلاقة (3-9) يكون مستقرّا إذا تحقق ما يلي[1] :

- $E(\varepsilon_t)=0$ ،
- $V(\varepsilon_t)=\alpha_0\left(1-\sum_{i=1}^{q}\alpha_i-\sum_{i=1}^{p}\beta_i\right)^{-1}$ ،
- $Cov(y_t,y_s)=0$ من أجل $t\neq s$ ، إذا وفقط إذا كان:

$$\sum_{i=1}^{q}\alpha_i+\sum_{i=1}^{p}\beta_i<1 .$$

2-2- النموذج GARCH(1,1) :

كما فعلنا في النماذج السابقة سوف نبدأ بتعريف النموذج، ثم نذكر شرط استقراريته .

2-2-1- شكل النموذج GARCH(1,1):

إن هذا النموذج يُعطي بالشكل التالي :

$$\varepsilon_t=z_t\sqrt{h_t} \text{ ، } \varepsilon_t|\psi_{t-1}\sim N(0,h_t)$$

حيث : $h_t=\alpha_0+\alpha_1\varepsilon_{t-1}^2+\beta_1 h_{t-1}$.

وكذلك الشروط التالية المتعلقة بالمعلمات : $\alpha_0>0\,,\alpha_1>0\,,\beta_1>0$.

كما يمكن تقديمه على النحو التالي :

$$\varepsilon_t^2=\alpha_0+(\alpha_1+\beta_1)\varepsilon_{t-1}^2+\mu_t-\beta_1\mu_{t-1}$$

أين تكون : $\mu_t=\varepsilon_t^2-V(\varepsilon_t|\varepsilon_{t-1})=\varepsilon_t^2-h_t$ ، هو عبارة نموذج جديد لـ ε_t^2 . والتباين الغير مشروط بمعلومية المشاهدات التاريخية لنفس المتغير للنموذج ε_t المعرّف والثابت في الزمن $V(\varepsilon_t)=E(\varepsilon_t^2)$ ، وانطلاقاً من النموذج ARMA ، فإن متوسط النموذج معرّف على الشكل التالي[2] :

$$V(\varepsilon_t)=E(\varepsilon_t^2)=\alpha_0\Phi(1)^{-1}=\frac{\alpha_0}{1-\alpha_1-\beta_1}$$

أين $\Phi(L)=1-(\alpha_1+\beta_1)L$ تعني كثير الحدود الإنحدار الذاتي للنموذج ARMA (1,1) في ε_t^2 .

---

(1) من المرجع [M.V.ASOKAN-01]، ص 10 .

(2) أنظر المرجع [R.S.TSAY-02]، ص93.

2-2-2- شروط استقرارية النموذج GARCH(1,1) :

إنطلاقاً من شروط استقرارية النموذج GARCH(p,q) ، فإن النموذج GARCH(1,1) يكون مستقرًا إذا وفقط إذا تحققت شروط الإستقرارية من الدرجة الثانية كما يلي :

$$\alpha_1 + \beta_1 < 1 .$$

2-3- إختبار توزيع النموذج GARCH(p,q) :

إن الإختبار يعتمد على مبدأ مضاعف لاغرانج (Lagarnge Multiplier) ، وباعتبار أن الفرض العدمي H_0 لبواقي النموذج ARCH(q) في مقابل الفرض البديل H_1 أن البواقي معينة من طرف النموذج GARCH(p,q) .

إن الإختبار الإحصائي يكون مساوياً لـ NR^2 ، أين يكون R^2 معامل التحديد للإنحدار المساعد، و N عبارة عن عدد المعطيات للسلسلة الأصلية . إن الفرض العدمي يُرفض في حالة تجاوز قيمة الإختبار للقيم الحرجة لتوزيع كاي تربيع (χ^2) ، حيث p تمثل درجات الحرية .

2-4- التوقع باستعمال النموذج GARCH(p,q) :

بالنسبة للنماذج من GARCH(p,q) ، فإن طريقة التوقع الخاصة بهذه النماذج تشبه إلى حد كبير تلك المطبقة في النماذج ARMA(p,q) [1] .

باعتبار النموذج GARCH(1,1) ،وبافتراض أن أساس التوقع (Origin Forcasts) هي m ، وبالنسبة للفترة الأولى من التوقع تكون كالتالي[2] :

$$h_{m+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_m^2 + \beta_1 h_m$$

أين h_m معروفة في المؤشر الزمني m ، وبناءًا على ذلك، فإن الفترة أو المرحلة الأولى تكون كالتالي :

$$h_m(1) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_m^2 + \beta_1 h_m$$

من أجل المراحل المتعددة، سوف نستعمل $\varepsilon_t^2 = z_t^2 h_t$ ، وسوف نعيد كتابة معادلة النموذج GARCH(p,q) كما يلي :

$$h_{t+1} = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1) h_t + \alpha_1 h_t (z_t^2 - 1)$$

حيث أن : $t = m + 1$ ، فإن صيغة العلاقة تصبح كما يلي :

$$h_{m+2} = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1) h_{m+1} + \alpha_1 h_{m+1} (z_{m+1}^2 - 1)$$

---

[1] أنظر الفصل الثاني من هذه المذكرة .

[2] من المرجع [R.S.TSAY-02] ، ص ص 94-95 .

بمأن : $E(z_{m+1}^2 - 1|z_m) = 0$ ، فإن المرحلة الثانية من التوقع حيث أساس التوقع هو m يكون كما يلي :

$$h_m(2) = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1)h_m(1)$$

وبصفة عامة يكون لدينا ما يلي :

$$h_m(\ell) = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1)h_m(\ell - 1) \qquad , \ell > 1 \ldots\ldots \text{(10-3)}$$

هذه النتيجة هي بكل دقة نفسها في النموذج من الشكل ARMA(1,1) مع كثير الحدود $1-(\alpha_1 + \beta_1)B$

بالتعويض في المعادلة (10-3)، بأخذ المرحلة ℓ ، فإن علاقة التوقع يمكن كتابتها في الشكل التالي :

$$h_m(\ell) = \frac{\alpha_0[1-(\alpha_1+\beta_1)^{\ell-1}]}{1-\alpha_1-\beta_1} + (\alpha_1+\beta_1)^{\ell-1}h_m(1)$$

إذن :

$$\ell \to \infty \text{ : حيث ،} \; h_m(\ell) \to \frac{\alpha_0}{1-\alpha_1-\beta_1}$$

بشرط أن تكون $\alpha_1 + \beta_1 < 1$. وكنتيجة فإن المراحل المتعددة بالنسبة للتوقع بواسطة نماذج ARCH(1,1) يُقارب التباين اللامشروط بمعلومية المشاهدات التاريخية لنفس المتغير لـ ε_t أثناء التوقع بالأفق الذي ينتهي إلى مالا نهاية بشرط أن يكون تباين البواقي $Var(\varepsilon_t)$ موجودًا .

ملخص الفصل الثالث

على الرّغم من انتشار استعمال نماذج ARMA و النماذج الموسعة ARIMA-SARIMA في مجال التوقع باستعمال السلاسل الزمنية، إلا أن لها قصورًا يتمثل في أنها مبنية على أساس افتراض تباث التباين، إلا أنه وفي الواقع فإن الكثير من السلاسل الزمنية القياسية تتميز بعدم تباث التباين المشروط، الأمر الذي دفع بالإقتصادي الأمريكي (R.F.ENGLE) في سنة **1982** إلى اقتراح نموذج ARCH، و الذي يأخذ في الإعتبار عدم تباث التباين، كما قام (T.BOLLERSLEV) في سنة **1986**، باقتراح الشكل المعمّم لهذا النموذج وهو نموذج GARCH نظراً للنقائص الموجودة في النموذجARCH، وهذا ما تعرضنا له في هذا الفصل مبتدئين بالتعريف بعدم تباث التباين المعروف بـ(Heteroscedasticity)، والإختبارات من أجل كشفه، ثم إلى نموذج ARCH وشكله وخصائصه، ثم بناء هذه النماذج وذلك اعتماداً على المنهجية العادية لأي نموذج قياسي عادي من تعريف شكل النموذج، تقدير معلمات النموذج، فاختبار ملاءمة النموذج، ثم التوقع باستعمال النموذج المختار، وفي الأخير استعرضنا مآخذ النموذج تمهيداً للمرور إلى النموذج المعمّم GARCH الذي لديه نفس منهجية نموذج ARCH، حيث يُنمدج التباين على شكل مركبة خطية للبواقي مرفوعة للدرجة الثانية متباطئة بفجوات زمنية، بالإضافة إلى التباين المشروط متباطئ هو الآخر بفجوات زمنية .

حيث أن استعمال نماذج ARCH تم في العديد من الدراسات نذكر منها : الدراسة التي قام بها كل من [Engle , Hendry , Trumbull (1985)] حول هيكلة معدلات الفائدة،تغيرات مداخيل البورصة [Engle , Lilien , Robins (1987)]،تغيرات أسعار الصرف من طرف كلا من: [Bollerslev , Ghysles (1996)] [1] .

وفي الأخير نشير إلى أن ما تطرقنا إليه في هذا الفصل هي نماذج بوكس– جنكنز الخطية ذات المتغير الواحد (Linear Univariate Time Series Models)،ونشير إلى أنه توجد هناك نماذج متعددة التغيرات (Multivariate Models)[2]، والتي لها تطبيقات ذات أهمية كبيرة في الجانب المالي، فهي تلعب دوراً كبيراً في اختيار محفظة الأوراق المالية وفي حصة الأصول المالية، كما تستعمل كذلك من أجل حساب القيم المعرضة للمخاطر (VAR) <u>V</u>alue <u>A</u>t <u>R</u>isque للأصول المالية المتعددة .

---

(1) أنظر المرجع [W.GREENE-05]، ص 231 .

(2) من أجل التعرف على هاته النماذج، أنظر المرجع [R.S.TSAY-02] إبتداءاً من الصفحة 357 .

الفصل الثاني : طريقة بوكس- جنكنز لتحليل السلسلة الزمنية العشوائية

- المبحث الأول : مفاهيم عن السلاسل الزمنية
- المبحث الثاني : النماذج الخطية للسلاسل الزمنية
- المبحث الثالث : منهجية بوكس-جنكينز في تحليل السلاسل الزمنية الخطية
- المبحث الرابع : التوقع وقياس دقته

تمهيد :

هناك العديد من الأبحاث التي اهتمت بدراسة السلاسل الزمنية قبل قيام العالمان الأمريكيان جورج بوكس « George Box»، وجويلم جنكنز « Gwilym Jenkins» في سنة 1970 بابتكار طريقة لتحليل السلاسل الزمنية والمعروفة باسمهما ، وذلك في الكتاب اللذان أصدراه ، والذي يحمل عنوان :
« Time Series Analysis Forecasting and Control» ، حيث أصبحت هذه النماذج بفضلهما بعد ذلك أكثر انتشاراً [1]، وكذلك إمكانية استخدامها لمعالجة السلاسل الزمنية ذات المركبة الموسميّة والمعرّفة بنماذج SARIMA[2]، حيث أن لهاته النماذج العديد من الإستخدامات ، منها التوقع بالمبيعات مستخدمين في ذلك بيانات الماضي عن هاته المبيعات دون الحاجة إلى البحث عن سلاسل زمنية أخرى مثل دخول المستهلكين ، الأسعار ،...إلخ ، وهذا عبر المرور بالمراحل الأربعة، ابتداءًا بتعريف النموذج، ثم مرحلة تقدير معلماته، فتشخيص النموذج والتأكّد من ملاءمته، وذلك بالإستعانة بمجموعة من الإختبارات الإحصائية المختلفة، وأخيراً تأتي مرحلة التوقع باستعمال النموذج المناسب .
ولكن سوف نبدأ أولاً بالتعرف على المفاهيم الأولية عن السلاسل الزمنية .

المبحث الأول : مفاهيم عن السلاسل الزمنية

قُبيل التطرق إلى طريقة تحليل السلاسل الزمنية لبوكس- جنكنز، لا بد لنا أن نُعرِّج على بعض المفاهيم الأساسية، والتي سوف تساعدنا فيما بعد للتعرف على هذا الأسلوب ،حيث سوف نتطرّق أولاً إلى مفهوم السياق أو النموذج العرضي، الإستقرارية، اختبارات السكون أو الإستقرارية ، دالتي الإرتباط الذاتي الكلية (ACF) و الجزئية (PACF) ،وكذلك منحنى دالة الإرتباط الذاتي أو مايسمى بـ :(Correlogram)،الدالتين(ACF) و (PACF)لكل من سلسلة التشويش الأبيض، والعينة على التوالي .

1 – السياق العرضي (Stochastic Process) :

إن السياق العرضي يُعرّف رياضيّا بأنه عبارة مجموعة من المتغيرات العشوائية مرتبة عبر الزمن ، الذي يمكن أن تكون مستمر أو منقطع ، فنرمز للمتغير العشوائي في الزمن t بالرمز $X(t)$ إذا كان الزمن مستمرًّا $(-\infty < t < +\infty)$ ، وبالرمز X_t إذا كان الزمن متقطع أي $(t = 0, \pm 1, \pm 2, \ldots)$ [3]، وكمثال نذكر السلسلة الزمنية التالية ولتكن ؛ $\{e_t : t \in (0, \pm 1, \pm 2, \ldots)\}$ ذات المتوسط المساوي للصفر، والتباين ذي القيمة المنتهية $\sigma^2 > 0$.

---

[1] من المرجع [و.فاندل-92]، ص19.

[2] هي اختصار لـ : <u>S</u>easonal <u>A</u>uto <u>R</u>egressive <u>I</u>ntegrated <u>M</u>oving <u>A</u>verage

[3] من المرجع [C.CHATFIELD-96] ،ص 8 .

فنقول أن هذه السلسلة عبارة تتابع غير مترابط $(0 , \sigma^2)$ للمتغيّرات العشوائية [1] .

حيث ولنفرض أن (e_t) تتبع التوزيع الطبيعي وفق المجال $(-\infty,+\infty)$ ، وتكون دالة التباين لـ (e_t) معطاة كما يلي :

$$\gamma_e(h) = \begin{cases} \sigma^2 & ,h = 0 \\ 0 & ,otherwise \end{cases}$$

و بسبب أهمية هذه السلسلة الزمنية، فإننا نرجئ الرمز (e_t) تسلسل البواقي العشوائية الغير مترابطة بمتوسط معدوم وتباين موجب ومنتهي[2] .

2- الإستقرارية (Stationarity):

يُقال عن سلسلة زمنية معينة ولتكن y_t ، حيث : $\{y_t, t \in z\}$ بواسطة مؤشر الزمن $z = \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ أنها مستقرة إذا تحقق ما يلي[3] :

$$(i)\ \ E|y_t|^2 < \infty \quad , \quad for\ all\ t \in z$$
$$(ii)\ \ Ey_t = m \quad , \quad for\ all\ t \in z$$
$$(iii)\ \ \gamma_t(r,s) = \gamma_k(r+t, s+t) \qquad for\ all\ r,s,t \in z$$
$$[\gamma_k(r,s) = Cov(y_t, y_s) = E(y_r - Ey_r)(y_s - Ey_s)] \quad ,r,s \in T$$

حيث أن $Cov\ k$ يُشير إلى التغاير عند الفجوة (k) بين قيمتين من قيم y تفصل بينهما فجوة زمنية طولها (k) ، فإذا كانت $k = 0$ ، فإن :

$$Cov\,0 = \gamma_0 = \frac{\sum_{t=k}^{N}(y_t - \bar{y})(y_t - \bar{y})}{N} = \frac{\sum_{t=k}^{N}(y_t - \bar{y})^2}{N}$$

وإذا كان $k = 1$ ، فإن $Cov\,1$ يُشير إلى التغاير بين القيم المتتالية لنفس المتغير ، والتي تفصل بينهما فجوة زمنية واحدة ، أي بين y_t و y_{t+1} ، وفيما يلي نُدرج شروط استقرارية سلسلة زمنية تدعى الإستقرارية من الدرجة الثانية **(Stationarity in Second Order)**[4].

- $E[y_t]$ مستقل في الزمن .
- $var[y_t]$ عبارة عن قيمة ثابتة ، موجب و مستقل في الزمن .
- $Cov[y_t, y_s]$ عبارة عن دالة منتهية في $[t-s]$ ، لكن ليس t وكذلك ليس في s .

[1] في أحيان أخرى يقال عن هذه السلسلة أنها سلسلة زمنية تمثّل تشويشاً أبيضاً (**White Noise Series**) .

[2] أنظر المرجع **[W.A.FULLER-96]**، ص**5** .

[3] من المرجع **[P.J.BROKWELL-91]**، ص**12**.

[4] من المرجع **[W. GREENE-05]**، ص**595**.

2–1–اختبارات السكون (Tests of Stationarity):

يوجد هناك العديد من المعايير المستخدمة في اختبار صيغة السكون في السلسلة الزمنية، ومنها ما يلي :

2–1–1–دالة الإرتباط الذاتي(ACF):

تتمثل هذه الدالة عند الفجوة الزمنية k كما يلي[1] :

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

حيث أن : γ_k يُمثّل التغاير عند الفجوة الزمنية k .

أما γ_0 فيُمثّل التباين، وبرصد γ_k ، k في شكل الإنتشار عند الفجوات الزمنية المختلفة فنتحصل على شكل ارتباط العيّنة أو ما يسمى بـ(Sample Correlogram) وتتراوح قيمة معامل الإرتباط الذاتي γ_k كأي معامل ارتباط ذاتي بين-1و+1 ، ويتطلب استقرار السلسلة الزمنية هنا أن يكون $\hat{\gamma}_k$ مساوياً للصفر أو لا يختلف عنه بالنسبة لأي فجوة زمنية $k > 0$.

وفي حالة تمتع بيانات السلسلة الزمنية بالإستقرار، فإن معاملات الإرتباط الذاتي للعيّنة غالباً ما يكون لها توزيع طبيعي وسطه الحسابي صفراً وتباينه $(\frac{1}{N})$ ، حيث أن N حجم العينة، ومن ثمَّ فإن حدود فترة الثقة عند مستوى معنوية 5% لعينة كبيرة الحجم تكون هي : $\pm 1.96\sqrt{\frac{1}{N}}$ ، ومن ثمَّ فإذا كان $\hat{\gamma}_k$ يقع داخل هذه الحدود ، فإننا نقبل فرض العدم القائل بأن هذا المعامل يساوي الصفر، وإذا كان يقع خارج هذه الحدود فإننا نرفض فرض العدم ويكون $\hat{\gamma}_k$ مختلفا جوهريا عن الصفر، وعادة ما يتم حساب معاملات الإرتباط الذاتي بحيث تساوي ربع $(\frac{1}{4})$ حجم العينة[2].

2–1–2–اختبار جذر الوحدة للإستقرار(The Unit Root test of Stationarity):

من أجل عرض هذا الإختبار،نبدأ بنموذج الإنحدار الذاتي من الرتبة الأولى والذي يسمى بـ :

First Order AutoRegressive Model (AR(1)) ، والذي تكون صيغته على الشكل التالي :

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \cdots\cdots (1\text{-}2)$$

حيث يُشير الحد ε_t إلى الخطأ العشوائي والذي يفترض فيه ما يلي :

أ– وسطه الحسابي معدوم ،

ب– تباينه ثابت ،

جـ– قيمه غير مترابطة وعندئذ يسمى بحدّ الخطأ العشوائي (**White Noise Error Term**)، ويلاحظ أن معامل AR(1) في العلاقة (2–1) يساوي واحد، وإذا كان هذا هو الأمر في الواقع، فإن هذا يؤدي إلى وجود مشكلة جذر الوحدة الذي يعني عدم استقرار بيانات السلسلة، حيث يوجد هناك اتجاه في البيانات .

ولذا إذا قمنا بتقدير السلسلة التالية :

---

[1] من المرجع [ع.ق.عطية–02]،ص 618.

[2] أنظر خصائص الدالة ACF .

$y_t = \rho . y_{t-1} + \varepsilon_t \ldots\ldots (2\text{-}2)$ ، حيث أن : $\varepsilon_t \sim (0,\sigma_\varepsilon^2)$.

وحسب الوسيط أو القيمة ρ ، هناك 3 حالات ممكنة وهي كما يلي :

- إذا كان : $|\rho| < 1$ فإن السلسلة مستقرّة ، أي أن المشاهدات الحالية لها أثر أكبر من المشاهدات الماضية على y_t ،
- إذا كان : $\rho = 1$ فإن السلسلة غير مستقرّة ، أي أن المشاهدات الحالية والماضية لهما نفس التأثير على y_t ، في هذه الحالة يجب تحديد درجة التكامل للسلسلة ،
- إذا كان : $|\rho| > 1$: فإن السلسلة y_t غير مستقرة، تباينها يزداد بصفة هندسية مع t ، أي أن المشاهدات الماضية لها ترجيح أكبر مقارنة مع الشاهدات الحاليّة [1].

وتُعرف السلسلة التي يوجد بها جدر يساوي الواحد بسلسلة السير العشوائي **(Rondom Walk Time Series)** وهي أحد الأمثلة للسلاسل الزمنية الغير ساكنة .

ويمكن صياغة المعادلة (2-2) في الصيغة التالية :

$$\Delta y_t = (\rho - 1). y_{t-1} + \varepsilon_t \ldots\ldots (3\text{-}2)$$

$$\Delta y_t = \lambda . y_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث أن : $\lambda = \rho - 1$ ، ولقد تم الحصول على الصيغة (2-3) بطرح y_{t-1} من طرفي المعادلة (2-2) للحصول على الفروق الأولى للمتغيّر y_t ، حيث أن : $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$.

والآن أصبح فرض العدم $H_0 : \lambda = 0$ ، في مواجهة الفرض البديل $H_1 : \lambda \neq 0$

ويُلاحظ أنه إذا تبث في الواقع أن $\lambda = 0$ ، فإن :

$$\Delta . y_t = \varepsilon_t$$

وعندئذ، يُقال أن سلسلة الفروق الأولى من سلسلة السير العشوائي ساكنة أو مستقرّة [2] .

ولاختبار مدى استقرار أو سكون السلسلة نتبع الخطوات التالية :

1 – نقوم بحساب ما يسمى بـ $\tau(tau)$ [3]، وهذا بعد تقدير العلاقة (2-2)، حيث أن τ تساوي $\hat{\rho}$ مقسومة على الخطأ المعياري لها .

فإذا كانت τ_{CAL} (المحسوبة) > τ_{TAB} (الجدولية)، فإننا نرفض فرض العدم $\rho = 1$ ونقبل الفرض البديل $\rho \neq 1$ ، وبالتالي تكون السلسلة الزمنية المعنية مستقرة أو ساكنة .

---

(1) أنظر المرجع [G.BRESSON-95]،ص 419 .

(2) أي أن السلسلة تكون متكاملة من الرتبة الأولى **intgrated of order one** أي I(1) ، أما إذا كانت السلسلة مستقرّة من الرتبة الثانية **intgrated of order two** ، فإن السلسلة الأصليّة تكون مستقرّة من الدرجة الثانية أي I(2) ، وإذا كانت السلسلة الأصليّة مستقرّة أو ساكنة يُقال أنها متكاملة من الرتبة صفر أي I(0) .

(3) لا نستطيع مقارنة τ(tau) بقيّم t الجدولية حتى في العيّنات الكبيرة لأنها لا تتبع هذا التوزيع ، وإنما نبحث عن τ(tau) الجدولية في جداول مُعدة خصيصاً بواسطة **Dicky &Fuller** ولهذا يُعرف هذا الإختبار باختبار **Dicky &Fuller (DF – test)** .

أما إذا كانت τ_{CAL} (المحسوبة) > τ_{TAB} (الجدولية)، فإننا نقبل فرض العدم $\rho = 1$ ، وتكون السلسلة الزمنية المعنية غير مستقرة أو غير ساكنة .

ولقد جرت العادة على إجراء هذا الإختبار باستخدام عدد من صيغ الإنحدار تتمثل في الآتي[1] :

$$\Delta y_t = \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (4-2)$$

$$\Delta y_t = A_1 + \lambda\, y_{t-1} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (5-2)$$

$$\Delta y_t = A_1 + A_2 T + \lambda\, y_{t-1} + \varepsilon_t \ldots\ldots (6-2)$$

مع مراعاة أنه تم إدخال الحد الثابت A_1 في الصيغة (5-2)، وإدخال حد الإتجاه العام (*Trend*) يتمثل في الزمن (T) في الصيغة الأخيرة (6-2)، وفي كل هاته الصيغ فإن فرض العدم هو $\lambda = 0$ في مواجهة الفرض البديل $\lambda \neq 0$ ، وفي حالة وجود مشكلة الإرتباط الذاتي بالحد العشوائي ε_t [2]، فإن الصيغة الملائمة للإستخدام لإجراء هذا الإختبار تصبح كما يلي:

$$\Delta y_t = A_1 + A_2 T + \lambda y_{t-1} + \varphi_m \sum_{m=1}^{k} \Delta \varepsilon_{t-m} + \varepsilon_t \ldots\ldots \ (7-2)$$

ونستخدم في الصيغة (7-2) الأخيرة الفروق ذات الفجوة الزمنية $\Delta \varepsilon_{t-m}$ ، حيث أن :

$$\Delta y_{t-1} = y_{t-1} - y_{t-2},\ \Delta y_{t-2} = y_{t-2} - y_{t-3}, \ldots$$

ويتم إدراج عدد من الفروق ذات الفجوة الزمنية بالصيغة (7-2) حتى تختفي مشكلة الإرتباط الذاتي بين البواقي،حيث أنه ودائما يكون فرض العدم هو $\lambda = 0$ ،في مواجهة الفرض البديل $\lambda \neq 0$ ، وفي حالة تطبيق الإختبار على الصيغة الأخيرة (7-2)، فإن الإختبار يسمى باختبار **Augmented Dicky - Fuller (ADF) Test** .

3– سلسلة التشويش الأبيض"الضّجة البيضاء" (White Noise Series):

إن سلسلة الضّجة البيضاء أو عمليّة الضّجة البيضاء هي عبارة عن متتابعة من المشاهدات غير المترابطة (وأحياناً نفترض أنها متتابعة من المتغيّرات العشوائيّة التي تكون مستقلّة ولها توزيعات متطابقة **(IID: Independent, Identically Distributed)** ، بمتوسّط صفري وتباين (σ^2)ثابت، أي :

$$1)\ E(\varepsilon_t) = 0, \forall t$$

$$2)\ Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = \begin{cases} \sigma^2 & , \forall t, \forall s, t = s \\ 0 & , \forall t, \forall s, t \neq s \end{cases}$$

ويُرمز لها بالرمز $\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$.

---

[1] من المرجع [ع.ق.عطية–02]،ص 623.

[2] يتم الكشف عن وجود الإرتباط الذاتي بين البواقي بواسطة إحصائية داربن– واتسون(DW-STAT)، ففي حالة كون قيمتها بعيدة بشكل كبير عن القيمة 2 فإن هذا يدل على وجود مشكلة ارتباط ذاتي بين البواقي .

4- مميزات السلاسل الزمنية الإقتصادية :

4-1 - دالة الإرتباط الذاتي (ACF) [1] : توضح هذه الدالة الإرتباط الموجود بين المشاهدات في فترات مختلفة، وهي ذات أهمية بالغة في إبراز بعض الخصائص الهامة للسلاسل الزمنية، حيث يُعرّف الإرتباط الذاتي من الدرجة h كما يلي[2]:

$$\rho_h = \frac{Cov(y_t, y_{t-h})}{\sqrt{Var(y_t)\,Var(y_{t-h})}}$$

$$\rho_h = \frac{E(y_t - \mu_y)(y_{t-h} - \mu_y)}{\sqrt{E(y_t - \mu_y)(y_{t-h} - \mu_y)^2}}$$

$$= \frac{\gamma_h}{\sqrt{\sigma_y^2 . \sigma_y^2}} = \frac{\gamma_h}{\sigma_y^2}$$

إذن:

$$= \frac{\gamma_h}{\gamma_0}$$

ومقدّرات هذه التباينات و التباينات المشتركة، ثم معاملات الإرتباط الذاتي الخاصة بالعينة تكون:

$$\hat{\rho}_h = \frac{\hat{\gamma}_h}{\gamma_0} = r_h$$

حيث أن : $\gamma_h = T^{-1}\sum_{t=h+1}^{T}(y_t - \bar{y})(y_{t-h} - \bar{y})$ ، وهو مقدر لدالة التباين الذاتي **(Auto Covariance)** .

في حالة كون السلسلة الزمنية مستقرة ، فإن دالة الإرتباط الذاتي تتضاءل بصفة أسية نحو الصفر . إذن من الملاحظ أن دالة الإرتباط الذاتي يقيس درجة الإرتباط بين متغيرات السلسلة الزمنية $\{y_t, \forall t \in Z\}$ ، وبين السلسلة الأصلية $\{y_{t-h}, \forall t \in Z\}$ المنحازة بدرجة h.

4-1-1- خصائص الإرتباط الذاتي :

- الإرتباط الذاتي متناظر حول الصفر، أي أن : $\rho_h = \rho_{-h}$ ،
- الإرتباط الذاتي محصور بين القيمتين 1+ و 1- ، أي أن : $-1 \leq \rho_h \leq +1$ ،
- عندما تكون $h = 0$ ، فإن $\rho_h = 1$ ، وبالتالي نقول أن ارتباط السلسلة تام ،
- نختار درجة التأخير ،حسب عدد المشاهدات المتاحة والمحددة بالعلاقة التالية : $(h = \frac{T}{4})$.

[1] هي اختصار لـ : Auto Correlation Function

[2] من المرجع [م.حشمان-02] ، ص121.

4-2- دالة الإرتباط الذاتي الجزئية (PACF) [1]:

تعطي مقدار الترابط بين y_t و y_{t-k} بعد إزالة الترابط الناتج بين المتغيرات $y_{t-1}, y_{t-2}, \ldots, y_{t-k+1}$ الواقعة بينهما ، ويُرمز لها عند التخلف k بالرمز ϕ_{kk}، وأحد طرق حسابها تقوم على حساب معامل الإنحدار الجزئي ϕ_{kk} في التمثيل:

$$y_t = \phi_{k1} y_{t-1} + \phi_{k2} y_{t-2} + \ldots + \phi_{kk} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad [2]$$

وبشكل عام فهذه الدالة تُعرَّف كما يلي :

$$\phi_{kk} = \begin{cases} 1 & , \quad k = 0 \\ \rho_1 & , \quad k = 1 \\ \dfrac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \cdots & \rho_{k-2} & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \cdots & \rho_{k-3} & \rho_2 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \cdots & \rho_1 & \rho_k \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \cdots & \rho_{k-2} & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \cdots & \rho_{k-3} & \rho_2 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \cdots & \rho_1 & \rho_k \end{vmatrix}} & , \quad k = 2,3,.. \end{cases}$$

حيث يُرمز $|\ |$ إلى محدّد المصفوفة .

إلا أن التعريف الأخير يتميّز بصعوبة الإستخدام عند قيم k الكبيرة ، ولهذا فإن هناك تعريفاً آخر لحساب (PACF) تكرارياًّ ،حيث تُحسب ϕ_{kk} تكراريا من العلاقات التالية :

$$\phi_{00} = 1 \quad , by\ definition$$

$$\phi_{11} = \rho_1$$

$$\phi_{kk} = \frac{\rho_k - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j}\, \rho_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j}\, \rho_j} \quad , \quad k = 2,3,\ldots$$

حيث : $\phi_{kj} = \phi_{k-j,j} - \phi_{kk}\phi_{k-1,k-1}, \quad j = 1,2,\ldots,k-1$

ومن أجل حساب ϕ_{11} : $y_t = \phi_{11} y_{t-1} + \varepsilon_t$

وبضرب في المعادلة بـ y_{t-1} ، وبأخذ التوقع نجد أن : $E(y_{t-1}y_t) = \phi_{11} E(y_{t-1}y_{t-1}) + E(y_{t-1}\varepsilon_t)$

أي أن : $\gamma_1 = \phi_{11}\gamma_0$ ، حيث أن : $E(y_{t-1}\varepsilon_t) = 0$ ، وبالقسمة على γ_0 نجد أن : $\phi_{11} = \rho_1$

---

[1] هي اختصار لـ: Partial Auto Correlation Function

[2] من المرجع [ع.بري-02]،ص16.

4-3- منحنى دالة الإرتباط الذاتي (Correlogram) :

هذا المنحنى هو تمثيل بياني لدالة الإرتباط الذاتي (ACF) ،ولدالة الإرتباط الذاتي الجزئية (PACF) ، هذا التمثيل البياني يسمح لنا بمعرفة :

- الكشف عن وجود المركبة الموسمية ،
- اختبار استقرار السلسلة الزمنيّة،والذي يتجلى في أن معاملات دالة الإرتباط الذاتي تتلاشى بسرعة، أي قبل الدرجة h والتي تعادل $\left(\frac{T}{4}\right)$ كما هو متفق عليه ،
- الكشف عن وجود ارتباط المتغيرات الداخلية ،
- تحديد وسائط النموذج $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$ [1] ،

ولتسهيل تحليل المنحنى البياني للدالة (ACF) نضع مجال ثقة للقيم المقرّرة، وذلك بالإعتماد على تباين $\hat{\rho}_h$ ،و المحدَّد بالعلاقة التالية :

$$Var\,[\hat{\rho}(k)] \approx \frac{1}{N}\left[1+2\sum_{i=1}^{k}\hat{\rho}^2(i)\right]$$

وباعتبار أن $\rho(k)$ تتبع في توزيعها القانون الطبيعي، فإن مجال الثقة لـ $\rho(k)$ بدرجة ثقة $(\alpha = \%95)$ محدّد بـ :

$$\pm 1,96\sqrt{Var\hat{\rho}(k)}$$

وبالتالي يمكن إختبار عشوائية السلسلة الزمنية $[E(y_t)=0]$ ، وذلك بوجود كل قيم $\rho(k)$ بداخل هذا المجال ، وبالنسبة لدالة الإرتباط الذاتي الجزئية (PACF) أيضا تتبع توزيعا طبيعيا مقدر بـ :

$$Var[\hat{r}(k)] \approx 1/T$$

ويحدد مجال الثقة بـ : $\pm 1,96\sqrt{Var\ \hat{r}(k)}$.

4-4- الدالة (ACF) لعملية الضجة البيضاء :

إن دالة التغاير الذاتي لعمليّة الضجة البيضاء هي من الشكل :

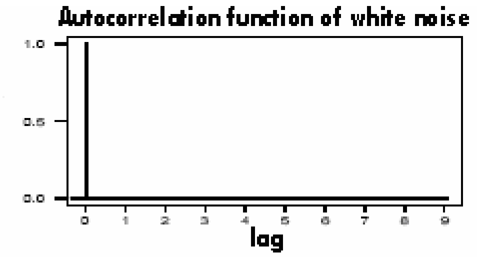
$$\gamma_k = Cov(\varepsilon_t,\varepsilon_{t-k}) = \begin{cases}\sigma^2 & , \ k=0\\ 0 & , \ k\neq 0\end{cases}$$

ومنه نجد الدالة (ACF) كما يلي :

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \begin{cases}1 & , \ k=0\\ 0 & , \ k\neq 0\end{cases}$$

[1] هي اختصار لـ : Seasonal Auto Regressive Integrated Moving Average

ولها الشكل التالي[1]:



الشكل (2-1) : الدالة ACF لعملية التشويش الأبيض

4-5- الدالة (PACF) لعمليّة الضجة البيضاء :

تكون دالة (PACF) لعمليّة الضجة البيضاء كما يلي :

$$\begin{cases} \phi_{00} = 1 & ,by\ definition \\ \phi_{11} = \rho_1 = 0 \end{cases}$$

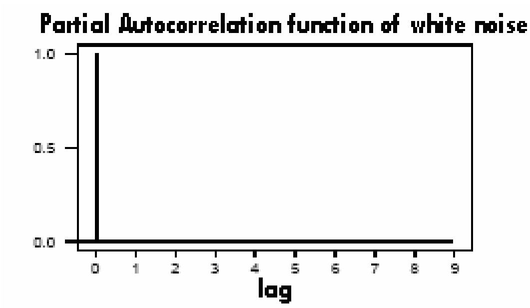
وبالتعويض في تعريف الدالة عن ϕ_{kk} ، فنجد :

$$\phi_{22} = \phi_{33} = \ldots = 0$$

وهكذا :

$$\phi_{kk} = \begin{cases} 1 & ,k = 0 \\ 0 & ,k \neq 0 \end{cases}$$

وتأخذ الشكل التالي[2] :



الشكل (2-2) : الدالة PACF لعملية التشويش الأبيض

---

[1] من المرجع [ع. بري-02] ، ص15.

[2] لاحظ أن كلا من ACF و PACF لعمليّة الضجة البيضاء تساوي الصفر من التخلف الأول ، وهذه خاصيّة جميع المتغيّرات العشوائيّة غير المترابطة أو المستقلة ، ولاختبار عدم الترابط بين قيم مشاهدة متغيّر عشوائي نستخدم ACF لذلك .

4- 6- الدالة (ACF) للعينة :

تُعطى بالعلاقة التالية[1]:

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k}(y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^{n}(y_t - \bar{y})^2} \quad ,k = 0,1,2,\ldots$$

حيث : $\bar{y} = n^{-1}\sum_{t=1}^{n} y_t$

وهي مُقدِّر (**Estimator**) لدالة الترابط الذاتي أي $k = 0,1,2,\ldots$ ، $\hat{\rho}_k = r_k$ ، و بما نها مُقدِّر فهي إذاً تتغير عشوائيا من عينة لأخرى ولهذا فإن لها الخواص العينية التالية :

أ- إذا كانت $k > q$ ، $\rho_k = 0$ ، فإن :

$$V(r_k) \cong \frac{1}{n}\left(1 + 2\sum_{k=1}^{q}\rho_k^2\right) \quad ,k > q$$

وفي الحالة الخاصة عندما $k > 0$ ، $\rho_k = 0$ فإن : $k > 0$ ، $V(r_k) \cong \frac{1}{n}$

ب- لقيم n الكبيرة و $\rho_k = 0$ ، فإن r_k يكون لها تقريباً توزيع طبيعي، وبالتالي نستطيع القيام بالاختبار التالي:

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

وذلك باستخدام الإحصائية:

$$\frac{|r_k|}{n^{-\frac{1}{2}}} = n^{\frac{1}{2}}|r_k|$$

وذلك عند مستوى معنوية $(\alpha = 0.05)$ ، حيث يتم رفض H_0 إذا كانت $n^{\frac{1}{2}}|r_k| > 1.96$.

أ- تحت الفرضية $H_0 : \rho_k = 0 ,\forall k$ ، فإن $Corr(r_k, r_{k-s}) \cong 0 \quad ,s \neq 0$

ب- تُقدَّر التباينات لدالة الترابط الذاتي للعينة كالتالي :

$$\hat{V}(r_k) \cong \frac{1}{n}\left(1 + 2\sum_{k=1}^{q} r_k^2\right) \quad ,k > q$$

[1] من المرجع من المرجع [ع. بري-02] ، ص19.

4-7- الدالة (PACF) للعيّنة :

تُعطى الدالة (PACF) للعيّنة لسلسلة زمنيّة $y_1, y_2, \dots, y_{n-1}, y_n$ ، حيث يُرمز لها بالرمز r_{kk} ، $k = 0,1,2,\dots$ بالعلاقة التالية [1]:

$$\phi_{kk} = \begin{cases} 1 & , \quad k = 0 \\ r_1 & , \quad k = 1 \\ \dfrac{\begin{vmatrix} 1 & r_1 & \cdots & r_{k-2} & r_1 \\ r_1 & 1 & \cdots & r_{k-3} & r_2 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots \\ r_{k-1} & r_{k-2} & \cdots & r_1 & r_k \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & r_1 & \cdots & r_{k-2} & r_1 \\ r_1 & 1 & \cdots & r_{k-3} & r_2 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots \\ r_{k-1} & r_{k-2} & \cdots & r_1 & r_k \end{vmatrix}} & , \quad k = 2,3,.. \end{cases}$$

ولحساب دالة الترابط الذاتي الجزئي للعينة تكراريّا:

$$r_{00} = 1 \quad ,by\ definition$$
$$r_{11} = r_1$$
$$\vdots$$
$$r_{kk} = \frac{r_k - \sum_{j=1}^{k-1} r_{k-1,j} r_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} r_{k-1,j} r_j} \quad ,k = 2,3,\dots$$

حيث : $r_{kj} = r_{k-1,j} - r_{kk} r_{k-1,j-1}$ ، $j = 1,2,\dots,k-1$

وهي أيضاً مقدِّر(Estimator) للدالة (PACF) للعيّنة، أي $k = 0,1,2,\dots$ ، $\hat{\rho}_k = r_k$ ، و بمأنها مُقدِّر فهي إذاً تتغير عشوائيّا من عينة لأخرى ، ولهذا فإن لها الخواص العينيّة التالية :

أ- $,k > 0$ $V(r_{kk}) \cong \dfrac{1}{n}$ ،

ب- لقيم n الكبيرة فإن r_{kk} يكون لها تقريباً توزيع طبيعي، وبالتالي نستطيع القيام بالاختبار التالي:

[1] من المرجع من المرجع [ع. بري-02] ، ص21 .

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

وذلك باستخدام الإحصائية :

$$\frac{|r_{kk}|}{n^{-\frac{1}{2}}} = n^{\frac{1}{2}} |r_{kk}|$$

وذلك عند مستوى معنويّة $(\alpha = 0.05)$ ، حيث يتم رفض الفرض العدمي H_0 إذا كانت $n^{\frac{1}{2}} |r_{kk}| > 1.96$

جـ- تحت الفرضية $H_0 : \phi_{kk} = 0 , \forall k$ ،

فإن $Corr(\phi_{kk}, \phi_{k-s,k-s}) \cong 0 \quad , s \neq 0$

د- تُقدَّر التباينات لدالة الترابط الذاتي للعينة كالتالي :

$$V(r_{kk}) \cong \frac{1}{n}, \quad k > 0$$

8-4 - مفاهيم أساسية :

أ- معامل التأخير(Forewardshift Operator): يرمز له بالرمز L (Lag) ،

وكذلك بـ : B $(Backwards)$ ، وتقوم فكرة معامل التأخير تقوم على تجاوز y_t إلى y_{t-1} كما يلي :

$$L^1 y_t = y_{t-1}$$

ويكون كما يلي : $L^2 y_t = L(Ly_t) = Ly_{t-1} = y_{t-2}$

ب- معامل الفروق(Difference Operator): الفروقات من الدرجة الأولى كما يلي :

$$\nabla y_t = (1-B) y_t = y_t - y_{t-1}$$

وكذلك : $\nabla^2 y_t = \nabla(y_t - y_{t-1}) = (y_t - y_{t-1}) - (y_{t-1} - y_{t-2}) = y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2}$

جـ- عامل التجميع (Sum Operator): ويرمز له S ، حيث أن : $S = \nabla^{-1} = (1-B)^{-1}$

هذه المفاهيم تسهّل كتابة العلاقات و المعادلات المتعلقة بالسلاسل الزمنية .

المبحث الثاني : النماذج الخطية للسلاسل الزمنية

إن الهدف من دراسة هذه النماذج هو بناء نماذج خطية للظاهرة العشوائية، واستعمالها في ميدان التوقع، وهذا يكون على أساس شرح أو تفسير سلوك متغير ما من خلال خصائصه البارزة والمتمثلة في ماضي هذا المتغير المدروس .

1 – نماذج الإنحدار الذاتي AR[1] :

1–1 – نموذج الإنحدار الذاتي من الدرجة الأولى[2] $ARMA(1,0) = AR(1)$: فنقول عن بيانات سلسلة زمنية معينة[3] تتولد بناءاً على عملية انحدار ذاتي من الرتبة (الدرجة) الأولى، إذا أمكن التعبير عن المشاهدة الحالية للسلسلة y_t ، كدالة خطية في المشاهدة السابقة لها بالإضافة إلى تغيّر سابق يُرمز له بالرمز ε_t ، فإذا رمزنا للمشاهدة السابقة بالرمز y_{t-1} ، فيُمكننا التعبير عن هذه العملية كما يلي :

$$y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \cdots\cdots (8\text{–}2)$$ [4]

حيث تُمثل ϕ_1 معلمة الإنحدار الذاتي التي يجب تقديرها، والتي تصف أثر تغير y_{t-1} بوحدة واحدة على y_t .

وسنفترض هنا استقلال التغيرات العشوائية ε_t ، وأنها تتبع توزيعاً معتدلاً متوسطه الصفر، وتباينه ثابت ويساوي σ_ε^2 ، وأنها مستقلة عن y_{t-1} ، أي أننا سوف نفترض أن :

$$\begin{cases} E(\varepsilon_t) = 0 \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \ (9\text{–}2) \\ E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 & if \quad t = s \\ 0 & if \quad t \neq s \end{cases} \cdots\cdots (10\text{–}2) \\ E(\varepsilon_t y_{t-1}) = 0 \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \ (11\text{–}2) \end{cases}$$

1–1–1 – شرط السكون للنموذج $AR(1)$:

لا يمكننا تقدير الوسط الحسابي، التباين، ومعلمات الإرتباط الذاتي إذا كانت السلسلة الزمنية غير ساكنة، وبالتالي فإن شرط السكون هذا يؤدي إلى فرض شروط على معالم عملية الإنحدار الذاتي، وبالتالي سوف نقوم بتقدير الوسط الحسابي والتباين لنموذج الإنحدار الذاتي من الدرجة الأولى السابق .

بمأن المعلمة ϕ_1 لا تُؤثر في الوسط الحسابي للسلسلة الزمنية الممثّلة في المعادلة (2–8)، أي يمكن حساب الوسط الحسابي سواءاً كانت ϕ_1 موجبة أو سالبة، كبيرة أم صغيرة، فإن شرط ثبات الوسط الحسابي لا يؤدي إلى فرض أية قيود على المعلمة ϕ_1 ، ولإيضاح ذلك دعنا نبرز ما يلي، حيث و باستعمال فكرة معامل التأخير، فيمكننا كتابة المعادلة (2–8) كما يلي:

$$y_t = \delta + \phi_1 L^1 y_t + \varepsilon_t$$

---

[1] من خلال المعادلة نلحظ أن المتغير التابع y_t يعتمد على قيمته السابقة y_{t-1} ، ولهذا سُمي هذا النموذج باسم الإنحدار الذاتي **(Auto Regressive)** .

[2] **AR(1) :First- order Auto Regressive Model**

[3] نفترض أن السلسلة الزمنية ساكنة أو مستقرة ، أو أنه قد تم تحويلها إلى سلسلة ساكنة أو مستقرة .

[4] من المرجع [م.حشمان–02] ، ص131 .

$$\Rightarrow y_t = \frac{\delta}{(1-\phi)} + \frac{\varepsilon_t}{(1-\phi L)}$$

حيث أن متوسطها يساوي : $E(y_t) = \mu = \dfrac{\delta}{1-\phi}$.

وحتى يكون لـ μ حلاً نهائيا يُشترط أن تكون $\phi_1 \neq 1$ ، بينما شرط الإستقرارية يتمثل في أن تكون $|\phi_1| < 1$.

و بافتراض أن هذا النموذج مستقر، نبحث الآن عن التباين γ_0 ، و من أجل تسهيل العملية نفترض أن $\delta = 0$ ،

فإذن يكون لذينا ما يلي : $\gamma_0 = E(y_t)^2 = E(\phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t)^2$

$$= \phi_1^2 \gamma_0 + \sigma_\varepsilon^2$$

$$= \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-\phi_1^2}$$

ولكي يكون التباين غير سالباً، فإن المقدار $(1-\phi_1^2)$ يجب أن يكون غير سالب أيضا ، وهذا يعني أن :

$$|\phi_1| < 1 \quad \text{أو} \quad \phi_1^2 \leq 1$$

حيث أنه إذا كان $|\phi_1| = 1$ ، فإن $Var(y_t)$ يكون لا نهائي، وفي هذه تكون السلسلة غير ساكنة . ولكي يكون التباين غير سالب ونهائي، يجب فرض القيد التالي على قيمة ϕ_1 ، وهو $|\phi_1| < 1$.(1)

1-1-2- بعض الملامح الخاصة لعملية AR(1):

كمأنه يمكن التعرّف على أي شخص بواسطة بصمات أصابعه، فإنه يمكن التمييز بين عملية AR ، وأية عملية أخرى باستخدام خصائص معيّنة لها ، وهذه الخصائص هي كما يلي :

1-1-2-1- التغاير الذاتي و الإرتباط الذاتي :

كما هو معلوم فإن التغاير بين متغيرين عشوائيين معرّف كما يلي :

$$Cov(x,y) = E[(x-Ex)(y-Ey)]$$

حيث أن Ex تشير إلى الوسط الحسابي للمتغير x ، وأن Ey إلى الوسط الحسابي للمتغير y ، والتغاير الذاتي (Auto Covariance) للمتغيّر y_t عند فجوة زمنية مقدارها 1 ،ويرمز لها بالرمز γ_1 ، هو التغاير بين y_t و y_{t-1} والمعرّف كما يلي :

$$\gamma_1 = Cov(y_t, y_{t-1}) = E(y_t y_{t-1}) = E[(\phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t) y_{t-1}]$$
$$= \phi_1 E(y_{t-1} y_{t-1}) + E(y_{t-1}\varepsilon_t)$$
$$= \phi_1 \gamma_0$$

وتوقع المقدار الثاني معدوم، كون الخطأ الضِّمني لـ y_{t-1} هو ε_{t-1} ، وبالتالي فإن : $E(\varepsilon_{t-1}\varepsilon_t) = 0$ لاختلاف الفترة الزمنية (أنظر المعادلة (2-11)) .

(1) من المرجع [و.فاندل-92]، ص 66 .

$$\gamma_2 = E(y_t y_{t-2}) = E[(\phi_1 \; y_{t-1} + \varepsilon_t) y_{t-2}]$$
$$= \phi_1 \; \gamma_1$$
$$= \phi_1 \; (\phi_1 \gamma_0) = \phi_1^2 \gamma_0$$

وبنفس الطريقة نجد أن:

$$\gamma_3 = \phi_1 \; \gamma_2$$
$$= \phi_1 \; (\phi_1^2 \gamma_0)$$
$$= \phi_1^3 \gamma_0$$

وبصفة عامة يكون لدينا : $k = 1, k \quad , \quad \gamma_k = \phi_1^k \gamma_0$ [1]

2-1-2-2- دالة الذاكرة (Memory Function):

تُعتبر الدالة القويّة (Long Memory) لعملية الإنحدار الذاتي من الملامح المميِّزة لهذه العملية ، حيث نفترض أننا نكتب المعادلة (2-8) المثّلة لنموذج AR(1) بدلالة التغيّرات العشوائية السابقة ، وذلك بحذف مشاهدات y_t السابقة على النحو التالي، وذلك بوضع الصيغة : $y_{t-1} = \phi_1 y_{t-2} + \varepsilon_{t-1}$

في المعادلة (2-8) فنتحصّل على المعادلة التالية :

$$y_t = \phi_1^2 y_{t-2} + \varepsilon_t + \phi_1 \varepsilon_{t-1} \cdots\cdots \textbf{(2-12)}$$

وبوضع الصيغة الأخرى التالية :

$$y_{t-2} = \phi_1 y_{t-3} + \varepsilon_{t-2}$$

في المعادلة (2-12) نحصل على التالي :

$$y_t = \phi_1^3 y_{t-3} + \varepsilon_t + \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \phi_1^2 \varepsilon_{t-2}$$

وبالإستمرار في هذه العمليّة ، يُمكن التعبير عن نموذج AR(1) كما يلي :

$$y_t = \varepsilon_t + \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \phi_1^2 \varepsilon_{t-2} + \phi_1^3 \varepsilon_{t-3} + \cdots$$

أي أن النموذج AR(1) يمكن كتابته كمجموع للتغير العشوائي الحالي بالإضافة على عدد لانهائي من الحدود التي تتضمّن تغيرات عشوائيّة سابقة ، أي أن المشاهدة الحالية ما تزال متأثّرة بالتغيّرات العشوائية $(\varepsilon_t 's)$ والتي حدثت في الماضي البعيد، وبالتالي يمكن الإدّعاء بأن العمليَة AR(1) لها ذاكرة لا نهائية، وإذا كانت العملية ساكنة فإن $|\phi_1|$ ، وبالتالي يختفي تأثير التغيّرات العشوائية السابقة تدريجيًّا، وبالطبع فإن هذا لا يتحقق بالنسبة لعملية غير ساكنة .

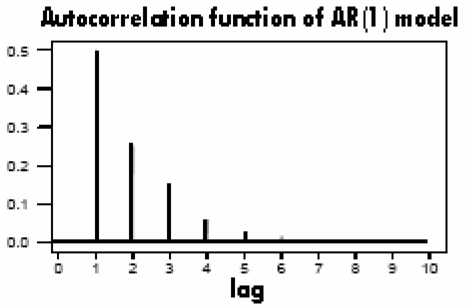
1-1-2-3- الدالة (ACF) للنموذج AR(1):

تكون معاملات الدالة(ACF)لنموذج AR(1) ممثّلة في : $k > 0 \quad , \quad \rho_k = \dfrac{\gamma_k}{\gamma_0} = \phi_1^k$

[1] أنظر المرجع [م.حشمان-02]، ص173.

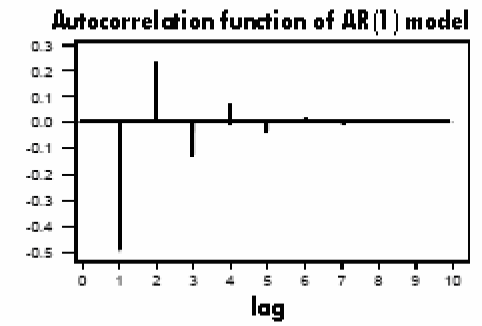
حيث عندما تكون $k=0$ فإن : $\rho_0 = 1$ ، وبسبب القيد المشروط على ϕ_1 من أجل الإستقرارية، تبدأ الدالة (ACF) في التناقص حتى تنعدم أو تقترب ، لكن من الصعوبة تحديد درجة النموذج الإنحداري من المعلومات التي توفرها دالة الإنحدار الذاتي، كونها تبقى مستمرة التدهور(مضمحلّة) في حالة الإستقرار ولا تنعدم بسرعة ، وفيما الشكل البياني لهذه الدالة [1] :

1- عندما تكون $\phi_1 > 0$:



الشكل (2-3): الدالة ACF للنموذج AR(1) عندما تكون $\phi_1 > 0$

2- عندما تكون $\phi_1 < 0$:



الشكل (2-4): الدالة ACF للنموذج AR(1) في حالة $\phi_1 < 0$

1-1-2-4- الدالة (PACF) للنموذج AR(1):

تكون هذه الدالة معرّفة كما يلي[2] :

$$\phi_{00} = 1 \qquad ,by\ definition$$

$$\phi_{11} = \rho_1 = \phi_1 \qquad ,by\ definition$$

$$\phi_{22} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \phi_1 \\ \phi_1 & \phi_1^2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \phi_1 \\ \phi_1 & 1 \end{vmatrix}} = \frac{0}{1-\phi_1^2} = 0$$

$$\vdots$$

[1] من المرجع [ع.بري-02]، ص 26.

[2] الصفحة 37 من المرجع السابق .

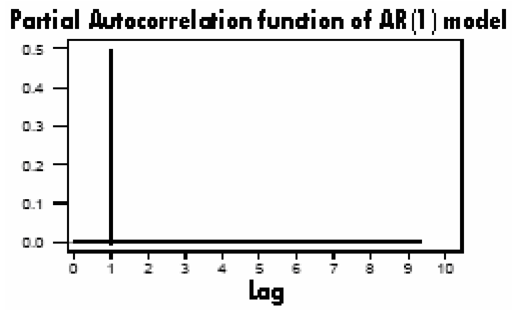
$$\phi_{kk}=\frac{\begin{vmatrix}1 & \rho_1 & \cdots & \rho_1\\ \rho_1 & 1 & \cdots & \rho_2\\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots\\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \cdots & \rho_k\end{vmatrix}}{\begin{vmatrix}1 & \rho_1 & \cdots & \rho_{k-1}\\ \rho_1 & 1 & \cdots & \rho_{k-2}\\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots\\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \cdots & 1\end{vmatrix}}=\frac{\begin{vmatrix}1 & \phi_1 & \cdots & \phi_1\\ \phi_1 & 1 & \cdots & \phi_1^2\\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots\\ \phi_1^{k-1} & \phi_1^{k-2} & \cdots & \phi_1^k\end{vmatrix}}{\begin{vmatrix}1 & \phi_1 & \cdots & \rho_{k-1}\\ \phi_1 & 1 & \cdots & \rho_{k-2}\\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots\\ \phi_1^{k-1} & \phi_1^{k-2} & \cdots & 1\end{vmatrix}}=\frac{0}{|\;|>0}$$

إن محدِّد البسط تساوي صفرًا لأن العمود الأخير يساوي العمود الأول مضروباً في ϕ_1 ، وتكتب الدالة (PACF) على الشكل التالي :

$$\phi_{kk}=\begin{cases}1 & ,k>0\\ \phi_1 & ,k=1\\ 0 & ,k\geq 2\end{cases}$$

ولها الشكل البياني التالي[1] :

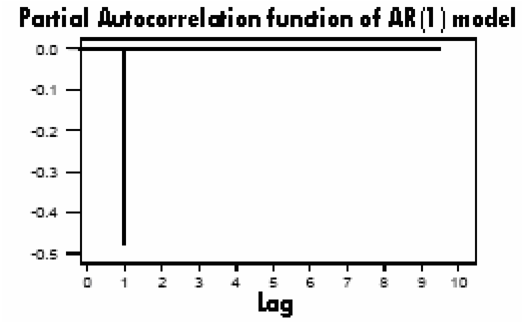
أ– عندما تكون $\phi_1>0$:



الشكل (2–5) : الدالة PACF للنموذج AR(1) في حالة $\phi_1>0$

[1] لاحظ أنه لا يتم رسم كلا من $\rho_0=1$ و $\phi_{00}=1$ في الأشكال البيانية الممثّلة للدالتين ACF و PACF على التوالي .أنظر كذلك في الجزء التطبيقي من هذه المذكرة .

ب- عندما تكون $\phi_1 < 0$:



الشكل (2-6) : الدالة PACF للنموذج AR(1) في حالة $\phi_1 < 0$

1-2- نموذج الإنحدار الذاتي من الدرجة الثانية[1] ARMA(2,0)=AR(2):

يمكن تعميم النموذج (2-8) ليحتوي على مشاهدة حدثت منذ فترتين ذات تأثير على المشاهدة الحاليّة ، فإننا نتوسع في المعادلة السالفة الذكر لتتضمّن y_{t-2} ، أي أنه يمكن التعبير عن y_t كما يلي :

$$y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \varepsilon_t \cdots\cdots \quad \textbf{(13-2)}$$

حيث تُمثّل ϕ_1 ، ϕ_2 معالم النموذج الإنحداري الذاتي الواجب تقديرها .

1-2-1- شروط السكون للنموذج AR(2) :

يمكن كتابة النموذج باستعمال فكرة معامل التأخير (L)، فيكون ما يلي :

$$y_t = \delta + \phi_1 L y_t + \phi_2 L^2 y_t + \varepsilon_t$$

$$\Rightarrow y_t = \frac{\delta}{1-(\phi_1+\phi_2)} + \frac{\varepsilon_t}{(1-L\phi_1-\phi_2 L^2)}$$

حيث أن المتوسط ثابت و يساوي : $E(y_t) = \mu = \dfrac{\delta}{1-(\phi_1+\phi_2)}$ ، ذلك أن التوقع الرياضي للطرف الثاني يساوي الصفر (لأن $E(\varepsilon_t) = 0$).

وبدراسة الجذور الخاصة (Characteristic Roots) لهذا النموذج فيمكننا استنتاج الشرط الضروري للإستقرار والمتمثل فيما يلي[2]: $\phi_1 + \phi_2 < 1$ "وعلى العموم بالنسبة للنموذج AR(p) كما يلي :

$$" \phi_1 + \phi_2 + \phi_3 + \ldots + \phi_p < 1$$

كمأن تباينات النموذج AR(2) تتمثل فيما يلي :

---

[1] AR(2):Second Order of Auto Regressive Model

[2] ومن الشروط الأخرى يجب أن يتوفر أيضا ما يلي :

$$\phi_2 - \phi_1 < 1$$
$$|\phi_2| < 1$$
$$|\phi_1| < 2$$

$$
\begin{aligned}
\gamma_0 &= E(y_t) = E[(\phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \varepsilon_t)\, y_t] \\
&= \phi_1\gamma_1 + \phi_2\gamma_2 + \sigma_\varepsilon^2 \\
\gamma_1 &= E[(\phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \varepsilon_t)\, y_{t-1}] \\
&= \phi_1\gamma_0 + \phi_2\gamma_1 \\
\gamma_2 &= E[(\phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \varepsilon_t)\, y_{t-2}] \\
&= \phi_1\gamma_1 + \phi_2\gamma_2
\end{aligned}
$$

ومنه فإن:

$$\gamma_3 = \phi_1\gamma_2 + \phi_2\gamma_1$$

وعلى العموم فإن:

$$\gamma_k = \phi_1\gamma_{k-1} + \phi_2\gamma_{k-2} \ldots \quad (14-2)$$ [1]

1-2-2- بعض الملامح الخاصة لنموذج AR(2):

كما فعلنا في النموذج AR(1) فسوف نتناول العناصر التالية :

1-2-2-1 – التغاير الذاتي والإرتباط الذاتي :

إنطلاقاً من المعادلة (2-14) الأخيرة يكون لدينا التالي، حيث أن $\rho_k = \dfrac{\gamma_k}{\gamma_0}$:

$$
\begin{aligned}
\rho_1 &= \frac{\gamma_1}{\gamma_0} = \frac{\phi_1\gamma_0 + \phi_2\gamma_1}{\gamma_0} \\
&= \frac{\phi_1}{1-\phi_2} \\
\rho_2 &= \frac{\gamma_2}{\gamma_0} = \frac{\phi_1\gamma_1 + \phi_2\gamma_0}{\gamma_0} \\
&= \phi_1\rho_1 + \phi_2 \\
&= \phi_1\left(\frac{\phi_1}{1-\phi_2}\right) + \phi_2 \\
&= \left(\frac{\phi_1^2}{1-\phi_2}\right) + \phi_2
\end{aligned}
$$

ويكون : $\rho_3 = \phi_1\rho_2 + \phi_2\rho_1$.

وعلى العموم يكون لذينا: $\rho_k = \phi_1\rho_{k-1} + \phi_2\rho_{k-2}$.

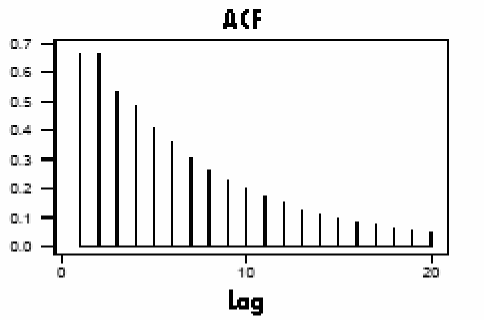
---

[1] من المرجع [م.حشمان- 02]، ص 136 .

1-2-2-2- الدالة (ACF)للنموذج AR(2) :

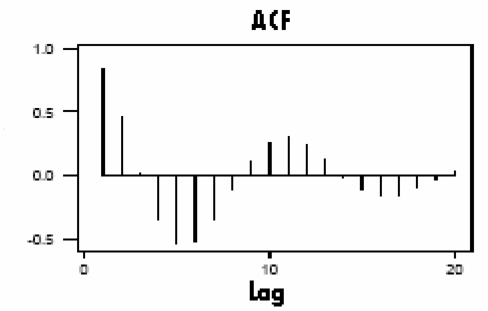
فيما يلي شكلين يمثلان حالتين هما لدالتي ارتباط ذاتي (ACF) لعملية AR(2) في الحالتين التاليتين :

أ- الحالة الأولى : $\phi_1 = 0.4, \phi_2 = 0.4$:



الشكل(2-7) : الدالة ACF للنموذج AR(2) في حالة : $\phi_1 = 0.4, \phi_2 = 0.4$

ب- الحالة الثانية : $\phi_1 = 1.5, \phi_2 = -0.8$:



الشكل(2-8) : الدالة ACF للنموذج AR(2) في حالة : $\phi_1 = 1.5, \phi_2 = -0.8$

1-2-2-3- الدالة (PACF) للنموذج AR(2) :

إنطلاقاً من معادلة (PACF) للنموذج من الدرجة الأولى AR(1)، فتكون للنموذج من الدرجة الثانية AR(2) كما يلي :

$$\phi_{00} = 1 \qquad , \quad \textbf{\textit{By Definition}}$$

$$\phi_{11} = \rho_1 = \phi_1 \quad , \quad \textbf{\textit{By Definition}}$$

$$\phi_{22} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2} \neq 0$$

$$\phi_{33} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \rho_2 \\ \rho_2 & \rho_1 & \rho_3 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_1 = \phi_1 + \phi_2 \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \rho_2 = \phi_1 \rho_1 + \phi_2 \rho_2 \\ \rho_2 & \rho_1 & \rho_3 = \phi_1 \rho_2 + \phi_2 \rho_1 \end{vmatrix}}{|\;| > 0} = 0$$

وذلك لأن العمود الأخير في محددة البسط هو تركيب خطي من العمودين الأول والثاني، كذلك يكون لدينا التالي :

$$\phi_{kk}=\frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \cdots & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \cdots & \rho_2 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \cdots & \rho_k \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \cdots & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & 1 & \cdots & \rho_{k-2} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \cdots & 1 \end{vmatrix}}=\frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \cdots & \rho_1=\phi_1\rho_0+\phi_2\rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \cdots & \rho_2=\phi_1\rho_1+\phi_2\rho_0 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \cdots & \rho_k=\phi_1\rho_{k-1}+\phi_2\rho_{k-2} \end{vmatrix}}{|\ |>0}$$

$$=0 \quad ,k=3,4,\ldots$$

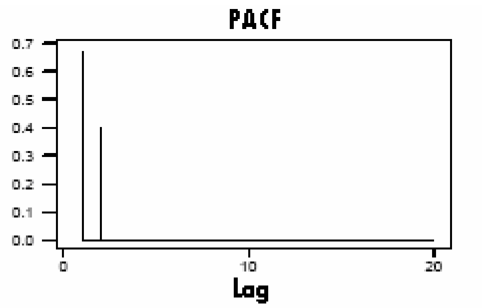
وذلك أيضاً لنفس السبب السابق، إذا كان ما يلي :

$$\phi_{kk}=\begin{cases} 1 & ,k=0 \\ \rho_1 & ,k=1 \\ \dfrac{\rho_2-\rho_1^2}{1-\rho_1^2} & ,k=2 \\ 0 & ,k\geq 3 \end{cases}$$

أي أنه وعموماً $k>2 \Longrightarrow \phi_{kk}=0$ [1]

وفيما يلي شكلين بيانيين لدالتي ترابط ذاتي جزئي(PACF)لعملية(2)AR كما يلي [2] :

أ- الحالة الأولى : $\phi_1=0.4,\phi_2=0.4$:

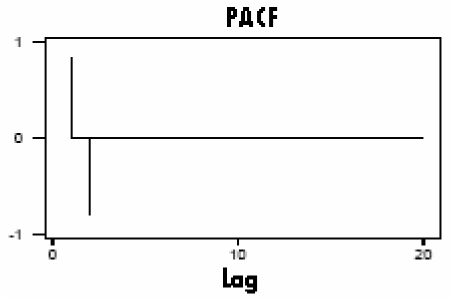


الشكل(2-9) : الدالة PACF للنموذج AR(2) في حالة : $\phi_1=0.4$, $\phi_2=0.4$

(1) من المرجع [M.TENANHAUS-94]، ص 291.

(2) من المرجع [ع.بري-02]، ص ص 43-44 .

ب- الحالة الثانية : $\phi_1 = 1.5, \phi_2 = -0.8$



الشكل(2-10) : الدالة PACF للنموذج AR(2) في حالة : $\phi_1 = 1.5 , \phi_2 = -0.8$

أي أن الدالة PACF للنموذج AR(2) تنعدم بعد الفجوة الزمنية المساوية لـ **2** .

1-3 - نموذج الإنحدار الذاتي من الدرجة AR(p):p

إن هذا النموذج من الشكل التالي(1):

$$y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

وبإدخال معامل الإزاحة للخلف (L) يكون لدينا ما يلي :

$$y_t = \delta + \phi_1 L^1 y_t + \phi_2 L^2 y_t + \dots + \phi_p L^p y_t + \varepsilon_t$$

$$\Rightarrow (1 - \phi_1 L^1 y_t - \phi_2 L^2 y_t - \dots - \phi_p L^p y_t) y_t = \delta + \varepsilon_t$$

$$\Phi(L) y_t = \delta + \varepsilon_t$$

حيث أن: $\Phi(L) = (1 - \phi_1 L^1 - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p)$، و ε_t عبارة عن صدمات عشوائية،أي أن : $\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$

1-3-1 - شرط السكون للنموذج AR(p) :

حتى يكون هذا النموذج مستقرًا يكفي أن يكون قابل للإنعكاس،أي يمكن كتابته على شكل نموذج لصدمات عشوائية نهائي ، وبعبارة أخرى ، إذا كانت جذور كثير الحدود $\phi(B)$ أكبر من الواحد القيمة المطلقة، أي $|G_i| < 1$ (2)،

حيث : $\phi(B) = (1 - G_1 B)(1 - G_2 B)\dots(1 - G_p B)$

1-3-2- بعض الملامح الخاصة لعملية AR(p) :

كما فعلنا في النماذج السابقة ، فإننا سوف نتناول في النموذج المعمم ما يلي :

1-3-2-1 - الدالة ACF للنموذج AR(p) :

إن هذه الدالة من الشكل التالي(3) :

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} + \dots + \phi_p \rho_{k-p}$$

---

(1) من المرجع [م.حشمان- 02]، ص 130.

(2) من المرجع [G.BRESSON-95]، ص 22.

(3) من المرجع [م.حشمان-02]، ص 136 .

وباستعمال معاملات G_i لكثير الحدود $\phi(L)$ ، فإنه يمكن إثبات أن الدالة (ACF) يمكن إعطاؤها بالصيغة التالية [1] :

$$\rho_k = \sum_{i=1}^{p} A_i G_i^k$$

حيث أن A_i عبارة عن قيم ثابتة .

ومن شرط الإستقرارية $|G_i| < 1$ ، فإن الدالة (ACF)للنموذج AR(p) تمتد لانهائيا وتتكون من خليط من التخامدات الأسيّة و التخامدات الجيبية .

1-3-2-2- الدالة PACF للنموذج AR(p):

إن نموذج الإنحدار الذاتي من الدرجة p ، (وذلك باستبدال رمز المتغير التابع بـ z_t ، والحد الثابت إلى μ ، والحد العشوائي كذلك إلى μ_t) كما يلي[2] :

$$z_t = \mu + \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \ldots + \phi_p z_{t-p} + 0 z_{t-p-1} + \ldots + 0 z_{t-k} + \mu_t$$

وبالتالي فإن $\phi_{kk} = 0$ من أجل كل من $k > p$.

أي أن الدالة(PACF)للنموذج AR(p) تتكون من أصفار لقيم التخلّفات ($Lags$) : $k > p$ أي :

$$\phi_{11} = \phi_{22} = \phi_{33} = \ldots = \phi_{pp} \neq 0$$

$$\phi_{p+1,p+1} = \phi_{p+2,p+2} = \ldots = 0$$

ويسمى هذا قطعاً في دالة الترابط الذاتي الجزئي بعد التخلف $k > p$.

2- نماذج المتوسطات المتحركة MA:

من الممكن التوسُّع في نموذج AR(1) باستخدام التغيُّرات العشوائيّة التي حدثت في الماضي لمعرفة ما إذا كان من الممكن الوصول إلى تمثيل أفضل لبيانات السلسلة الزمنيّة، وعلى وجه التحديد، يمكن تعديل نموذج AR(1) كما يلي :

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \ldots\ldots \quad (15-2)$$

حيث تمثّل ε_{t-1} التغيّر العشوائي في الفترة $t-1$ ،كما تُسمّى θ_1 معلمة المتوسّطات المتحرّكة التي يجب تقديرها ، وتصف هذه المعلمة تأثير التغيّر العشوائي السابق على y_t .

2-1- نموذج المتوسّطات المتحركة من الدرجة الأولى MA(1) = ARMA(0,1) [3] :

يمكن الحصول على نموذج خاص من المعادلة (2-14) ، وذلك بحذف المتغير السّابق y_{t-1} ، ويتم التعبير عن المشاهدة الحاليّة y_t كدالة خطيّة في التغير العشوائي الحالي ε_t والسابق ε_{t-1} ، ويمكن التعبير رياضيا عن نموذج المتوسّطات المتحرّكة من الدرجة الأولى[4] كما يلي :

---

[1] من المرجع [M.TENENHAUS-94]، ص 289 .

[2] من المرجع [C.GOURIEROUS-95]، ص 149 .

[3] MA(1) :First-Order Moving Aaverage Model.

[4] حيث تحدد درجة المتوسطات المتحركة كما هي في نماذج الإنحدار الذاتي بعدد المعالم الواجب تقديرها في النموذج المعني . وفي هذه الحالة ، نجد أن عدد معالم النموذج يساوي عدد التغيُّرات العشوائيَّة السابقة الموجودة في النموذج المستخدم في تمثيل عمليَّة السلسلة .

[1] $y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \cdots\cdots$ **(16-2)**

حيث تمثِّل θ_1 معلمة نموذج التغيّرات المتحركة، وكما فعلنا في عملية الإنحدار الذاتي، فإننا نفترض أن التغيرات العشوائية مستقلة عن بعضها البعض، وأن لها توزيع معتدل متوسِّطه الصفر وتباينه σ_ε^2 ثابت ، أي أنها تحقق المعادلتين **(9-2)** و**(10-2)** .

2-1-1- شرط الإنعكاس لنموذج MA(1):

كما في جزء **(1-1-1)** الذي تعرّفنا فيه على الشروط المفروضة على معالم نموذج الإنحدار الذاتي **AR(1)** نتيجة لضرورة تحقيق سكون النموذج ، سوف نقوم هنا كذلك بتحقيق نفس الهدف ، وذلك بإجراء نفس الحسابات لعملية **MA(1)** . حيث أنه وبالنسبة لهذا النموذج وباستخدام الشروط الخاصة بالتغيّرات العشوائية و المحدَّدة في المعادلات **(9-2)** و **(10-2)** و **(11-2)**، فنجد أن الوسط الحسابي لهذه العمليّة يساوي الصفر، وأن تباينها ثابت ، أي أن :

$$Ey_t = E(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}) = E\varepsilon_t + \theta_1 E\varepsilon_{t-1} = 0$$

$$\begin{aligned}\operatorname{var}(y_t) &= E[(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1})^2] \\ &= E(\varepsilon_t^2 + 2\theta_1 \varepsilon_{t-1}\varepsilon_t + \theta_1^2 \varepsilon_{t-1}^2) \\ &= (1+\theta_1^2)\sigma_\varepsilon^2\end{aligned}$$

وذلك باستخدام المعادلة **(11-2)** نجد أن: $E(2\theta_1 \varepsilon_{t-1}\varepsilon_t) = 0$ ، وبالمثل يمكن إتباث أن التغاير بين y_t و y_{t-1} ثابت كما يلي [2]:

$$\begin{aligned}\gamma_1 = Cov(y_t, y_{t-1}) &= E[(y_t - u)(y_{t-1} - u)] \\ &= E[(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1})(\varepsilon_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-2})] \\ &= E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \theta_1 \varepsilon_t \varepsilon_{t-2} + \theta_1^2 \varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-2}) \\ &= \theta_1 . \sigma_\varepsilon^2\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\gamma_2 = Cov(y_t, y_{t-1}) &= E[(y_t - u)(y_{t-2} - u)] \\ &= E[(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1})(\varepsilon_{t-2} + \theta_2 \varepsilon_{t-3})] \\ &= 0\end{aligned}$$

ونتيجة لثبات التباين و التغاير، فإن الإرتباط الذاتي ثابت أيضاً .

لذا نجد أن شرط السكون لا يفرض أي قيد على قيمة θ_1 ، وعلى الرغم من ذلك، فإذا كانت $|\theta_1| > 1$ ، فإن هذا يؤدي إلى تفسير غير واقعي للمعادلة **(17-2)**، وهو أن تأثير مشاهدات الماضي، أي تأثير مشاهدات y_t's السابقة، يتزايد كلما عدنا إلى الوراء في الزمن . فليس من الواقع في شيء الإعتقاد بأن تأثير مشاهدة حدثت في الماضي البعيد على المشاهدة الحاليّة أكبر من تأثير مشاهدة حدثت في الماضي القريب، لذا فإن θ_1 يجب أن تحقِّق الشرط $|\theta_1| < 1$ ، ويُطلق على هذا الشرط إسم

---

[1] من المرجع **[J.D.HAMILTON-94]** ، ص **48** .

[2] الصفحة **49** من المرجع السابق .

" شرط انعكاس عملية(1)MA "[1] .

2-1-2- مميزات خاصة لعملية (1)MA :

يمكن التمييز بين عملية المتوسّطات المتحركة والعمليّات الأخرى باستخدام التغاير الذاتي، معاملات الإرتباط الذاتي، ودالة الذاكرة لهذه العملية، وسنقوم في هذا الجزء بفحص ملامح (1)MA .

2-1-2-1- دالة الذاكرة :

إن دالة الذاكرة هي التوقيع البياني لمعاملات الذاكرة، وهي معاملات حدود الخطأ عند تمثيل القيمة الحالية للسلسلة الزمنية y_t بدلالة الأخطاء السابقة فقط ، وبالتالي يمكن الحصول على دالة ذاكرة عملية MA مباشرة من تعريف العملية نفسها .

حيث يتضح لنا أنه بالنسبة لعمليّةMA، أن التغيّر العشوائي في الفترة الزمنية t ، وهو ε_t ، يؤثّر في الفترة الزمنيّة t والفترة $t+1$ ، ولكنه لا يؤثر في مشاهدة أيّة فترة زمنيّة بعد الفترة $t+1$ ، فعند الفترة الزمنيّة t سيكون تأثير التغير العشوائي ε_t سيكون كاملاً، ولكن هذا التأثير يتناسب مع θ_1 في الفترة الزمنية $t+1$ ، و لذا نجد أن ذاكرة عملية (1)MA تدوم لفترة واحدة فقط .

2-1-2-2- التغاير الذاتي والدالة (ACF) للنموذج (1)MA:

بصفة عامة وكنتيجة ما يلي[2]:

$$\begin{cases} k \le q \Rightarrow \gamma_j \ne 0 \\ k > q \Rightarrow \gamma_j = 0 \end{cases}$$

حيث q تُمثل درجة النموذج MA(q) .

وبالتالي، وتبعاً لما سبق ، تكون الدالة (ACF) لنموذج معين هي :

$$Corr(y_t, y_{t-j}) = \frac{Cov(y_t, y_{t-j})}{\sqrt{\operatorname{var} y_t}\sqrt{\operatorname{var} y_{t-j}}} = \frac{\gamma_j}{\sqrt{\gamma_0}\sqrt{\gamma_0}} = \rho_j$$

إذن، فلما تكون $j=1$ ، يكون لذينا :

$$\rho_1 = \frac{\gamma_1}{\gamma_0} = \frac{\theta_1}{(1+\theta_1^2)}$$

وفي حالة $j=2$ يكون لذينا :

$$\rho_2 = \frac{\gamma_2}{\gamma_0} = 0$$

---

[1] من المرجع [و.فاندل-92] ،ص77 .

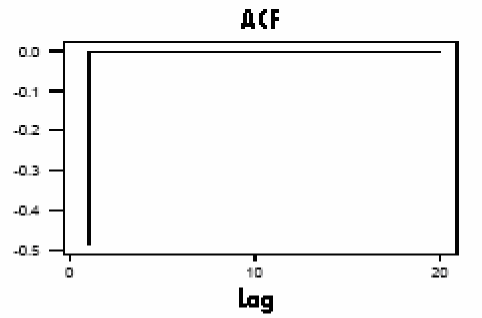
[2] من المرجع [م.حشمان-02] ،ص125.

وعموماً نجد :

$$\rho_k = \begin{cases} \dfrac{\theta_1}{1+\theta_1^2} & ,k=1 \\ 0 & ,k>1 \end{cases}$$ [1]

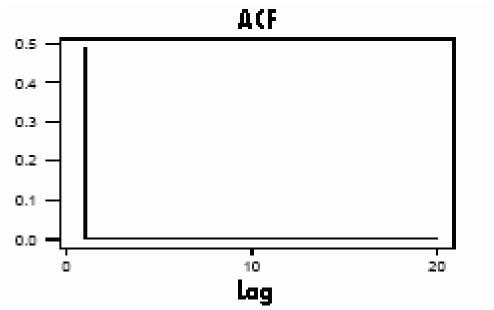
وبمقارنة معاملات الإرتباط الذاتي لعمليّة$MA(1)$ مع معاملات الإرتباط الذاتي لعملية$AR(1)$ السابقة، نلاحظ أن معاملات الإرتباط الذاتي لنموذج $AR(1)$ تقترب من الصفر تدريجيًّا، بينما معاملات الإرتباط الذاتي لنموذج$MA(1)$ تساوي الصفر فجأة لأن ρ_1 لا تساوي الصفر، بينما نجد أن $\rho_k = 0$ لجميع قيم $k > 1$، ولها الشكل الموالي في الحالتين التاليتين [2] :

أ- عندما : $\theta_1 = 0.8$:



الشكل(2-11): الدالة ACF للنموذج $MA(1)$ في حالة : $\theta_1 = 0.8$

ب- عندما : $\theta_1 = -0.8$:



الشكل(2-12): الدالة ACF للنموذج $MA(1)$ في حالة : $\theta_1 = -0.8$

[1] من المرجع[م.حشمان-02]، ص ص 126-127.

[2] من المرجع [ع.بري-02]، ص 46 .

2-1-2- 3- الدالة PACF للنموذج MA(1) :

يتم اشتقاق هذه الدالة كما يلي[1]:

$$\phi_{00} = 1 \quad , \quad \textit{By Definition}$$

$$\phi_{11} = \rho_1 \quad , \quad \textit{By Definition}$$

$$\phi_{22} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 0 \end{vmatrix}}{1-\rho_1^2} = \frac{-\theta_1^2}{1+\theta_1^2+\theta_1^4} = \frac{-\theta_1^2(1-\theta_1^2)}{1-\theta_1^6}$$

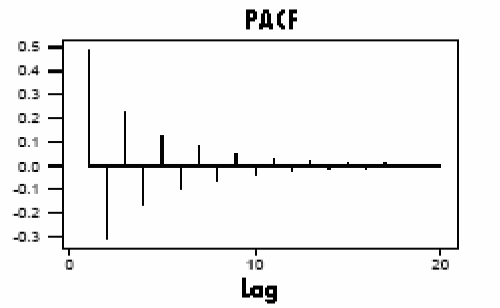
$$\phi_{33} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \rho_2 \\ \rho_2 & \rho_1 & \rho_3 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & 0 \\ 0 & \rho_1 & 0 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & 0 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 \\ 0 & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} = \frac{\rho_1^3}{1-2\rho_1^2} = \frac{-\theta_1^3(1-\theta_1^2)}{1-\theta_1^8}$$

وبشكل عام تكون كما يلي :

$$\phi_{kk} = \frac{-\theta_1^k(1-\theta_1^2)}{1-\theta_1^{2(k+1)}} \quad , \quad k > 0$$

وتأخذ الشكلين التاليين المقابلين لكل حالة كما يلي :

أ- عندما $\theta_1 = -0.8$:

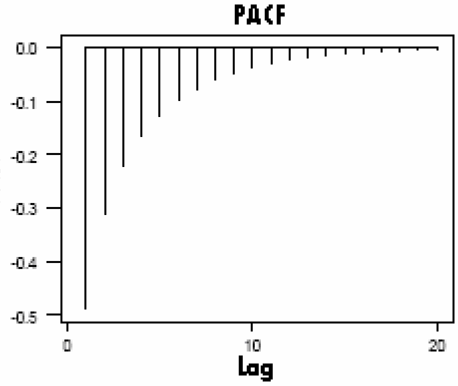


الشكل(2-13): الدالة PACF للنموذج MA(1) في حالة : $\theta_1 = -0.8$

---

[1] من المرجع [ع.بري-02]، ص47 .

ب- عندما $\theta_1 = 0.8$:



الشكل(2-14) : الدالة PACF للنموذج MA(1) في حالة : $\theta_1 = 0.8$

2-2- نموذج المتوسطات المتحركة من الدرجة الثانية MA(2) = ARMA(0,2) [1]:

يمكن التوسع في نموذج MA(1) ليتضمن عدداً آخر من التغيّرات العشوائية السّابقة ليصبح هناك متغيرين عشوائيين كما يلي :

$$^{(2)}\; y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} \cdots \quad \mathbf{(18\text{-}2)}$$

حيث أن ε_t تُمثل صدمات عشوائية .

2-2-1- شروط استقرارية النموذج MA(2):

انطلاقا من المعادلة (2-18) السابقة نجد ما يلي :

إن متوسط النموذج $E(y_t) = \mu$ ، ذلك أن : $E(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2}) = 0$ (أنظر المعادلة (2-9)) .

أما تبايناته فتكون معطاة بالشكل التالي[3] :

$$\gamma_0 = \sigma_\varepsilon^2 (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2)$$
$$\gamma_1 = \sigma_\varepsilon^2 \theta_1 (1 + \theta_2^2)$$
$$\gamma_2 = \sigma_\varepsilon^2 \theta_2$$
$$\gamma_3 = \gamma_4 = \ldots = \gamma_q = 0$$

إذن فهذا النموذج يكون دوماً مستقرًا، وبالتالي فشروط الإستقرارية لا تفرض أي قيد على معلمات النموذج ،أما شروط الإنعكاس فإنها تكون كما يلي[4] :

$$\theta_1 + \theta_2 < 1 \quad , \theta_2 - \theta_1 < 1 \quad , |\theta_2| < 1$$

---

[1] MA(2):Second Oorder Moving Average Model

[2] من المرجع [م.حشمان-02]،ص128.

[3] الصفحة 128 من المرجع السابق .

[4] من المرجع [G.BRESSON -95] ، ص 37.

2-2-2- مميزات خاصة لعملية MA(2):

سوف نتناول الدالتين ACF و PACF للنموذج MA(2) كما يلي :

2-2-2-1 – الدالة ACF للنموذج MA(2) :

من العلاقة :

$$Corr(y_t, y_{t-j}) = \frac{Cov(y_t, y_{t-j})}{\sqrt{\text{var } y_t}\sqrt{\text{var } y_{t-j}}} = \frac{\gamma_j}{\sqrt{\gamma_0}\sqrt{\gamma_0}} = \rho_j$$

فيكون لدينا التالي:

$$\rho_1 = \frac{\gamma_1}{\gamma_0} = \frac{\theta_1\sigma_\varepsilon^2(1+\theta_2)}{\sigma_\varepsilon^2(1+\theta_1^2+\theta_2^2)} = \frac{\theta_1(1+\theta_2)}{(1+\theta_1^2+\theta_2^2)}$$

أما دالة الإرتباط الذاتي من الدرجة الثانية فتكون كما يلي :

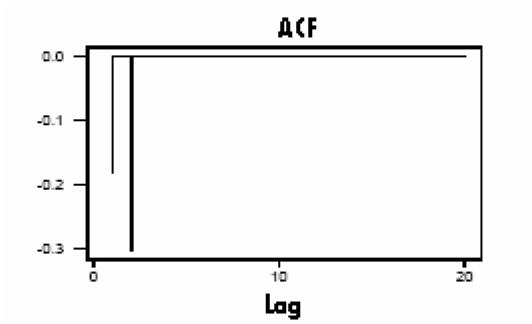
$$\rho_2 = \frac{\gamma_2}{\gamma_0} = \frac{\theta_2\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2(1+\theta_1^2+\theta_2^2)} = \frac{\theta_2}{(1+\theta_1^2+\theta_2^2)}$$

أما من الدرجة الثالثة فتكون كما يلي :

$$\rho_3 = \frac{\gamma_3}{\gamma_0} = 0 \quad ^{(1)}$$

أي أن الدالة ACF للنموذج MA(2) تنعدم بعد الفجوة الزمنية 2 ، وفيما يلي شكلان يمثلان الدالة ACF في الحالتين التاليتين :

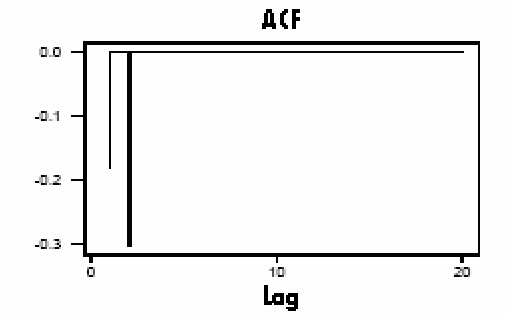
أ– الحالة الأولى : $\theta_1 = 0.4 , \theta_2 = 0.4$:



الشكل(2-15) : الدالة ACF للنموذج MA(2) في حالة : $\theta_1 = 0.4 , \theta_2 = 0.4$

(1) من المرجع [م.حشمان-02]، ص129.

ب- الحالة الثانية $\theta_1 = 1.5 , \theta_2 = -0.8$:

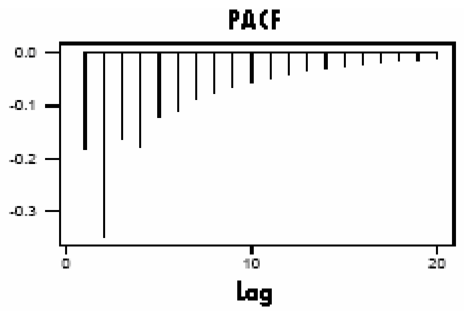


الشكل(2-16) : الدالة ACF للنموذج MA(2) في حالة : $\theta_1 = 1.5 , \theta_2 = -0.8$

2-2-2-2- الدالة PACF للنموذج MA(2) :

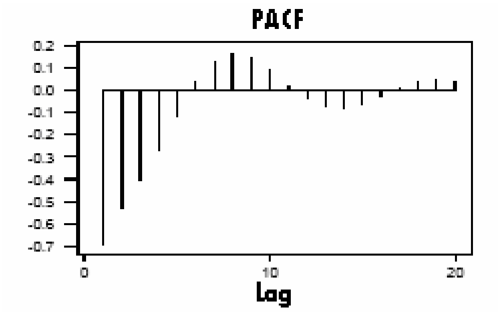
من الصعب جدًّا إيجاد شكل مغلق لدالة الترابط الذاتي الجزئي لهذا النموذج ، ولهذا سوف نستخدم تعريف الدالة PACF لحسابها ورسمها تكراريا لقيم المعلمتين التاليتين على التوالي[1] :

أ- الحالة الأولى : $\theta_1 = 0.4 , \theta_2 = 0.4$:



الشكل(2-17) : الدالة PACF للنموذج MA(2) في حالة : $\theta_1 = 0.4 , \theta_2 = 0.4$

ب- الحالة الثانية : $\theta_1 = 1.5 , \theta_2 = -0.8$:



الشكل(2-18) : الدالة PACF للنموذج MA(2) في حالة : $\theta_1 = 1.5 , \theta_2 = -0.8$

[1] من المرجع [ع.بري-02]، ص51 .

2-3- نموذج المتوسطات المتحركة من الدرجة MA(q): q [1] :

إذا كان النموذج (2-16) يتضمّن عدداً أكبر من التغيرات العشوائية السابقة، حيث يمكن التعبير عن هذه العملية من الدرجةq، ويُشار إليه بالرمزMA(q) ، كما يلي[2] :

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \cdots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

كما يمكننا كتابة هذا النموذج باستعمال فكرة مشغِّل الإزاحة $(B : Bakward)$، كما يلي :

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 B \varepsilon_t + \theta_2 B^2 \varepsilon_t + \cdots + \theta_q B^q \varepsilon_t$$

$$y_t = \mu + (1 + \theta_1 B^1 + \theta_2 B^2 + \cdots + \theta_q B^q)\varepsilon_t$$

$$y_t = \mu + \theta(B)\varepsilon_t$$

حيث أن كثير الحدود $\theta(B) = (1 + \theta_1 B^1 + \theta_2 B^2 + \cdots + \theta_q B^q)$

ومن شروط استقرارية السلسلة الزمنية أن يكون وسطها غير مترابط مع الزمن ، وتباينها نهائي، حيث أن وسط هذه السلسلة الزمنية تحت هذه الفرضيات يساوي μ ، وهو مستقل عن الزمن ، وتباينها كما يلي :

$$Var(y_t) = \gamma_0 = E(y_t - \mu)$$

$$= E(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \ldots + \theta_q \varepsilon_{t-q})^2$$

$$= \sigma_\varepsilon^2 (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \ldots + \theta_q)$$

وباستعمال الفرض: $\forall k \neq 0 \quad , E(\varepsilon_t \ \varepsilon_{t-k}) = 0$ ، وهو مقدار نهائي، أي : $\sum_{i=1}^{q} \theta_i^2 < \infty$ [3] .

أي أن النموذج MA(q) هو نموذج مستقر، وبالتالي فإن شروط الإستقرارية لا تفرض أي قيد على المعالم θ_1 ، θ_2 ، $\cdots$ ، θ_q ، ودالة ذاكرة النموذج MA(q) هي التوقيع البياني للقيم 1 ، θ_1 ، θ_2 ، $\cdots$ ، θ_q ، وهذا يعني أن تأثير التغيّر العشوائي ε_t سيستمر لعدد q من الفترات فقط .

2-3-1- شروط انعكاس النموذج MA(q):

إن اشتقاق شرط انعكاس هذا النموذج ليس بسيطاً كما هو الحال عند اشتقاق شرط انعكاس النموذج من الدرجة الأولى ، ذلك أنه يتضمن دوال غير خطيّة المعالم كما يلي، وباستعمال معامل التأخير :

$$y_t = \mu + \theta(B)\varepsilon_t$$

$$\Rightarrow y_t - \mu = \theta(B)\varepsilon_t$$

$$\Rightarrow y_t = \theta(B)\varepsilon_t$$

$$\Rightarrow \varepsilon_t = \theta^{-1}(B) y_t$$

---

[1] هي اختصار لـ : Moving Average Of Order q

[2] أنظر المرجع [J.D.HAMILTON-94] ، ص 51 .

[3] من المرجع [م.حشمان-02]،ص 124 .

$$\theta(B)=(1-\theta_1 B-\theta_2 B^2-\cdots-\theta_q B^q)=(1-\tau_1 B)(1-\tau_2 B)\cdots(1-\tau_q B)$$
$$=\prod_{j=1}^{q}(1-\tau_j B)$$

إذن :

$$\varepsilon_t=\left[\sum_{j=1}^{q}\frac{h_j}{(1-\tau_q B)}\right]y_t$$

وبالتالي، وحتى يكون النموذج MA(q) نموذج انعكاسي يجب أن تكون جذور المعادلة المتجانسة $\theta(B)=0$ أكبر من الواحد الصحيح بالقيمة المطلقة، وبعبارة أخرى $|\tau_j|<1$ [1] .

2-3-2- مميزات خاصة لعملية MA(q) :

كما فعلنا في السابق سوف نتناول الدالتين ACF و PACF للنموذج MA(q) كما يلي :

2-3-2-1- الدالة ACF لنموذج MA(q) :

إن دالة الإرتباط الذاتي تنعدم (تُبتَر) مباشرة بعد الدرجة q كما يلي :

وانطلاقاً من معادلة التباين للنموذج MA(q) التالية[2] :

$$\gamma_j=E[(\varepsilon_t+\theta_1\varepsilon_{t-1}+\theta_2\varepsilon_{t-2}+\ldots+\theta_q\varepsilon_{t-q})(\varepsilon_{t-j}+\theta_1\varepsilon_{t-j-1}+\theta_2\varepsilon_{t-j-2}+\ldots+\theta_q\varepsilon_{t-j-q})]$$
$$=E[(\theta_j\varepsilon^2_{t-j}+\theta_{j+1}\theta_1\varepsilon^2_{t-j-1}+\theta_{j+2}\theta_2\varepsilon^2_{t-j-2}+\ldots+\theta_q\theta_{q-j}\varepsilon^2_{t-q})]$$
$$\Rightarrow\gamma_j=\begin{cases}[\theta_j+\theta_{j+1}\theta_1+\theta_{j+2}\theta_2+\ldots+\theta_q\theta_{q-j}].\sigma^2 & , \quad for\ j=1,2,\ldots,q\\ 0 & , \quad for\ j>q\end{cases}$$

وكذلك التباين المشترك يُعطى بالشكل التالي :

$$\gamma_0=\sigma^2+\theta_1^2\sigma^2+\theta_2^2\sigma^2+\ldots+\theta_q^2\sigma^2$$
$$=(1+\theta_1^2+\theta_2^2+\ldots+\theta_q^2).\sigma^2 \quad , \quad for\ j=1,2,\ldots,q$$

ومنه فإن الدالة ACF تُعطى بالشكل:

$$\rho_j=\begin{cases}\dfrac{\theta_j+\theta_{j+1}\theta_1+\theta_{j+2}\theta_2+\ldots+\theta_q\theta_{q-j}}{1+\theta_1^2+\theta_2^2+\cdots+\theta_q^2} & , \quad j=1,2,\cdots,q\\ 0 & , \quad j>q\end{cases}$$

أي أن دالة الإرتباط الذاتي ACF تتكون من أصفار لقيم التخلفات $j>q$ ، أي :

$$\rho_1=\rho_2=\rho_3=\ldots=\rho_q\neq 0$$
$$\phi_{q+1,q+1}=\phi_{q+2,q+2}=\ldots=0$$

[1] من المرجع [G.BRESSON-95]، ص ص 33-34 .

[2] من المرجع [J.D.HAMILTON-94] ، ص 51.

ويسمى هذا قطعاً في دالة الترابط الذاتي بعد التخلف $k > q$ [1] .

2-3-2-2- الدالة PACF للنموذج MA(q):

إن دالة الإرتباط الذاتي الجزئي PACF للنموذج MA(q)تمتد لانهائيا وتتكون من خليط من التخامدات الأسيّة والتخامدات الجيبية .

3- نماذج الإنحدار الذاتي و المتوسّطات المتحركة المختلطة ARMA(p,q) [2]:

حيث يُفترض أنه إذا كان النموذجين AR(p) و MA(q) مستقرين في وحدة الزمن ، وبالتالي فالنموذج المختلط ARMA(p,q) يكون مستقر تعريفاً [3].

3-1- النموذج ARMA(1,1) :

إن هذا النموذج هو عبارة عن دمج كلاًّ من النموذجين AR(1) وMA(1)كما يلي :

$$y_t - \phi_1 y_{t-1} = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \cdots\cdots \quad \textbf{(18-2)}$$

أي أن :

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \ldots\ldots \quad \textbf{(19-2)}$$

ومن المهم معرفة أن استخدام نماذج الإنحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة المختلطة يؤدي إلى تخفيض كبير في معالم النموذج، فيمكن إثبات إمكانية إعادة صيغة (18-2) في صورة عملية MA(∞) ، وذلك بالحذف المتتالي للعناصر y_{t-1} ، y_{t-2} ، وهكذا . وبالمثل يمكن إعادة صياغة هذا النموذج في صورة عمليّة AR(∞) ، وذلك بالحذف المتتالي للعناصر ε_{t-1} ، ε_{t-2} ، وهكذا . وحيث أن تكلفة تمثيل عملية السلسلة في صيغة انحدار ذاتي فقط أو في صيغة متوسّطات متحرّكة فقط تتمثّل في عدد كبير جدًّا من المعالم الواجب تقديرها، وأيضا في عدم استغلال البيانات بكفاءة .

3-1-1- قيود على معالم النموذج ARMA(1,1):

سوف نقوم بحساب الوسط الحسابي و التغايرات الذاتيّة للعمليّة الممثّلة في (18-2) لمعرفة القيود الناجمة عن شرطي السكون و الإنعكاس المفروضة على المعلمتين ϕ_1 و θ_1 ، ويمكن حساب التباين بتربيع الطرف الأيمن ثم أخذ التوقّع الرياضي لنجد أن :

---

[1] لاحظ الإزدواجية (Duality) بين النموذجين AR و MA.

[2] Mixed Auto Regressive Model

[3] أنظر المرجع [B.COUTROT-84]، ص ص 61 - 66.

$$\gamma_0 = Var(y_t)$$
$$= E(y_t^2) = E\left\{ y_t(\phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1})^2 \right\}$$
$$= E\left\{ (\phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1})(\phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}) \right\}$$
$$= E(\phi_1^2 y_{t-1}^2 + \varepsilon_t^2 + \theta_1^2 \varepsilon_{t-1}^2 + 2\phi_1 y_{t-1}\varepsilon_t + 2\theta_1\phi_1 y_{t-1}\varepsilon_{t-1} + 2\theta_1 \varepsilon_t \varepsilon_{t-1})$$
$$= \phi_1^2 E(y_{t-1}^2) + \sigma_\varepsilon^2 + \theta_1^2 \sigma_\varepsilon^2 + 2\theta_1\phi_1 E(y_{t-1}\varepsilon_{t-1})$$

ولقد تمَّ الحصول على السطر الأخير باستخدام الشرطين **(2-10)** و**(2-11)**،ومن أجل حساب $E(y_{t-1}\varepsilon_{t-1})$ نلاحظ أن :

$$y_{t-1} = \phi_1 y_{t-2} + \varepsilon_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-2}$$

لذا فإن استخدام الشرطين **(2-10)** و **(2-11)** يبيّن أن :

$$E(y_{t-1}\varepsilon_{t-1}) = \sigma_\varepsilon^2$$

وباستخدام هذه المعادلة الأخيرة ، وكذلك شرط السكون الذي يشير إلى أن :

$$\mathrm{var}(y_t) = \mathrm{var}(y_t^2) = \mathrm{var}(y_{t-1}^2)$$

فنجد أن :

$$\gamma_0 = Var(y_t) = \frac{1 + \theta_1^2 + 2\theta_1\phi_1}{(1 - \phi_1^2)}\sigma_\varepsilon^2$$

وحتى تكون القيمة الأخيرة γ_0 موجبة ونهائية يجب أن تكون $|\phi_1| < 1$ ، وهو ما يسمى بشرط الإستقرار، وهناك شرط آخر وهو شرط الإنقلاب $|\theta_1| < 1$ ، وهناك شرط آخر يسمى شرط الإمتساخ **(Degeneracy Condition)**، وهو $\phi_1 \neq \theta_1$ ، وهذا الشرط يضمن عدم امتساخ النموذج إلى نموذج أقل درجة ففي حالة كون $\phi_1 = \theta_1$ ، فمن العلاقة $(1-\phi_1 B)y_t = \delta + (1-\theta_1 B)\varepsilon_t$ ، وبالقسمة على $(1-\phi_1)$ فنجد أن النموذج يصبح على الشكل التالي :

$y_t = \delta'' + \varepsilon_t$ ، حيث أن $\delta'' = \dfrac{\delta}{1-\phi_1}$ وهو **ARMA(0,0)** .

وبالمثل، يُمكننا حساب التغاير الذاتي عند فجوة زمنية مقدارها **1** فنجد أن :

$$\gamma_1 = E(y_t y_{t-1}) = E(\phi_1 y_{t-1}^2 + \varepsilon_t y_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} y_{t-1})$$
$$= \phi_1 \gamma_0 + \theta_1 \sigma_\varepsilon^2$$

وذلك أن $E(\varepsilon_t y_{t-1}) = 0$ من المعادلة **(2-11)** .

وأخيراً، نجد أن التغاير الذاتي عند فجوة زمنية مقدارها **2** هو كما يلي :

$$\gamma_2 = E(y_t y_{t-2}) = E(\phi_1 y_{t-1} y_{t-2} + \varepsilon_t y_{t-2} - \theta_1 \varepsilon_{t-1} y_{t-2}) = \phi_1 \gamma_1$$

ولاشتقاق هذه المعادلة الأخيرة،فإننا استخدمنا $E(\varepsilon_t y_{t-2}) = 0$ و $E(\varepsilon_{t-1} y_{t-2}) = 0$ ، كما استخدمنا الحقيقة الناجمة من شرط السّكون وهي: $E(y_t y_{t-1}) = E(y_{t-1} y_{t-2})$. وبالمثل، يمكن إثبات أنه لجميع قيم $k \geq 2$ ،فإن :

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1}$$
$$= \phi_1^{k-1}\gamma_1$$

3-1-2- مميزات خاصة لنموذج ARMA(1,1):

سوف نذكر في هذا الصدد معاملات الإرتباط الذاتي، ودالة ذاكرة لهذه العمليّة التي تختلف عن مثيلاتها الخاصة بعمليَّة AR(1) أو MA(1) .

3-1-2-1- الدالة ACF للنموذج ARMA(1,1):

إن معاملات الإرتباط الذاتي، وهي تساوي $\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$ ، تأخذ الصيّغ التالية :

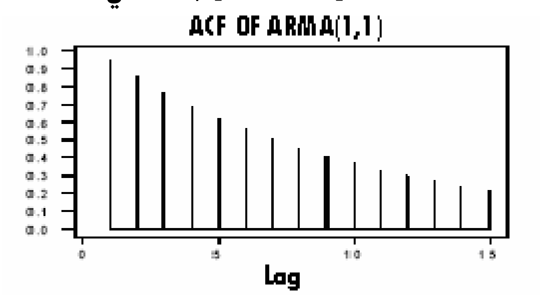
$$\rho_1 = \frac{\gamma_1}{\gamma_0} = \frac{\sigma^2.(\phi_1+\theta_1)(1+\phi_1\theta_1).(1-\phi_1^2)}{(1-\phi_1^2).\sigma^2.(1+2\theta_1\phi_1+\theta_1^2)}$$

$$\Rightarrow \rho_1 = \frac{(\phi_1+\theta_1)(1+\phi_1\theta_1)}{(1+2\theta_1\phi_1+\theta_1^2)}$$

لما تكون $k > q = 1$ ، فإن : $\rho_k = \phi_1\gamma_{k-1}$ [1] .

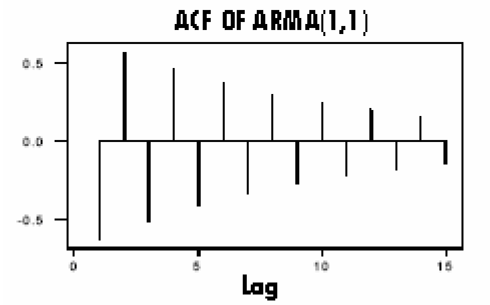
وكما هو الحال في عملية AR(1) الساكنة، فإن معاملات الإرتباط الذاتي لعملية ARMA(1,1) الساكنة تقترب من الصفر تدريجياً ، ويتحدّد معدل الإقتراب من الصفر بمعامل الإنحدار الذاتي ϕ_1 ، ولكنه يتأثر بمعلمتي الإنحدار الذَّاتي والمتوسطات المتحركة، وبناءاً على ذلك قد يكون من الصعب التمييز بين عمليّة ARMA(1,1) وعمليّةAR(1) ،

وتكون الدالة ACF في الحالة قيم المعلمتين $\phi_1 = 0.9, \theta_1 = -0.5$ كما يلي [2] :



الشكل(2-19): الدالة ACF للنموذج ARMA(1,1) في حالة : $\phi_1 = 0.9, \theta_1 = -0.5$

أما في حالة $\phi_1 = -0.9$, $\theta_1 = -0.5$ ، فتكون الدالة ACF للنموذج ARMA(1,1) كما يلي :



الشكل(2-20): الدالة ACF للنموذج ARMA(1,1) في حالة : $\phi_1 = -0.9, \theta_1 = -0.5$

---

[1] من المرجع [م.حشمان-02]، ص142

[2] من المرجع [ع.بري-02]، ص 51.

نلاحظ أن الدالة ACF للنموذج ARMA(1,1) تتخامد أسيًّا في اتجاه واحد أو متردد بين القيم الموجبة والسالبة وهي في هذا تشبه تماما الدالة ACF للنموذج AR(1) ماعدا أن التخامد يبدأ من ρ_1 .

3-1-2-2-2- الدالة PACF للنموذج ARMA(1,1) :

إن هذه الدالة والتي يرمز لها بالرمز ϕ_{kk} تُحسب تعريفا كالتالي :

$$\phi_{00} = 1 \quad , By\ Definition$$

$$\phi_{11} = \rho_1 = \frac{(1-\phi_1\theta_1)(\phi_1-\theta_1)}{1+\theta_1^2-2\phi_1\theta_1}$$

$$\phi_{22} = \frac{\rho_2-\phi_{11}\rho_1}{1-\phi_{11}\rho_1}$$

$$\phi_{33} = \frac{\rho_3-\phi_{21}\rho_2-\phi_{22}\rho_1}{1-\phi_{21}\rho_1-\phi_{22}\rho_2} \quad , \phi_{21} = \phi_{11}-\phi_{22}\phi_{11}$$

كذا تحسب بقية القيم تكرارياً .

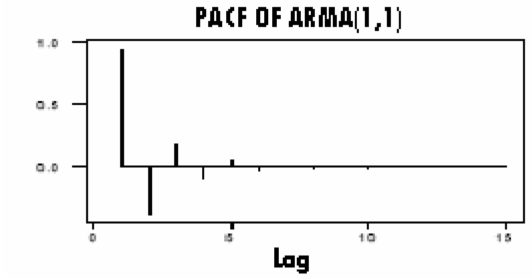
فمثلاً للقيم $\phi_1 = 0.9 , \theta_1 = -0.5$ نجد :

$$\phi_{11} = 0.944186 \quad \phi_{22} = -0.384471 \quad \phi_{33} = 0.183710$$

$$\phi_{44} = -0.908462 \quad \phi_{55} = 0.452979 \quad \phi_{66} = -0.226337$$

$$\phi_{77} = 0.113154 \quad \phi_{88} = -0.565702 \quad \phi_{99} = 0.282834$$

ونرسم هذه القيم كما يلي[1] :



الشكل(2-21): الدالة PACF للنموذج ARMA(1,1) في حالة : $\phi_1 = 0.9 , \theta_1 = -0.5$

نلاحظ أن الدالة PACF للنموذج ARMA(1,1) تتخامد أسيًّا في اتجاه واحد أو متردد بين القيم الموجبة والسالبة، وهي في هذا تشبه تماما الدالة PACF لنموذج MA(1) ماعدا أن التخامد يبدأ بعد القيمة الأولية $\phi_{11} = \rho_1$.[2]

---

[1] من المرجع [ع.بري-02]، ص 55.

[2] أنظر المرجع [م.حشمان-02]، ص143 .

3– 2– نماذج ARMA من درجة أعلى:

يمكن التوسّع في نموذج ARMA(1,1) الممثّل في المعادلة (2-18)، وذلك بضم عدد أكبر من معالم الإنحدار الذاتي ومعالم المتوسّطات المتحرّكة ، وعموماً تتم صياغة النموذجARMA(p,q) كما يلي:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \ldots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \ldots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

حيث تشتمل هذه النماذج كما يظهر في الكتابة اللاتينية أعلاه على القسم الإنحداري ذي الدرجة p وقسم المتوسطات المتحركة ذو الدرجة q .

وبإدخال فكرة معامل التأخير(B) فنجد ما يلي :

$$y_t = \phi_1 B^1 y_t + \phi_2 B^2 y_t + \ldots + \phi_p B^p y_t + \varepsilon_t + \theta_1 B^1 \varepsilon_t + \theta_2 B^2 \varepsilon_t + \ldots + \theta_q B^q \varepsilon_t$$

$$y_t - \phi_1 B^1 y_t - \phi_2 B^2 y_t - \ldots - \phi_p B^p y_t = \varepsilon_t + \theta_1 B^1 \varepsilon_t + \theta_2 B^2 \varepsilon_t + \ldots + \theta_q B^q \varepsilon_t$$

$$(1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^2 y_t - \ldots - \phi_p B^p) y_t = (1 + \theta_1 B^1 \varepsilon_t + \theta_2 B^2 \varepsilon_t + \ldots + \theta_q B^q) \varepsilon_t$$

$$\phi(B) y_t = \theta(B) \varepsilon_t$$

3– 2– 1– شروط استقرار وانعكاس النموذجARMA(p,q) :

لكي يكون هذا النموذج مستقرًّا يجب أن تكون كل الجذور لمعادلة المتجانسة $\phi(B) y_t = 0$ أكبر من الواحد بالقيمة المطلقة أمّا بالنسبة لشرط الإنعكاس فيجب أن تكون كل جذور المعادلة المتجانسة $\theta(B)\varepsilon_t = 0$ أكبرمن الواحد بالقيمة المطلقة .

3– 2– 2– الدالتين ACF وPACF للنموذجARMA(p,q) :

إن دوال الترابط الذاتي والترابط الذاتي الجزئي للنموذج المختلط ARMA(p,q) تمتد لانهائيا وتتكون من خليط من التخامدات الأسيّة والتخامدات الجيبية التي تنتهي إلى الصفر كلما زاد التخلف k ، عندما تكون $k > q - p$ ، فإن الدالة ACF تتحدّد من جزء الإنحدار الذاتي للنموذج ،وعندما تكون $k > p - q$ فإن الدالة PACF تتحدّد من جزء المتوسط المتحرك للنموذج .

4– النماذج الغير ساكنة:

لقد ناقشنا حتى الآن نماذجAR، MA، ARMA، والتي يمكن استخدامها لبناء نموذج للعديد من السلاسل الزمنيّة السّاكنة. ومع ذلك،كثيراً ما نواجه في الحياة العمليّة سلاسل زمنيّة غير ساكنة . إلا أن أغلب هذه السلاسل يمكن تحويلها إلى سلاسل ساكنة باستخدام تحويلات بسيطة، وسوف نناقش في الجزء القادم مجموعة من النماذج التي يُمكننا استخدامها لبناء نماذج للعديد من السلاسل الزمنية الغير ساكنة.كما سنناقش في الجزء الذي يليه مجموعة من النماذج التي تتضمّن نماذج موسميّة، هاته الأخيرة تعدُّ أمراً في غاية الأهمية من الناحية التطبيقيَة لأن كثيراً من السلاسل الزمنية هي سلاسل ربع سنوية أو شهرية تكون ذات ملامح سنوية كما سنرى .

4– 1– نموذج السّير(الإنتقال) العشوائي (Rondom Walk Process):

رأينا أنه في حالة نموذج AR(1) ، وحتى يكون ساكناً يجب أن تكون المعلمة $|\phi_1| < 1$ ، وبوضع هذه المعلمة تساوي الواحد أي $\phi_1 = 1$ ، وفي هذه الحالة يكتب النموذج كما يلي :

[1] $$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \ldots\ldots \ (20\text{-}2)$$

كما يمكن كتابة هذا النموذج كما يلي :

$$y_t - y_{t-1} = \varepsilon_t \ldots\ldots \ (21\text{-}2)$$

ويُعرف (2-20) باسم نموذج الإنتقال العشوائي، حيث تحدث التغيُّرات في هذا النموذج عن طريق التغير العشوائي ε_t. فإذا كانت هذه الأخيرة تمثل خطوات للأمام أو للخلف في الفترة الزمنيّة t ، ولا يتأثر قرار اتجاه السّير في الفترة التالية بموقع السائر في الفترة الحاليَّة .

4-2- دالة الذاكرة :

بالحذف المتتالي للمتغيّرات السابقة y_{t-1} ، y_{t-2} ، . . . من المعادلة (2-20) نجد أن :

$$y_t = \varepsilon_t + \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_{t-2} + \ldots$$

وتبين هذه المعادلة الأخيرة أن عملية السير العشوائي هي عملية عشوائية تتراكم فيها التغيّرات بمرور الزمن .كما يتضح لنا من نفس المعادلة أن ذاكرة عملية السّير العشوائي ثابتة وتأخذ القيمة واحد مهما كانت قيمة الفجوة الزمنيَة .وهذا يعني أن تأثير التغيّر العشوائي في الفترة الزمنيّة t سيظلّ باقيا ولن يختفي أبدًا ، والجدير بالذّكر أن دالة الذاكرة التي لا تختفي هي الملامح العامة لسلسلة غير ساكنة .

4-3- نماذج الإنحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة التكاملية ARIMA(p,d,q) [2] :

كما رأينا فإنه يمكننا في الغالب تحويل سلسلة زمنيّة غير ساكنة إلى أخرى ساكنة وذلك باستخدام تحويلة الفروق ، أي أنه يمكن تحقيق السّكون عند التعامل مع فروق السلسلة، وفي هذه الحالة يمكن استخدام بعضاً من نماذج MA، AR، ARMA التي عرَفناها آنفاً وضع نموذج لسلسلة الفروق .

نفترض أن سلسلة الفروق الأولى ساكنة، إذا استخدمنا $w_t = y_t - y_{t-1}$.

ولتعريف الفرق بين مشاهدات y_t المتتالية، فإنه يمكن وضع w_t و w_{t-1} في نموذج ARMA(1,1) لنحصل على ما يلي :

$$w_t = \phi_1 w_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

ويُطلق على عمليّة y_t التي عبّرنا عليها في المعادلتين الأخيرتين إسم عمليّة الإنحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة التكامليّة أو المركّبة ARIMA ، وبالتحديد يُشار إلى النموذج الأخير بالرمز ARIMA(1,1,1) ، حيث تُشير الأرقام الموجودة بين القوسين إلى درجة عمليّة الإنحدار الذاتي، عدد الفروق اللاّزمة لتحقيق السكون ، ودرجة عمليّة الإنحدار الذاتي، كما يمكننا التعبير عن نموذج AR(p) كنموذج ARIMA(p,0,0)، كذلك يُمكن التعبير عن النموذج MA(q) كنموذج ARIMA(0,0,q)، كما يمكننا التعبير عن ARIMA(p,q) كنموذج ARIMA(p,0,q) .

---

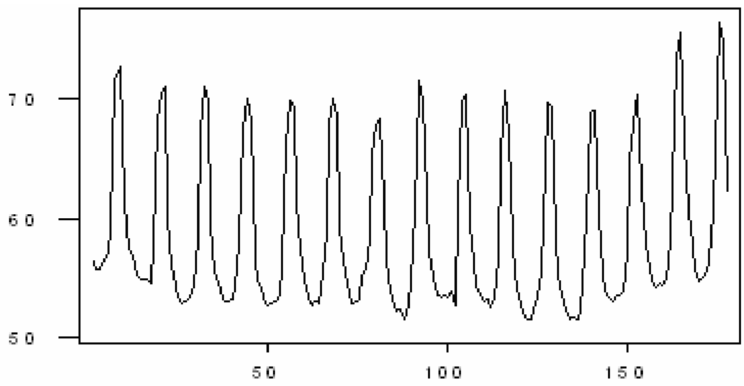
[1] أنظر المرجع [م.حشمان-02]، ص111.

[2] هي اختصار لـ : Auto Regressive Integrated Moving Average of Order p, d and q .

يسمى هذا النوع من النماذج بالنماذج المتجانسة غير المستقرة أو المختلطة المركبة (*Integrated*) من الدرجة d [1]، هذه الأخيرة تختلف عن سابقتها وخاصة ARMA(p,q) في أن السلسلة الزمنية المدروسة غير مستقرة، ولإزالة عدم الإستقرار هذا، يجب استعمال طريقة مناسبة لمصدر عدم الإستقرار، فنطبق طريقة الفروقات من الدرجة الأولى إذا كان مصدر عدم الإستقرار هذا هو الإتجاه العام ، وهذا لمرة أو مرتين، بينما نطبق طريقة الفروقات من درجة مناسبة لإزالة الموسمية، بينما يمكن استعمال طريقة بوكس- كوكس في شلها البسيط في إدخال اللوغاريتم على السلسلة الزمنية لإزالة عدم الثبات في التباين [2] ، إلا أنه يفضل استعمال تحويلة الجدر التربيعي لأنها تقوم بتثبيت التباين أكثر من التحويلة اللوغاريتمية[3] .

4- 4- النماذج الموسمّية[4] :

إن السلاسل الزمنية الموسمية تعطي أنماط متشابهة تتكرر على فترات زمنية متساوية البعد مثل أن يتكرّر النمط كل أربعة وعشرون ساعة، أو كل سبعة أيام أو كل شهر أو ثلاثة أشهر أو سنة، وعند محاولة بناء نموذج لمثل هذا النوع من السلاسل، فإنه من المنطقي دراسة الإرتباط بين مشاهدات نفس الموسم في السنوات المتتالية بالإضافة إلى دراسة الإرتباط بين مشاهدات المواسم المتتاليّة . والشكل الموالي تمثيل لإحدى هذه السلاسل الموسمية .



المصدر:[ع.م.بري-02]،ص 106.

4- 4-1- نماذج الإنحدار الذاتي الموسمّية SAR(p)[5] :

إذا كان لذينا مثلاً سلسلة زمنيّة ربع سنوية، فإنها تتبع عملية انحدار ذاتي موسمي من الرتبة الأولى إذا أمكن التعبير عن المشاهدة الحالية للسلسلة y_t، كدالة خطية في مشاهدة السلسلة التي حصلنا عليها في نفس الموسم من السنة السابقة y_{t-s} (هنا تكون $s = 4$) ، بالإضافة على تغير عشوائي ε_t ، أي أن :

$$y_t - \phi_1 y_{t-s} = \varepsilon_t$$

وباستخدام مشغّل الإزاحة للخلف يمكن التعبير عن هذا النموذج كالآتي :

[1] حيث تمثل d عدد مرات تطبيق الفروق من الدرجة الأولى للحصول على سلسلة زمنية مستقرة .

[2] من المرجع [م.حشمان- 02] ، ص 144.

[3] أنظر المرجع [ع.ق.عطية-02] ، ص 625 .

[4] من المرجع [و.فاندل-92]،ص ص 93-99 .

[5] هي اختصار لـ: Seasonal Auto Regressive of order p.

$$(1-\phi_1 B^s)y_t = \varepsilon_t \cdots\cdots \quad (22-2)$$

حيث أن المعلمة ϕ_1 تمثل معلمة الإنحدار الذاتي الموسمي، ويمكن الإشارة إلى هذا النموذج بالرمز $AR(1)_s$.

ومع ذلك سنرمز إليه بالرمز SAR(1) ، حيث نستطيع معرفة طول الموسم من المعلومات المتاحة عن السلسلة .

وبنفس الأسلوب الذي استخدمناه للتوسع في نماذج AR لكي تتضمَّن معالم جديدة، يُمكننا التوسع في النموذج (2-22) الأخير ليتضمن معالم انحدار ذاتي موسمي إضافية، وعموماً يمكن كتابة النموذج SAR(p) الذي يعني نموذج الإنحدار الذاتي الموسمي من الدرجة p الذي يكتب بالصيغة التالية :

$$\Phi(B)w_t = \varepsilon_t$$

حيث : $\Phi(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \cdots - \Phi_p B^{ps}$

و كذلك : $w_t = \nabla_s^D \nabla^d y_t$

حيث أن ∇_s^D تمثل مشغّل الفروق الموسمية ، كما يمثل ∇^d مشغّل الفروق المتتالية، و اللذان يستخدمان من أجل تسكين (استقرار) السلسلة الزمنية .

كمأن ACF للدالة المثلة للنموذج SAR(p) تشبه في خصائصها العامة الدالةACF الممثّلة للنموذج الإنحداري الذاتي العادي AR(P) فيما عدا ظهور قيم الدالة عند مضاعفات S ، أي عند مضاعفات طول الدورة الموسمية ، فمثلاً إذا كان النموذج من الدرجة الأولى أي AR(1) ، وطول الدورة الموسمية $s = 4$ ، فإن قيم معاملات الدالة ACF تظهر عند مضاعفات الرقم 4 ، وتقترب تدريجيا من الصفر ، وأيضا تحسب معاملات ACF لنموذج SAR(1) من نفس العلاقة التي استعملت من أجل حساب معاملات ACF للنموذج العادي AR(1) ، فيما عدا ظهور هذه القيم عند مضاعفات طول الدورة الموسمية (s) ، أي أن : $k > 0$, $\rho_{sk} = \Phi_1^k$.

4-4-2- نماذج المتوسطات المتحرّكة الموسمية SMA(q)[1] :

يُقال عن سلسلة زمنية ساكنة أنها تتبع عملية متوسطات متحركة موسمية من الرتبة الأولى ، إذا أمكننا التعبير عن المشاهدة الحالية y_t باستخدام التغيّر العشوائي الحالي ε_t والتغيّر العشوائي ε_{t-1} الذي حدث في نفس الموسم من السنة الماضية، وهنا فإن (s) تساوي طول الدورة الموسمية، ويمكن كتابة هذا النموذج كما يلي :

$$y_t = \varepsilon_t + \Theta\varepsilon_{t-1}$$

كما يُمكن كتابته في الصيغة التالية :

$$y_t = (1 + \Theta B^s)\varepsilon_t$$

حيث تمثل H معلمة نموذج المتوسطات المتحركة الموسمي . ويرمز لهذا النموذج بالرمز MA(1)s ، ولكن عموماً يرمز له بالرمز كالآتي : SMA(1) .

كما يُمكننا التوسع في النموذج السابق وذلك بإضافة معلمات أخرى، وعموماً فإن النموذج من الدرجة Q يمكن التعبير عليه

---

[1] هي اختصار لـ : Seasonal Moving Average.

كما يلي : $w_t = \Theta(B^s)\varepsilon_t$.

حيث أن : $\Theta(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \cdots - \Theta_Q B^{Qs}$

$$w_t = \nabla_s^D \nabla^d y_t$$

وكما في نموذج الإنحدار الذاتي، فإن ∇_s^D تمثل مشغّل الفروق الموسميّة،كما يمثل ∇^d مشغِّل الفروق المتتاليّة، و اللّذان يستخدمان من أجل تسكين السلسلة الزمنيّة .

كمأن الدالة ACF المثلة للنموذج SMA(Q) تشبه في خصائصها العامة الدالة ACF المثلة لنموذج المتوسطات المتحركة العادي AR(P) فيما عدا ظهور قيم الدالة عند مضاعفات S ، أي عند مضاعفات طول الدورة الموسميّة،فإذا كان لذينا النموذج من الدرجة الأولى أي MA(1) ، توجد قيمة واحدة فقط غير صفريّة تظهر عند فجوة زمنية تساوي طول الدورة الموسميّة، وبالتالي فإن معامل الإرتباط الذاتي يكون كما يلي :

$$\rho_s = -\Theta_1 / (1 + \Theta_1^2)$$

أمّا : $\rho_{sk} = 0 \quad , \forall k \geq 2$

وفي نماذج المتوسطات المتحركة الموسميّة من رتبة أعلى، فإن عدد معاملات الإرتباط الذاتي الغير صفريّة مع رتبة العملية ، وتظهر هذه المعاملات عند مضاعفات S .

4-4-3- النماذج الموسمية المختلطة SARMA[1] :

يُمكننا دمج نماذج الإنحدار الذاتي الموسميّة مع نماذج المتوسطات المتحركة الموسميّة في مجموعة واحدة كما يلي :

$$\Phi(B^s) y_t = \Theta(B^s)\varepsilon_t$$

حيث أن :

$$\Phi(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2S} - \cdots - \Phi_P B^{PS}$$
$$\Theta(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2S} - \cdots - \Theta_Q B^{Qs}$$
$$w_t = \nabla_s^D \nabla^d$$

ويُمثل ∇_s^D و ∇^d مشغّلي الإزاحة المستخدمان في تسكين السلسلة الزمنية y_t .

ووجه الإختلاف الوحيد بين معاملات الإرتباط الذاتي للنماذج المختلطة الموسمية هاته والنماذج المختلطة العادية هو ظهور معاملات الإرتباط الذاتي في النماذج الموسمية عند فجوات زمنية مساوية لمضاعفات طول الدورة الموسمية . وباستخدام نفس رموزنماذج الإنحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة التكاملية يمكن الإشارة إلى النماذج الموسمية المختلطة[2] العامة، وذلك باستخدام الرمز: $\text{ARIMA}(P,D,Q)_s$ حيث أن :

P :رتبة عملية الإنحدار الذاتي الموسمية ،

---

[1] هي اختصار لـ : Seasonal Auto Regressive Moving Average.

[2] هي اختصار لـ : Auto Regressive Integrated Moving Average.

D : عدد الفروق الموسمية ،

Q : رتبة عمليّة الموسطات المتحركة الموسمية ،

s : طول الدورة الموسمية .

4-4-4- النماذج الموسمية المركبة المضاعفة $SARIMA(p,d,q)\times(P,D,Q)_s$:

يكون هذا النموذج من الشكل التالي :

$$\phi_p(B)\Phi_p(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D y_t = \delta + \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)\varepsilon_t \ ,\varepsilon_t \sim WN(0,\sigma^2)$$

حيث : $\phi_p(B)$ و $\theta_q(B)$ هما عاملي الإنحدار الذاتي والمتوسط المتحرك غير الموسمية والتي مرت علينا سابقاً ،

و : $\Phi_P(B^s) = 1 + \Phi_1 B^s + \Phi_2 B^{2s} + \ldots + \Phi_P B^{Ps}$ عامل الإنحدار الذاتي الموسمي،

و : $\Theta_Q(B^s) = 1 + \Theta_1 B^s + \Theta_2 B^{2s} + \ldots + \Theta_Q B^{Qs}$ عامل المتوسط المتحرك الموسمي .

ويسمى هذا بالنموذج الموسمي التضاعفي (**Multiplicative Seasonal Models**) .

فيكون لدينا مثلا النموذج $SARIMA(0,1,1)(1,1,0)_{12}$ والذي يكتب من الشكل التالي[1] :

$$(1-\Phi_1 B^s)(1-B)y_t = (1-\theta_1 B)\varepsilon_t \ , \quad \varepsilon_t \sim WN(0,\sigma^2)$$

4-4-4-1- الدالة ACF للنموذج $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$:

فيما يلي تمثيل لبعض دوال الترابط الذاتي لبعض النماذج الموسمية[2]:

أ- نموذج $SARIMA(0,d,0)(0,D,1)_s$: $w_t = (1-\Theta B^s)\varepsilon_t$

$$\rho_k = \begin{cases} 1 & ,k=0 \\ -\dfrac{\Theta}{1+\Theta^2} & ,k=s \\ 0 & ,otherwise \end{cases}$$

ب- نموذج $SARIMA(0,d,0)(1,D,1)_s$: $(1-\Phi B^s)w_t = \varepsilon_t$

$$\rho_k = \begin{cases} 1 & ,k=0 \\ \Phi^{\frac{k}{s}} & ,k=s,2s,\ldots \\ 0 & ,otherwise \end{cases}$$

وسوف نستعرض بعض الرسومات لدالة الترابط الذاتي للمتسلسلات الزمنية الموسمية لإعطاء فكرة عن أشكالها .

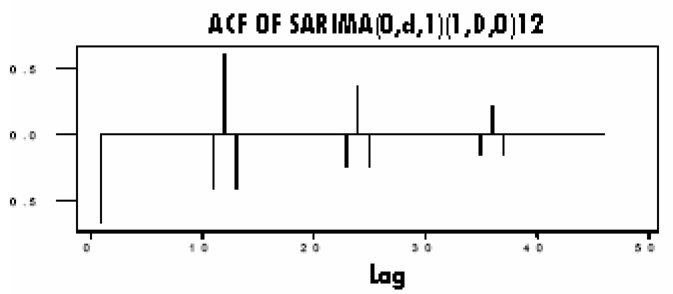
الأشكال التالية لنموذج $SARIMA(0,d,1)(1,D,0)_{12}$:

أ- في حالة : $\theta = 0.5 , \Phi = 0.6$ ، فتكون كما يلي :

---

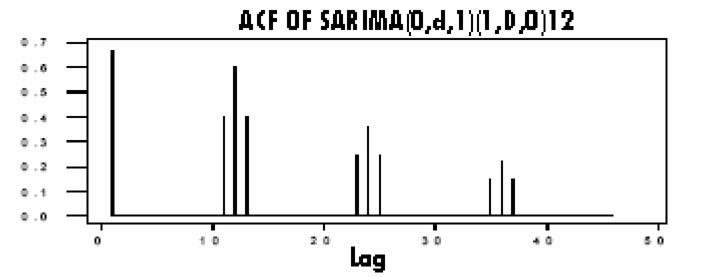
[1] في جميع النماذج القادمة سيكون مفهوماً ضمنيا أن: $\varepsilon_t \sim WN(0,\sigma^2)$

[2] للمزيد من التفصيل حول كيفية اشتقاق هاته الدوال أنظر [ع. بري-02] ، إبتداءًا من ص **106** .



الشكل(2-22): الدالة ACF للنموذج $SARIMA(0,d,1)(1,D,0)_{12}$ **في حالة :** $\Phi = 0.6\ ,\ \theta = 0.5$

ب- أما في حالة: $\Phi = 0.6\ ,\ \theta = -0.5$ ، فتكون كما يلي :



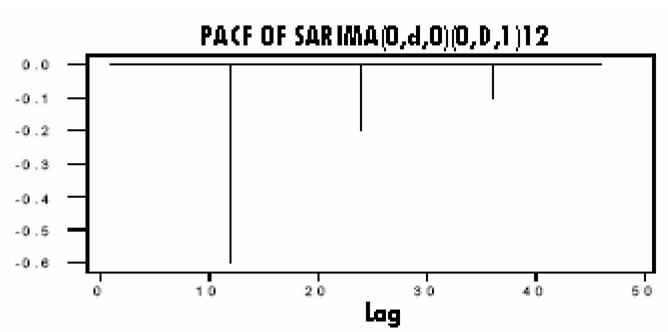
الشكل(2-23): الدالة ACF للنموذج $SARIMA(0,d,1)(1,D,0)_{12}$ **في حالة :** $\Phi = 0.6\ ,\ \theta = -0.5$

4-4-4 -2- الدالة PACF للنموذج $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$:

من الصعوبة اشتقاق وتفسير أنماط دالة الترابط الذاتي الجزئي للنماذج الموسمية التضاعفية ولكنها وبشكل عام فإن أجزاء النموذج الموسمية وغير الموسمية والتي تنمذج المتوسط المتحرك تعطي تخامدات أسية وتخامدات جيبية عند التخلفات الموسمية وغير الموسمية، وفي النماذج التي تحوي انحدار ذاتي فإن الترابطات الذاتية الجزئية تعطي قطعاً (***Cut Off***) . الأشكال التالية لإعطاء فكرة عن بعض دوال الترابط الذاتي الجزئي لبعض النماذج [1] :

1- شكل دالة الترابط الذاتي الجزئي لنموذج : $w_t = (1 - \Theta B^{12})\varepsilon_t$

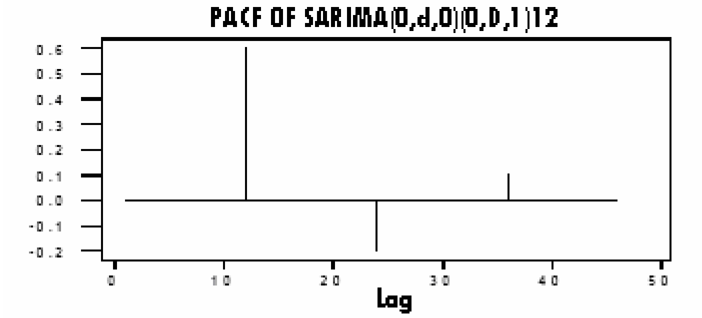
أ- عندما تكون $\Theta = 0.6$:



الشكل(2-24): الدالة PACF للنموذج $SARIMA(0,d,1)(1,D,0)_{12}$ **في حالة :** $\Theta = 0.6$

[1] أنظر المرجع [ع. بري-02]، ص147 .

ب– أما عند : $\Theta = -0.6$ ، فتكون كما يلي :



الشكل(2–25) : الدالة PACF للنموذج $SARIMA(0,d,1)(1,D,0)_{12}$ في حالة : $\Theta = -0.6$

المبحث الثالث : منهجية بوكس – جنكنز في تحليل السلاسل الزمنية

يُقسَّم هذا النموذج وفق منهجية بوكس– جنكنز إلى أربع مراحل وهي[1]:

1– تحديد النموذج *"Identification"* ،

2– تقدير معلمات النموذج *"Estimation"* ،

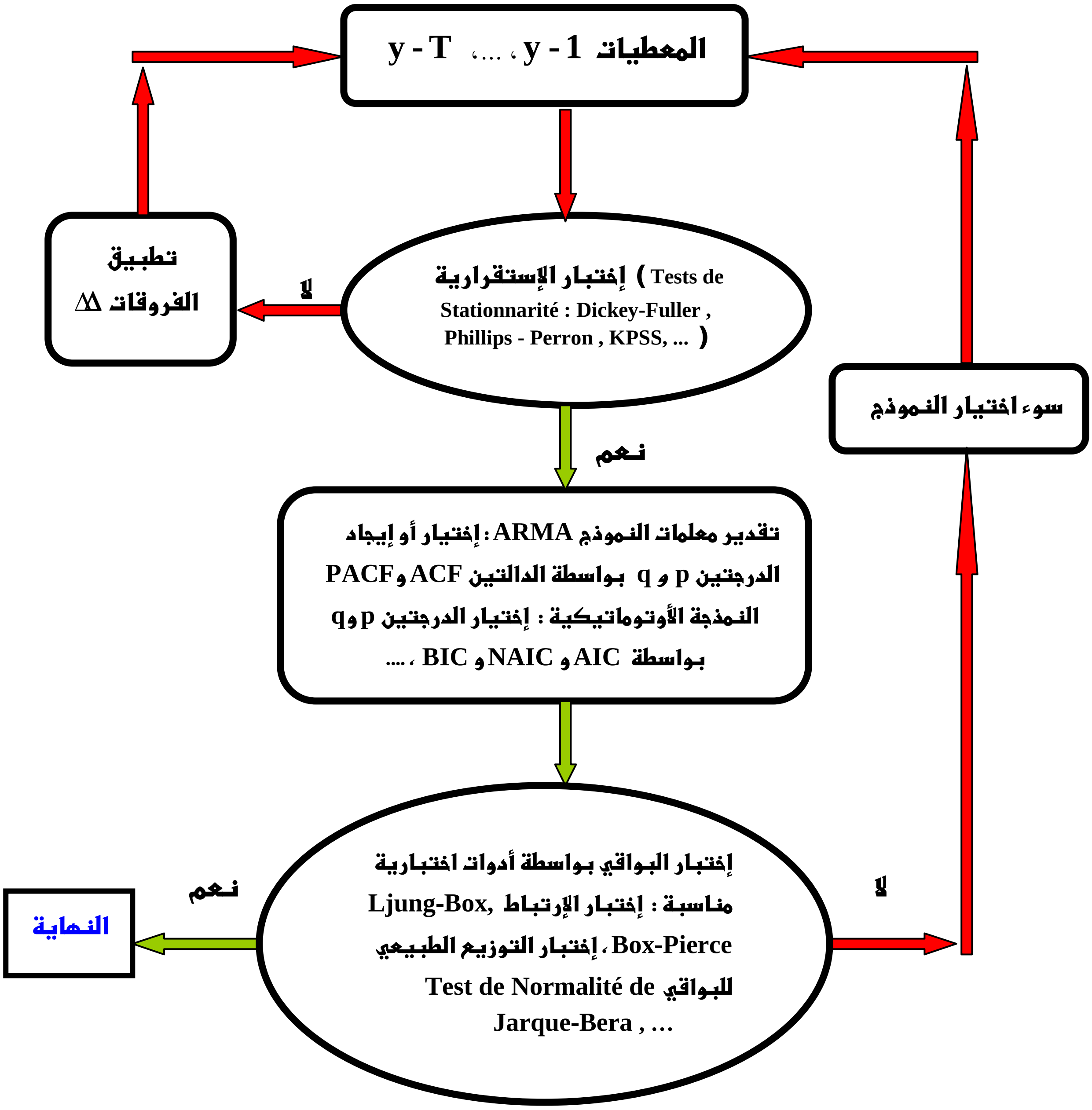
3– الإختبار *"Diagnostic Checking"* ،

4– التوقع بالقيم المستقبلية *"Forecasting"* .

وعلى الرغم من أن منهاج عمل العديد من هذه الخطوات كان معروفاً قبيل بوكس– جنكنز أي سنة **1970** ، إلا أنهما أول من وحَّدَ هذه الخطوات في الأسلوب المعروف باسمهما .

في مرحلة تحديد النموذج ، يقوم الباحث فيها بالتعرف على النموذج الذي تخضع له السلسلة الزمنية ، وبعد التعرّف تأتي مرحلة تقدير معلمات النموذج بواسطة إحدى الطرق المختلفة، ثم مرحلة التشخيص وهي اختبار قوة النموذج التوقعية عن طريق فحص بواقيه للتأكد من أنها تشكل صدمات عشوائية بواسطة أدوات اختبارية معينة ، وفي النهاية يستخدم النموذج في العملية التوقعية وهي آخر مرحلة، والشكل التالي (**2–11**) يوضح لنا المراحل المختلفة من أجل نمذجة السلسلة الزمنية بواسطة نموذج **ARIMA** .

[1] من المرجع[**95**- C.GOURIEROUS] ،ص**181**.



شكل (2-26) : مراحل النمذجة بواسطة نماذج ARMA

المصدر: [M.BOUTAHAR-05]، ص15.

1- مرحلة تحديد النموذج :

في هذه المرحلة يتم فيها التعرُّف على النماذج التي تخضع لها السلسلة الزمنية محل الدراسة ، وهذا من خلال دالتي الإرتباط الذاتي الكلية (ACF) والجزئية (PACF)، وذلك للتأكد من استقرارية السلسلة الزمنية، كما تُستخدم الدالتين معاً للتعرف على نموذج السلسلة .

1-1- الحكم على استقرارية السلسلة الزمنية :

من أجل الحكم على استقرارية السلسلة الزمنية، فإنه يُمكننا الحكم على استقرارية السلسلة الزمنية كما يلي :

1- إما بالنظر إلى معاملات دالة الإرتباط الذاتي الكلية(**ACF**) أوالجزئية(**PACF**)،والتي تقع داخل مجال الثقة الذي يساوي عند مستوى المعنوية5%: $[\pm \frac{2}{\sqrt{T}}]$ والممثّل بالخط النقطي قبل الفترة القابلة لربع المشاهدات $(\frac{T}{4})$، فيعتبركل معامل ارتباط ذاتي في الدالتين معدوماً إذا وقع ضمن هذا المجال، وبالتالي تكون السلسلة الزمنية مستقرةوتكون غير مستقرة إذا كانت خلاف ذلك .

2- كذلك يمكننا التأكد من استقرارية السلسلة الزمنية باستخدام اختبار ديكي فولر(**Dicky -Fuller Test**)،وذلك كما أوضحنا سالفاً [1] .

1-2- التعرف على درجة نموذج السلسلة :

نقوم باختيار النموذج الملائم لسلسلة البيانات من بين نماذج **ARIMA**، أي أننا نختار درجة الفروق المتتالية ودرجة الفروق الموسمية لتحقيق استقرارية السلسلة ، كما نقوم بتحديد درجة كثير الحدود المناظرة لنماذج الإنحدار الذاتي **AR** والمتوسطات المتحركة **MA** العادية والموسمية أي **SAR** و **SMA** ، ولتحقيق ذلك نستخدم الدالة **ACF** و**PACF** مع الخصائص التي تطرقنا إليها في المبحث السابق ، والتي يمكن تلخيصها في الجدول التالي :

جدول(2-1): الدالة ACF و PACF للنماذج الغير موسمية :

النموذج	الدالة ACF	الدالة PACF
AR(1) و (1,d,0)	تخامد أسّي أو أسّي متردّد	$\phi_{kk}=0, k>1$
AR(2) و (2,d,0)	تخامد أسّي أو تخامد جيبي	$\phi_{kk}=0, k>2$
AR(p) و (p,d,0)	تخامد أسّي و/ أو تخامد جيبي	$\phi_{kk}=0, k>p$
MA(1) و (0,d,1)	$\rho_k=0, k>1$	يسيطر عليها تخامد أسّي
MA(2) و (0,d,2)	$\rho_k=0, k>2$	يسيطر عليها تخامد أسّي أو جيبي
MA(q) و (0,d,q)	$\rho_k=0, k>q$	يسيطر عليها تخامد أسّي و/ أو جيبي
ARMA(1,1) و (1,d,1)	تتناقص وتتخامد أسيّا من التخلف 1	تتناقص ويسيطر عليها تخامد أسّي من التخلف 1
ARMA(p,q) و (p,d,q)	تتناقص بعد التخلف p - q وتتخامد أسيّا و / أو جيبيّا بعد التخلف p - q	تتناقص بعد التخلّف q - p ويُسيطر عليها تخامد أسّي و/ أو جيبي بعد التخلف p

المصدر:[ع.بري-02]،ص65- 66.

وفيما يخص النماذج الموسمية فإن الداليتين **ACF** و **PACF** لها تكونان كما يلي :

[1] أنظر في الصفحة **70** من هذا الفصل .

جدول (2-2) : الدالة ACF و PACF للنماذج موسمية :

النموذج	الدالة ACF	الدالة PACF
$SARIMA(p,0,0)\times(P,0,0)_S$	تقترب من الصفر تدريجيا	تساوي الصفر بعد التخلف $p+sP$
$SARIMA(0,0,q)\times(0,0,Q)_S$	تساوي الصفر بعد التخلف $q+sQ$	تقترب من الصفر تدريجيا
النمـــاذج المختلطـــــة	تقترب من الصفر تدريجيا	تقترب من الصفر تدريجيا

المصدر : [و.فاندل-92]، ص 160.

2- مرحلة تقدير معلمات النموذج :

بعد الإنتهاء من مرحلة التعرف على نموذج السلسلة الزمنية، وذلك بتحديد كل من (p,d,q) ، يُمكننا الإنتقال إلى المرحلة الموالية والمتمثلة في تقدير معلمات النموذج .

2-1- تقدير معلمات نموذج إنحداري ذاتي من الدرجة p AR(p) :

يمكن تقدير معلمات هذا النموذج، وهي : $\phi_1,\phi_2,\ldots,\phi_p$ ، وذلك باستعمال إحدى الطرق التالية :

2-1-1- طريقة معادلات يول - ولكر (Youl – Walker) [1]:

تلجأ هذه الطريقة إلى معادلات يول- ولكر من خلال دالة الإرتباط الذاتي لتقدير معلمات نموذج الإرتباط الذاتي، فتكون في حالة النموذج من الدرجة 2 ، أي : AR(2) فتكون لدينا معادلتين يول- ولكر كما يلي :

$$\rho_1=\phi_1+\phi_2\rho_1\ldots\ldots\ldots(1)$$

$$\rho_2=\phi_1\rho_1+\phi_2\ldots\ldots\ldots(2)$$

فمن العلاقة (1) الأخيرة يمكننا حساب : $\phi_1=\rho_1(1-\phi_2)\ldots\ldots\ldots(3)$

وبالتعويض في (2) نحسب : $\phi_2=\dfrac{\rho_2-\rho_1^2}{1-\rho_1^2}\ldots\ldots\ldots(4)$

بالتعويض في (3)، فيمكننا استنتاج ما يلي:

$$\phi_1=\rho_1\left(1-\frac{\rho_2-\rho_1^2}{1-\rho_1^2}\right)$$

وبتعويض معلمتي دالة الإرتباط الذاتي بالمعلمتين الخاصتين بالعينة نحصل على ما يلي :

[1] من المرجع [م.حشمان-02]، ص 151.

$$\hat{\phi}_1 = r_1\left(1-\frac{r_2-r_1^2}{1-r_1^2}\right) = r_1\left(\frac{1-r_1^2}{1-r_1^2}\right)$$

ومنه نجد أن قيمة $\hat{\phi}_2$ تساوي : $\hat{\phi}_2 = \dfrac{r_2 - r_1^2}{1-r_1^2}$.

وفي حالة النموذج من الدرجة الثالثة أي من الشكل: $AR(3)$ ، فإنه و باستعمال دالة الإرتباط الذاتي، فتكون معادلات يول– ولكر الخاصة بالنموذج كما يلي : $\rho_j = \phi_1\rho_{j-1} + \phi_2\rho_{j-2} + \phi_3\rho_{j-3}$

وباستعمال المصفوفات نتحصل على ما يلي :

$$\begin{bmatrix}\rho_1\\ \rho_2\\ \rho_3\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}1 & \rho_1 & \rho_2\\ \rho_1 & 1 & \rho_1\\ \rho_2 & \rho_1 & 1\end{bmatrix} \times \begin{bmatrix}\phi_1\\ \phi_2\\ \phi_3\end{bmatrix}$$

وبتعويض معاملات الإرتباط الذاتي للمجتمع بمعاملات الإرتباط الذاتي للعينة ، نتحصل على شعاع المعالم المقدر وفق العلاقة التالية :

$$\begin{bmatrix}\hat{\phi}_1\\ \hat{\phi}_2\\ \hat{\phi}_3\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}1 & r_1 & r_2\\ r_1 & 1 & r_1\\ r_2 & r_1 & 1\end{bmatrix}^{-1} \times \begin{bmatrix}r_1\\ r_2\\ r_3\end{bmatrix}$$

2-1-2- الطريقة الإنحدارية[1]:

لتوضيح هذه الطريقة نفترض نموذجاً من الدرجة الثانية أي $AR(2)$، وبسبب مشكل قيّم الإنطلاق، نبدأ عملية التقدير من الفترة $(t = p+1 = 3)$ كما يلي : $y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \varepsilon_t$

و بالتعويض نجد :

$$\begin{aligned} y_3 &= \delta + \phi_1 y_2 + \phi_2 y_1 + \varepsilon_3\\ y_4 &= \delta + \phi_1 y_3 + \phi_2 y_2 + \varepsilon_4\\ &\dots\\ y_T &= \delta + \phi_1 y_{T-1} + \phi_2 y_{T-2} + \varepsilon_T \end{aligned}$$

وبكتابتها في شكل مصفوفات نحصل على ما يلي :

[1] من المرجع [م.حشمان -02]، ص153 .

$$\begin{bmatrix} y_3 \\ y_4 \\ \vdots \\ y_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & y_2 & y_1 \\ 1 & y_3 & y_2 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & y_{T-1} & y_{T-2} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \delta \\ \phi_1 \\ \phi_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \\ \vdots \\ \varepsilon_T \end{bmatrix}$$

$$\underset{[(T-P).1]}{Y} = \underset{[(T-P).3]}{X} \quad \underset{[3.1]}{\Phi} \quad \underset{[(T-P).1]}{E}$$

ومنه فإن : $\hat{\phi} = (X'X)^{-1} X'Y$.

2 –2– طرق تقدير نماذج المتوسطات المتحركة و المختلطة :

تعتبر نماذج MA(q) و ARMA(p,q) أعقد بكثير من حيث التقدير من النماذج الإنحدارية السالفة الذكر،كونها غير خطية المعالم من جهة، وعدم مشاهدة متغير الأخطاء من جهة أخرى ، فهدف التقدير من جهة هنا هو تحديد معالم القسم الإنحداري ، و قسم المتوسطات المتحركة ARMA(p,q) معاً ، أو معلمات قسم المتوسطات المتحركة لوحدها في نموذج MA(q)، ففي حالة النموذج المختلط العام التالي :

$$y_t - \phi_1 y_{t-1} - \phi_2 y_{t-2} - \ldots - \phi_p y_{t-p} = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \ldots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

أي : $\Phi(L)\, y_t = \Theta(L)\, \varepsilon_t$

حيث أن:

$$\Phi(L) = 1 - \phi_1 L^1 - \phi_2 L^2 - \ldots - \phi_p L^p$$

$$\Theta(L) = 1 + \theta_1 L^1 + \theta_2 L^2 + \ldots + \theta_q L^q$$

بافتراض إمكانية قلب المعامل $\Phi(L)$ ، فإن :

$$\varepsilon_t = \Theta^{-1}(L)\Phi(L)$$

2–2–1 – طريقة أعظم احتمال (المعقولية العظمى) (MaximumLikelihood)[1] :

تكون دالة المعقولية العظمى الخاصة للنموذج المستقرAR(1) من الشكل التالي[2]:

$$y_t = w + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad , \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma^2)$$ [3]

أما بالنسبة للتوزيع المتصل للمتغيّر Y_t الذي يساوي $Y_t = (y_1, \ldots, y_T)'$ ، الذي يتبع التوزيع المستقر كما يلي :

$$Y_T \sim N(\mu, \textstyle\sum)$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ \vdots \\ y_T \end{bmatrix} \sim N\left(\begin{bmatrix} \mu \\ \vdots \\ \mu \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \gamma_0 & \cdots & \gamma_{T-1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{T-1} & \cdots & \gamma_0 \end{bmatrix} \right)$$

---

[1] تقوم فكرة التقدير وفقا لطريقة المعقولية العظمى (MLE) من الحقيقة القائلة بأن كل مجتمع يفرز عينات خاصة به ، كمأن احتمال انتماء العينة إلى المجتمع الذي سحبت منه يكون أكبر من احتمال انتماء هذه العينة إلى أي مجتمع آخر ، وعليه فإن الفكرة هي تقدير المجتمع من خلال قيم مشاهدات العينة المسحوبة ، وذلك عن طريق احتساب احتمال العينة على مختلف المجتمعات ومن ثم تشخيص المجتمع الذي تنتمي إليه في ضوء أكبر احتمال متحقق من بين مختلف هذه الإحتمالات .

[2] من المرجع[G.CHEVILLON-04]، ص50 .

[3] NID : Normale et Indépendemment Distribuée de moyenne 0 et de variance σ^2

أين يكون $\gamma_h = \alpha_1^h \sigma_y^2$ ، وكذلك $\sigma_y^2 = (1-\alpha_1^2)^{-1}\sigma^2$ ، و $\mu = (1-\alpha_1)^{-1}\upsilon$

ولذلك فإن الصيغة الرياضية لدالة الكثافة الإحتمالية للمشاهدة $Y_T = (y_1,\dots,y_T)$ تعطى كما يلي :

$$f(Y_T) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)|\Sigma|^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2}(Y_T-\mu)'\sum^{-1}(Y_T-\mu)\right)$$

ولأن الأخطاء (ε_t) مستقلة الواحدة عن الأخرى ، فإن الإحتمال المشترك يساوي حاصل ضرب الإحتمالات المفردة كما يلي :

$$f(\varepsilon_2,\dots,\varepsilon_T) = \prod_{t=2}^{T} f_\varepsilon(\varepsilon_t)$$

وبمأن : $\varepsilon_t = y_t - (\upsilon + \alpha_1 y_{t-1})$

فإذن يكون لدينا ما يلي : $f(Y_t|Y_{t-1}) = f_\varepsilon(y_t - (\upsilon + \alpha_1 y_{t-1}))$ ، من أجل كل $t = 2,\dots,T$

وهكذا :

$$f(y_1,\dots,y_T) = f_\varepsilon(y_T|y_{T-1},\dots,y_1)\, f(y_{T-1},\dots,y_1)$$
$$= \left[\prod_{t=2}^{T} f(y_T|y_{T-1})\right] f(y_1)$$

ومن أجل $\varepsilon_t \sim NID(0,\sigma^2)$ ، فإن دالة المعقولية العظمى تعطى بالشكل التالي :

$$L(\lambda) = f_\varepsilon(\varepsilon_1,\dots,\varepsilon_T;\lambda)$$
$$= \left[\prod_{t=2}^{T} f(y_T|y_{T-1};\lambda)\right] f(y_1;\lambda)$$

أين يكون λ هو عبارة عن المعلمة المقدرة ، فإذن يكون لدينا الآتي :

$$L(\lambda) = \left[\prod_{t=2}^{T} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(y_t - (\upsilon + \alpha_1 y_{t-1}))^2\right]\right] \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(y_1-\mu)^2\right]$$
$$= \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)^T \exp -\left[\frac{1}{2\sigma^2}(y_t - (\upsilon + \alpha_1 y_{t-1}))^2 - \frac{1}{2\sigma^2}(y_1-\mu)^2\right]$$

وكذلك :

$$L(\lambda) = \log L(\lambda) = -\frac{T}{2}\log(2\pi) - \left(\frac{T-1}{2}\log(\sigma^2) + \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{t=2}^{T}\varepsilon_t^2\right)$$
$$-\left(\frac{1}{2}\log(\sigma_y^2) + \frac{1}{2\sigma_y^2}(y_1-\mu)^2\right)$$

أين y_1 تتبع توزيعاً طبيعياً وسط يساوي μ ، وتباين ثابت ويساوي σ^2 ، أي : $y_1 \sim N(\mu,\sigma^2)$.

وبصفة عامة ، فإننا نستعمل دالة المعقولية العظمى المشروطة التالية $\left[\prod_{t=2}^{T} f_\varepsilon(\varepsilon_t;\lambda)\right]$ (مشروطة بالمشاهدة الأولى)

أما في حالة النموذج ARMA(p,q) ، فيكون لدينا :

$$\varepsilon_t = y_t - [\upsilon + \alpha_1 y_{t-1} + \cdots + \alpha_p y_{t+p} + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \cdots + \beta_q \varepsilon_{t-q}]$$

وسوف يتم استعمال الطريقة الغير خطية العظمى .

يتم التقدير وفقاً لهذه الطريقة يتوقف أساساً على تحقق التوزيع الطبيعي، حيث يتم إختيار مقدرات لشعاعي المعالم الخاصة بالقسمين الإنحداري ، أو المتوسطات المتحركة $\Phi = (\phi_1, \phi_2, \ldots, \phi_p)$ ، و $\Theta = (\theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_q)$ على الترتيب، وتعتمد مبدأ تصغير أو تدنيّة مجموع مربعات البواقي كما يلي :

$$Min\ RSS = Min\ S(\hat{\phi}, \hat{\theta}) = \sum e_t^2$$

حيث أن : $e_t = \hat{\Theta}^{-1}(L)\, \hat{\Phi}(L)$.

نشير إلى أن الطريقة تحتاج إلى قيم ابتدائية خاصة بالمتغير y_t مثل y_0 و y_{-1} ، حيث أن دالة المعقولية العظمى في هذه الحالة تكون شرطية لهذا السبب ، ويمكن فهم هذه الظاهرة بسهولة عند تعويض t بـ $(1,2,\ldots,p)$ في دالة المعقولية العظمى أو في علاقة البواقي المذكورة آنفاً .

2-2-2- طريقة البحث التشابكي $(Gried - Search)$ [1]:

من أجل توضيح هذه الطريقة ، ندرج المثال المختلط من الدرجة الأولى ARMA(1,1) كالتالي :

$$y_t - \phi_1 y_{t-1} = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

إذا :

$$(1 - \phi L)\ y_t = \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}$$

ومنه :

$$y_t = \frac{1}{(1 - \phi\ L)}(\varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}) \ldots (\oplus)$$

فإذا سميّنا المقدار $\frac{1}{(1 - \phi\ L)}$ بـ v_t ، فيكون :

$$v_t = \frac{1}{(1 - \phi\ L)} \varepsilon_t$$

وبعملية بسيطة، فإن :

$$v_t = \phi v_{t-1} + \varepsilon_t \ldots (\alpha)$$

نلاحظ من العلاقة الأخيرة هذه، أنه لو توفرت قيم الإشعاع v_t ، فإننا نستطيع تقدير المعلمة (ϕ) بطريقة المربعات الصغرى العادية(OLS)، ولكن وبسبب عدم مشاهدتها يتم اللجوء العمليّة التالية،حيث يتم الرجوع إلى العلاقة $(\oplus)$ ، ونعيد كتابتها في الشكل الموسّع الموالي :

---

[1] من المرجع [م.حشمان-02]،ص ص 156-159.

$$y_t = \frac{1}{(1-\phi L)}\varepsilon_t + \frac{1}{(1-\phi L)}\theta\varepsilon_{t-1}$$

ومنه نجد : $y_t = v_t + \theta v_{t-1}$.

ومن هذه العلاقة الأخيرة،وبتعويض (θ) بقيمها ، والتي تقع ضمن المجال $|\theta| < 1$ ، من أجل شرط إمكانية قلب النموذج ، وبتوفير القيم البدائية لـ v_t ، أو جعلها مساوية للصفر، في هذه الحالة فإن $v_0 = 0$ ، نحصل على ما يلي :

$$v_t = y_t - \theta v_{t-1}$$

إذن تبدأ العملية بالتكرار الأول ، ونسميها $\theta^{(1)}$ ، وكما يلي :

$$\begin{aligned}
t &= 1 : v_1^{(1)} = y_1 \\
t &= 2 : v_2^{(1)} = y_2 - \theta^{(1)} v_1^{(1)} \\
t &= 3 : v_3^{(1)} = y_3 - \theta^{(1)} v_2^{(1)} \\
&\vdots \\
t &= T : v_T^{(1)} = y_T - \theta^{(1)} v_{T-1}^{(1)}
\end{aligned}$$

حيث :

$$v^{(1)} = \begin{bmatrix} v_1^{(1)} \\ v_2^{(1)} \\ \vdots \\ v_T^{(1)} \end{bmatrix}$$

وبتعويض هذا الشعاع الناتج في المعادلة $(\propto)$ ، يمكننا من تقدير المعلمة ϕ ، وذلك باستعمال طريقة (OLS)كما يلي:

$$\hat{\phi}^{(1)} = \frac{\sum_{t=1}^{T} v_t^{(1)} v_{t-1}^{(1)}}{\sum_{t=1}^{T} (v_{t-1}^{(1)})^2}$$

ثم يتم حساب مجموع مربعات البواقي المقابلة للمعلمتين $(\hat{\phi}^{(1)}, \hat{\theta}_1^{(1)})$ ، ومن العلاقة $(\propto)$كالآتي :

$$RSS^{(1)} = \sum_{t=1}^{T} e_t^2 = \sum_{t=1}^{T} (v_t^{(1)} - \hat{\phi}^{(1)} v_{t-1}^{(1)})^2$$

ويسمى مجموع المربعات الموافق للتكرار الأول بالرمز $RSS^{(1)}$.

ونعيد العملية للمرة الثانية (التكرار الثاني)،حيث ووفقاً للمراحل السابقة، والتي نختصرها فيما يلي :

- حساب الشعاع $v^{(2)}$ ، وذلك باستعمال قيمة معينة لـ(θ)
- تقدير المعلمة $\hat{\phi}^{(2)}$كما يلي:

$$\hat{\phi}^{(2)} = \frac{\sum_{t=1}^{T} v_t^{(2)} v_{t-1}^{(2)}}{\sum_{t=1}^{T} (v_{t-1}^{(2)})^2}$$

➢ حساب مجموع مربعات البواقي $RSS^{(2)}$ ، كما يلي :

$$RSS^{(2)} = \sum_{t=1}^{T} e_t^2 = \sum_{t=1}^{T} (v_t^{(2)} - \hat{\phi}^{(2)} v_{t-1}^{(2)})^2$$

ونعيد العملية هذه (التكرار) ، وذلك حتى يتم تغطية كامل مجال التعويض لـ (θ) ، وحتى نتحصل على المعلمتين $(\theta^{(i)}, \hat{\phi}^{(i)})$ اللتين تدنيان مجموع مربعات البواقي $RSS^{(i)}$ الموافق للتكرار (i) .

نشير في الأخير أن الطريقة تصبح غير مرغوب فيها وذلك لما يتجاوز عدد معالم قسم المتوسطات المتحركة الرتبة الثانية ، أي: $MA(q)$: $q > 2$ ، وذلك لصعوبة العمليات الحسابية،وعدم اتساق المعالم في هذه الحالة .

3 – مرحلة إختبار النموذج :

بعيد الإنتهاء من مرحلتي تحديد،وتقدير النموذج، تأتي مرحلة إختبار قوة النموذج الإحصائية ثم التوقعية في مرحلة لاحقة، وهذه المرحلة تتطلب الإختبارات التالية :

3 – 1 – تحليل بواقي النموذج :

بعد التعرف على نموذج مبدئي وتقدير معالم هذا النموذج نُجري بعض التشخيصات على البواقي ، أو أخطاء التطبيق لنرى مدى مطابقة النموذج للمتسلسلة المشاهدة، ويفترض أن البواقي هي مقدرات لتسلسلة الضجة البيضاء (التشويش الأبيض) ε_t والتي نفترض أنها موزعة طبيعيا بمتوسط صفري وتباين σ^2 ، حيث أنها معرّفة بالعلاقة التالية :

$$\hat{\varepsilon}_t = \hat{\phi}(B)\hat{\theta}(B)^{-1} y_t$$

و يقوم التشخيص على فحص البواقي والنظر في مدى تحقيقها لفرضيات النموذج والتي هي:

متوسط صفري ، العشوائية ، عدم الترابط ،موزعة توزيع طبيعي (مستقل ومتطابق بمتوسط صفري وتباين σ^2

أي : $\varepsilon_t \sim IIDN(0, \sigma^2)$ ، وذلك بعدة طرق نذكر منها :

- إختبار حسن التطابق(*Goodness of Fit Test*) ونستخدم الإختبار اللامعلمي كولموجوروف– سميرنوف (*Kolmogorov-Smirnov Test*) .
- مخطط الإحتمال الطبيعي (*Normal Probability Plot*) [1] .
- مخطط الربيعات– الربيعات (Q-Q *Plot*) .

كما نقوم باختبار مدى صلاحية النموذج عن طريق جملة من الإختبارات التالية :

[1] أنظر الدراسة التطبيقية .

أ- عن طريق الحصول على معامل الإرتباط الذاتي ومعامل الإرتباط الجزئي وشكل الإرتباط الذاتي لهذه البواقي ، فإذا اتضح أن هذه البواقي داخل مجال المعنوية المعبّر عنه بيانيا بخطين متوازيين، أو رياضياً بـ : $|r_k| \le \frac{2}{\sqrt{T}}$ ، بما يعني أن الإرتباط الذاتي بين البواقي غير معنوي إحصائياً ، وبالتالي يكون النموذج ملائماً [1] .

ب- اختبار التشويش الأبيض :

إن الهدف من هذا الإختبار هو التأكد من أن بواقي النموذج المشكل تحاكي تشويشا أبيضاً، أي أنها عبارة عن سلسلة مستقرة ، والإحصائية المستعملة لهذا الغرض هي الإحصائية Q لـ $(Ljung - Box)$[2]، والمعرّفة بـ :

$$Q = N(N+1)\sum_{i=1}^{K}(N-i)^{-1}\hat{\rho}_{\varepsilon}^{2}(i)$$

حيث أن : N تمثل عدد المشاهدات ،

$\hat{\rho}_{\varepsilon}^{2}(i)$ تمثل مربع الإرتباط الذاتي بدرجة تأخر (i) للخطأ ε .

تتبع إحصائية (Q) توزيع كاي- تربيع (χ^2) بدرجة حرية $(k-p-q)$ ، وبدرجة ثقة $(\alpha = 95\%)$ فإذا كانت :

$Q_{\alpha(cal)} > \chi^2_{(k-p-q)} \Leftarrow$ يجب إعادة النظر في تحديد النموذج بإضافة مركبات نظامية (AR, MA) إليه.

$Q_{\alpha(cal)} \le \chi^2_{(k-p-q)} \Leftarrow$ السلسلة عشوائية ، وهذا دليل على قوة النموذج المختار.

حيث أننا نستعمل إحصائية (Q) ، وذلك بدلاً من إحصائية $(Durbin - Watson)$ لكون هذه الأخيرة تحسب فقط الإرتباط الذاتي للأخطاء من الدرجة الأولى، وقد أُدخل عليها تعديل من طرف $(Box - Pierce)$[3]،فأصبحت بالشكل :

$$Q = N\sum_{i=1}^{k}\hat{\rho}_{\varepsilon}^{2}(i) \to \chi^2_{k-p-q}$$

حيث أن : ρ_k معطى بالعلاقة التالية :

$$\rho_k = \frac{\sum(e_t . e_{t-k})}{\sum e_t^2}$$

أين e_t ، وكما ذكرنا آنفاً تساوي :

$$e_t = \hat{\Phi}(B)\,\Theta^{-1}(B)\,y_t$$

حيث أنه ، وتحت الفرض العدمي التالي : $H_0 = \rho_1(e_1) = \rho_2(e_2) = \ldots = \rho_k(e_k) = 0$ ، وبأخذ مستوى المعنوية $\alpha = 10\%$ ، وإذا كان $Q^* \le \chi^2_{k-p-q}$ ، فإننا نقبل فرض العدم ، بمعنى أن كل معاملات دالة

---

[1] أنظر المرجع [ع.ق.عطية-02]، ص 644 .

[2] من المرجع [م.حشمان-02]، ص 170.

[3] إن إحصائية $Ljung - Box$ أفضل من اختبار $Box - Pierce$ كونها أقرب إلى قانون كاي تربيع χ^2 من الثانية .

الإرتباط الذاتي للبواقي معدومة،ويلاحظ أنه تم أخذ مستوى المعنوية الإحصائية (10%) بدلا من (5 %) لأن هذا الأخير لا يفي بالغرض في أحوال كثيرة .

جـ - إختبار جودة المعالم :

لهذا الغرض نستخدم الإحصائية (t) لـ $(\textit{Student})$، وبافتراض أن المقدرات تقبل توزيعا طبيعياً، فإن الإحصائية تؤكد أو تنفي جودة المقدر ومدى مساهمته في تفسير النموذج باحتمال قيمته $(\beta = 5\%)$، حيث و بالنسبة للنموذج AR(p):

$$t_c = \frac{\left|\hat{\Phi}_p\right|}{\sqrt{VAR(\hat{\Phi}_p)}} \rightarrow N(0,1)$$

أما بالنسبة للنموذج MA(q) فتكون كما يلي :

$$t_c = \frac{\left|\hat{\Theta}_q\right|}{\sqrt{VAR(\hat{\Theta}_q)}} \rightarrow N(0,1)$$

فإذا كانت $(t_c > 1.96)$، فإننا نقبل المعلمة المقدرة ، ويتم رفض الفرض العدمي، والعكس صحيح .

د- اختبار(Jarque - Berra):

من أجل التأكد من أجل بواقي النموذج تشكل صدمات عشوائية ، فإن النموذج الأكثر استعمالاً هو الإختبار الذي يسمى اختبار(Jarque - Berra).

ومن أجل استعمال هذا الإختبار فإننا نقوم بحساب معاملين هما : معامل الإلتواء(Skewness)، ومعامل التفرطح (Kurtosis)، حيث أنه وفي التوزيع الطبيعي فإنه يكون لدينا معامل الإلتواء (Skewness = 0)، وأما معامل التفرطح (Kurtosis).

حيث أنه ومن المهم التأكيد أن القانون الطبيعي يتميز بأنه متناظر بالنسبة لمتوسطه،وكذلك بالإحتمال الضعيف للنقاط المتطرفة .

نفترض أن σ يمثل الإنحراف المعياري للبواقي ، فإن معامل الإلتواء (α_3) معرَّف كما يلي :

$$\alpha_3 = \mu_3 / \sigma^3$$

أما معامل التفرطح يساوي :

$$\alpha_4 = \mu_4 / \sigma^4$$

μ_k تعبّرعن العزوم من الدرجة k ،ومن أجل اختبار فرض التوزيع الطبيعي للسلسلة، فإن فرض العدم يكون كالتالي(1) :

$$H_0 : \alpha_3 = 0 \quad and \quad \alpha_4 = 3$$

وتحت الفرض العدمي، فإن (Jarque - Berra) يقترحان الإختبار التالي :

$$\tau^* = \left(\frac{T}{6}\hat{\alpha}_3^2 + \frac{T}{24}(\hat{\alpha}_4 - 3)^2\right) \rightarrow \chi_2^2$$

(1) أنظر المرجع [Z.BELOGBI-05]، ص ص 304- 305 .

حيث :

$$\hat{\alpha}_3 = \frac{\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{U}_t^3\right)}{\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{U}_t^2\right)^{3/2}}$$

وكذلك :

$$\hat{\alpha}_4 = \frac{\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{U}_t^4\right)}{\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{U}_t^2\right)^{2}}$$

حيث يتم رفض فرض العدم H_0 عند مستوى معنوية $\alpha = \%5$ ، إذا كانت τ^* المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية لتوزيع كاي – تربيع (χ^2) عند درجة الحرية $(DF = 2)$.

3-2- المقارنة بين النماذج :

عند الحصول على عدة نماذج قياسية للظاهرة المدروسة ، يتم اختيار النموذج المناسب للواقع على أساس إختبار صحّة التمثيل بالإعتماد على المعايير التالية [1] :

1 – أن يكون تباين النموذج ذو قيمة ضعيفة ،

2 – أن يكون مجموع مربع البواقي ضئيلاً ،

3 – أن يكون الفارق بين كثافة النموذج وبين الكثافة الحقيقية للمشاهدات ضئيلة ، أي بعبارة أخرى تدنيّة تباين النموذج مقارنة بزيادة عدد المعالم المقدرة ، هذا المعيار هو معيار $(AKAIKE)$ [2]، و المعرف رياضيا كما يلي :

$$AIC = \hat{\sigma}_\varepsilon^2 . \exp\left\{2\left(\frac{p+q}{N}\right)\right\}$$ [3]

حيث: $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ هو عبارة عن تباين النموذج محسوبا طريقة المعقولية العظمى (MLE) ، أي بقسمة مجموع مربعات البواقي على عدد المشاهدات فقط ،كمأن القدار $(p+q)$ يشير إلى عدد معالم النموذج المقدر وليس مجموع درجتي النموذج .

كما يمكن كتابة هذا المعيار في شكله اللوغاريتمي كما يلي :

$$AIC = \log \hat{\sigma}_\varepsilon^2 + \left\{2\left(\frac{p+q}{N}\right)\right\}$$

في الحالة التي يكون فيها عدد المشاهدات غير متساو، يجب قسمة AIC على عدد المشاهدات N ، أي:

---

[1] تسمى هذه المعايير باختبارات المفاضلة .

[2] من المرجع [C.W.J.GRANGER-86]، ص 82 .

[3] هي اختصار لـ : Akaike Information Criterion

$$NAIC = \frac{AIC}{N}$$ [1]

تتم المفاضلة على أساس أصغر قيمة للمعيار ، أي نفضل النموذج الذي يحقق أصغر AIC أو $NAIC$.

ورغبة في تحقيق خصائص تقاربية ولأسباب مهمة أخرى اقترح $(SHWARS)$ التعديل التالي :

$$BIC = \log \hat{\sigma}_{\varepsilon}^{2} + \frac{(p+q)}{N} \log N$$

ونشير إلى عدم استخدام معامل التحديد (R^2) من أجل المفاضلة بين النماذج الناتجة ، ذلك أن معامل التحديد (R^2) في نماذج السلاسل الزمنية مرتبط بالمعاملات ϕ_i ، θ_i ولا يعتمد على $\sigma_{\varepsilon t}^{2}$ ، وهذه نقطة هامة يجب أخذها في الإعتبار عند محاولة تفسير (R^2) في تفسير السلاسل الزمنية ، ولقد أثبت NELSON (1976)، أن : $R^2 = \phi^2$ في نموذج AR(1)، وهذا يعني أنه إذا كان $\phi_1 = 0.5$ ، فإننا نتوقع ألا يزيد (R^2) عن 0.25 ، وبالنسبة لنموذج MA(1) فلقد أثبت أن $R^2 = \frac{\theta_1^2}{1-\theta_1^2}$ ، وبالتالي فإننا نتوقع ألا يزيد (R^2) عن 0.5 [2] .

المبحث الرابع : التوقع وقياس دقته

عند الإقتناع بأن النموذج المقترح مناسب، وأننا وفّقنا لاختيار النموذج الملائم باستعمال الوسائل الإختبارية السّالفة الذكر ، يمكننا آنئذ استخدامه للتوقع بمشاهدات السلسلة في المستقبل، ولكن سوف نبدأ بشرح بعضا من الرموز المستخدمة في بناء عملية التوقع .

1 – التوقع (Forecast) :

نفترض أن n تُشير إلى الفترة الزمنية الحالية التي يتم عندها حساب التوقعات ، وأننا نريد أن نتوقع بقيمة المشاهدة التي ستحدث بعد h من الفترات الزمنية ، أي أننا نريد أن نتوقع بقيمة المشاهدة y_{n+h} التي لم تحدث بعد ، حيث تسمى h في هذه الحالة بأفق التوقع (Forecast horizon)، أيضاً تُشير $y_n(h)$ إلى القيمة التوقعية التي نحصل عليها في الفترة n للمشاهدة y_{n+h} التي ستحدث بعد h من الفترات الزمنية ، فمثلاً إذا كانت $h = 1$ ، فإن $y_n(1)$ تُشير إلى القيمة التوقعية التي نحصل عليها في الفترة n للمشاهدة y_{n+1} التي ستحدث بعد فترة زمنية واحدة ، وإذا كانت $h = 2$ ، فإن $y_n(2)$ تشير إلى القيمة التوقعية التي نحصل عليها في الفترة n للمشاهدة y_{n+2} التي ستحدث بعد فترتين من الزمن ، وحيث أن المتغير الذي نريد التوقع بقيمته ، هو y_{n+h} ، وهو متغير عشوائي فمن الممكن وصفه وصفاً كاملاً عن طريق توزيعه التوقعي، وهو توزيع احتمالي يعتمد على المشاهدة الحالية و المشاهدات السابقة بالإضافة إلى اعتماده على نموذج ARIMA المحدّد، وسوف نستخدم التوقع بنقطة (*point forecast*) ، ونبين كيفية إنشاء فترة توقع (*forecast interval*) حول هذه النقطة .

[1] هي اختصار لـ : Normalised Akaike Information Criterion

[2] من المرجع [و.فاندل–92]، ص ص 185–186.

1-1- التوقع بنقطة (Point Forecast):

يمكن تلخيص عملية التوقع في المراحل التالية :

أ – كتابة النموذج المقدر كما يلي :

$$\hat{y}_t = f(\hat{\phi}, \hat{\theta}, y, e)$$

ب– تعويض قيمة t بـ $T+1$ ، حيث : $t = 1,2,\dots,L$

جـ– تعويض كل القيم المستقبلية للمتغير الخاص بالظاهرة المدروسة بتوقعاتها ، بينما يتم تعويض الأخطاء المستقبلية بالأصفار، والماضية (داخل العينة) بالبواقي،ولتوضيح ذلك نبرز الأمثلة التالية :

- نموذج المتوسطات المتحركة من الدرجة الأولى MA(1) كما يلي :

$$y_t = \mu + \theta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

وبعد التقدير وتعويض الأخطاء الماضية بالبواقي، يصبح النموذج كما يلي :

$$\hat{y}_t = \hat{\mu} + \hat{\theta} e_{t-1}$$

فيكون التوقع لفترة كما يلي :

$$y_{T+1} = \hat{\mu} + \hat{\theta} e_T$$

ولفترتين، وبعد تعويض البواقي المستقبلية بالصفر :

$$y_{T+2} = \hat{\mu} + \hat{\theta} e_{T+1} = \hat{\mu}$$

ومن ثم يكون التوقع ثابتا بعيد الدرجة الأولى ، وهو مساو لـ $\hat{\mu}$

- أما فيما يخص النموذج من الدرجة الثانية(2)MA:

$$y_t = \mu + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$$

وبالتشابه يكون :

$$\hat{y}_t = \hat{\mu} + \hat{\theta}_1 e_{t-1} + \hat{\theta}_2 e_{t-2}$$

فيكون التوقع لفترة واحدة كما يلي :

$$\hat{y}_{T+1} = \hat{\mu} + \hat{\theta}_1 e_T + \hat{\theta}_2 e_{T-1}$$

ولفترتين :

$$\hat{y}_{T+2} = \hat{\mu} + \hat{\theta}_2 e_T$$

ولثلاث فترات :

$$\hat{y}_{T+3} = \hat{\mu}$$

ومنه ، فإن التوقع يكون ثابتا بعيد الدرجة الثانية،ويكون مساويا لـ $\hat{\mu}$ كذلك، وبصفة عامة يكون لدينا التوقع الخاص بنموذج المتوسطات المتحركة MA(q) :

[1] $$\hat{y}_{T+L} = \hat{\mu} \quad , \quad \forall L > q$$

↩ أما فيما يخص نموذج الإنحدار الذاتي AR(p) ، وإذا أخذنا كمثال النموذج من الدرجة الأولى AR(1)، حيث يكتب كما رأينا آنفاً من الشكل : $y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$

والنموذج المقدّر هو : $\hat{y}_t = \hat{\delta} + \hat{\phi}_1 y_{t-1}$

ومن ثم ، يكون التوقع لفترة واحدة معطى بـ :

$$\hat{y}_{T+1} = \hat{\delta} + \hat{\phi}_1 y_T$$

ولفترتين ، حيث يتم تعويض y المستقبلية بالتوقع المناسب ، وكما يلي :

$$\hat{y}_{T+2} = \hat{\delta} + \hat{\phi}_1 y_{T+1}$$

وبصفة عامة يكون لدينا ما يلي :

$$\hat{y}_{T+L} = \hat{\delta} + \hat{\phi}_1 y_{T+L-1}$$

ويكون التوقع بعيد الفترة p ليس له علاقة سوى بتوقع الفترة السابقة ، لذا ومن الأفضل الإستعانة بهذه النماذج لأغراض التوقع القصير الأجل (short terme forecasting).

↩ أما فيما يخص النماذج المختلطة المركبة من الدرجة الأولى من الشكل ARIMA(1,1,1) :

تعتبر السلسلة الأصلية من هذا النوع من النماذج غير مستقرة، وثم إزالة هذه الظاهرة عن طريق الفروقات من الدرجة الأولى لمرّة واحدة أي $(d = 1)$ ، ونكون بذلك قد أبعدنا مركبة الإتجاه العام منها ، ونسمي السلسلة الناتجة والتي قد تكون خالية من المركبة المذكورة w_t ، كما يلي :

$$w_t = y_t - y_{t-1}$$

ويعتبر النموذج التالي، ذلك المقدر الذي تم تحديده عبر مختلف المراحل

$$\hat{w}_t = \hat{\delta} + \hat{\phi} w_{t-1} + \hat{\theta} e_{t-1}$$

وعند القيم بالتوقع للفترة $(T + 1)$ يكون لدينا :

$$\hat{w}_{T+1} = \hat{\delta} + \hat{\phi} w_T + \hat{\theta} e_T$$

والتوقع لفترة إضافية $(T + 2)$ يعطي بـ :

$$\hat{w}_{T+2} = \hat{\delta} + \hat{\phi} w_{T+1} + \hat{\theta} e_{T+1}$$
$$= \hat{\delta} + \hat{\phi} w_{T+1}$$

حيث : $e_{T+1} = 0$.

[1] من المرجع [م.حشمان-02]، ص179 .

إلا أننا في العملية التوقعية لا نحتاج إلى توقع السلسلة الخالية من المركبة المنزوعة بقدر ما نحتاج إلى التوقع الكلي النهائي لذا نعوض t بـ: $T+1$ ثم $T+2$ في معادلة الفروقات من الدرجة الأولى المذكورة أعلاه، وبهذا نكون قد أعدنا مركبة الإتجاه العام إلى السلسلة الزمنية، وكما يلي :

$$\hat{w}_{T+1} = \hat{y}_{T+1} - y_T$$

ومن ثمّ نجد أن:

$$\hat{y}_{T+1} = \hat{w}_{T+1} + y_T$$

وللفترة $(T+2)$:

$$\hat{y}_{T+2} = \hat{w}_{T+2} + y_{T+1}$$

وبصفة عامة :

$$\hat{y}_{T+L} = \hat{w}_{T+L} + y_{T+L-1}$$

ومن العلاقة الأخيرة ، نكرّر ملاحظة أن الرغبة في استعمال هذا النوع من النماذج تزيد في حالة التوقع القصير الأجل .

1-2- التوقع بمجال (Forecast Interval):

بالإضافة إلى الحصول على نقطة توقع مثاليّة، فقد نرغب في كثير من الحالات في قياس اللاتأكّد حول هذه النقطة ، لهذا نقوم بإيجاد الخطأ المعياري لخطأ التوقع ثم نقوم بإنشاء فترات التوقع .

ومن أجل حساب الأخطاء المعياريّة لأخطاء التوقع نقوم أولاً بالتعبير عن عملية ARIMA بدلالة التغيّرات العشوائيّة ، فبالتعويض المتتالي عن المشاهدات y_{t-1} ، y_{t-2} ، ... ، يمكننا كتابة النموذج بدلالة التغيرات العشوائية الحالية والسابقة فقط كما يلي :

$$y_t = \varepsilon_t + \psi_1 \varepsilon_{t-1} + \psi_2 \varepsilon_{t-2} + \cdots.$$

حيث أن ψ_1 ، ψ_2 ، ... ، تسمى بمعاملات الأخطاء $(Error\ Learning\ Coefficients)$ ، وتعتمد قيمها على نوع نموذج ARIMA المستخدم ، ولقد استخدمنا آنفاً [1] هذه الصياغة من أجل الحصول على دالة ذاكرة النموذج AR(1) ، فنجد أن $\psi_1 = \phi_1$ ، $\psi_2 = \phi_1^2$ ، وبصفة عامة يكون لدينا : $|\phi_1| < 1$, $\psi_k = \phi_1^k$ [2].

كما يمكننا صياغة التوقع المثالي $y_n(h)$ وذلك بدلالة الأخطاء السابقة والحالية:

$$y_n(h) = \psi_h \varepsilon_n + \psi_{h+1} \varepsilon_{n-1}$$

وحيث أن خطأ التوقع لعدد h من الفترات القادمة هو :

---

[1] أنظر المعادلة (2-12) في الصفحة 82 من هذا الفصل .

[2] من المرجع [ع. بري-02]، ص 66 .

$$\varepsilon_n(h) = y_{n+h} - y_n(h)$$

لذا يمكننا التعبير عن هذا الخطأ كما يلي :

$$\varepsilon_n(h) = \varepsilon_{n+h} + \psi_1\varepsilon_{n+h-1} + \cdots + \psi_{h-1}\varepsilon_{n+1} \; ......(23\text{-}2)$$

وباستخدام العلاقة (2-23) الأخيرة مع فرض استقلال الأخطاء ε_t ، نستنتج أن $\varepsilon_n(h)$ تتبع عمليّة (MA(h - 1 ، وذلك بغض النظر عن عمليّة ARIMA الأصليّة التي نقوم بتحليليها ، وعلى وجه الخصوص ، نجد أن أخطاء التوقع لفترة واحدة قادمة وهي $\varepsilon_n(1) = \varepsilon_{n+1}$ تتبع عمليّة تغيّرات عشوائية بحتة .

وباستخدام (2-23) الأخيرة كذلك ، نجد أن الوسط الحسابي لأخطاء التوقع $\varepsilon_n(h)$ يساوي الصفر ، وأن تباينها هو :

$$Var[\varepsilon_n(h)] = E[\varepsilon_n^2(h)] = \sigma_\varepsilon^2 \sum_{j=0}^{h-1} \psi_j^2 \; ......(24\text{-}2)$$

حيث أن : $\psi_0 = 1$ ، وأن تباين أخطاء التوقع لا يتناقص بزيادة أفق التوقع h ، حيث أن :

$$Var[\varepsilon_n(h)] - Var[\varepsilon_n(h-1)] = \sigma_\varepsilon^2 \psi_{h-1}^2 \geq 0$$

وإذا افترضنا أن توزيع التغيّرات العشوائيّة ε_t هو توزيع معتدل ، يمكننا تحديد توزيع التوقع $f_{n,h}(y)$. في هذه الحالة نجد أن توزيع التوقع عن y_{n+h} وهو $f_{n,h}(y)$ ، هو توزيع معتدل وسطه الحسابي $y_n(h)$ وتباينه $Var[\varepsilon_n(h)]$ باستخدام توزيع الخطأ يمكننا بسهولة إيجاد صيغ احتمالات عن المشاهدات المستقبليّة . لذا فإن فترة توقع العيّنات الكبيرة للتوقع هي :

$$y_t(h) \pm 1{,}96\, SE[\varepsilon_n(h)]$$

حيث يُشير SE هنا إلى الخطأ المعياري لخطأ التوقع، وهو الجذر التربيعي للتباين الموجود في المعادلة (2-24)، وعند حساب حدود التوقع فإننا نستبدل معاملات الأخطاء ψ_i بقيّم مقدِّراتها، كما نستبدل σ_ε^2 بقيمة مقدّرها $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ ، وكذلك نستبدل $y_n(h)$ بقيمة مقدّراتها .

فإذا كان لذينا النموذج من الشكل (ARMA(p,q ، أي : $\Phi(B)y_t = \Theta(B)\varepsilon_t$

فيكون لذينا ما يلي : $y_t = \frac{\Theta(B)}{\Phi(B)}\varepsilon_t$ ، فإذا كان لذينا : $y_t = \psi(B)\varepsilon_t$ ؛

حيث : [1] $\psi(B) \equiv 1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \ldots$ ، و B : معامل التأخير .

و في هذه الحالة، وباعتماد مستوى الثقة $(\alpha = 95\%)$، فإن مجال التوقع للأفق h يعطى العلاقة التالية : ذ

$$y_t(h) \pm 1{,}96\, \hat{\sigma}_{\varepsilon_t} \left(1 + \sum_{j=1}^{h-1} \psi_j^2\right)^{\frac{1}{2}}$$ [2]

[1] أنظر المرجع [R.S.TSAY-02]، ص 54.

[2] من المرجع [G.BRESSON-95]، ص 89.

حيث : $\hat{\sigma}_{\varepsilon t} = \sqrt{\frac{1}{T}\sum_{T=1}^{T} e_t^2}$

2 – قياس جودة التوقع:

إن أهم شيء قُبيل استخدام النموذج المعين هو اختيار الطريقة الأحسن ، وهذا باستعمال مقاييس لجودة التوقع والتي تتمثّل فيما يلي[1] :

2-1 – مقياس الخطأ النسبي (ER):

يكون معرفا بالعلاقة التالية :

$$ER_i = \frac{|X_i - F_i|}{|X_i|}.100$$

حيث : X_i تمثل القيمة المحقّقة . F_i تمثل القيمة المتوقّعة .

إن مقياس الخطأ النسبي هو مفهوم بسيط ، وتقليدي و متجدّد في كل مرة عند الحصول على إنجازات جديدة ، وهذا ما يسمح بحساب الفارق بين المنجز فعلاً و المتوقع ، غير أن النظرة المركبة لهذا المفهوم ترتكز على حساب متوسط الخطأ النسبي المعرف بالعلاقة التالية :

$$ME = \frac{\sum_{i=1}^{N} ER_i}{N} \quad , \quad \forall N$$

وتتم المفاضلة بين نموذج و آخر على أساس أدنى قيمة للمقياس (ME)،لكن إذا أردنا منح ثقل أكثر لأخطاء القياس فإنه يتوجب علينا حساب الخطأ التربيعي المتوسط المعطى بالعلاقة التالية :

$$E = \frac{\sum_{i=1}^{N}(X_i - F_i)^2}{N}$$

وبالرغم من هذا فإن هذا المقياس لن يكون حاسماً إلا إذا جعلنا منه ديناميكيا ، وذلك على النحو التالي :

$$E_t'' = \frac{\sum_{i=t-h}^{t+h}(X_i - F_i)^2}{(2h+1)}$$

حيث أنه : $t = h+1, h+2, \ldots$

(1) من المرجع [J.C.Usunier-82] ، ص ص 233-234 .

2-2- معيار(*Thiel*) : هذا المعيار هو عبارة عن إحصائية (*Thiel*)، والتي يرمز لها بالرمز (U) ، و المعرّفة كما يلي[1] :

$$U = \frac{\sqrt{RMSE}}{\sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(y_t)^2} + \sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(y_T^P)^2}}$$

حيث أن : $RMSE = \sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(y_t - y_t^p)^2}$

فيكون التوقع جيداً لما يكون $U = 0$ ،وتكون العملية فاشلة لما $U = 1$ ، وعمليا يتذبذب هذا المقياس بين هتين القيمتين .

[1] من المرجع [م.حشمان-02]، ص 183 .

ملخص الفصل الثاني

إن طريقة بوكس– جنكنز تُعتبر أهم بكثير من الطرق المتناولة في الفصل الأول المسماة بنماذج الإستقطاب البسيطة، وذلك نظراً للمراحل الأربعة التي تطرّقنا إليها بشيء بالتفصيل في هذا الفصل وهي :

- ✓ **أولا** : التعرف على النموذج وتحديد شكله ،
- ✓ **ثانيا** : تقدير معلمات النموذج ،
- ✓ **ثالثا** : إختبار و تشخيص النموذج ، و التي تسمح باختيار النموذج الأمثل من أجل استعماله في العملية التوقعية ،
- ✓ **رابعا** : التوقع باستعمال النموذج المختار .

وهذا على عكس الطرق الأخرى والتي لا تتمتع بهذه المرونة التي توفرها هذه الطريقة ، إلا أنه وبالمقابل فإن هذه الطريقة تُعتبر مكلّفة نوعاً ما، ذلك أنها تتطلب على الأقل توفر **50** مشاهدة من أجل القيام بهذه الطريقة، ولذا يجب الإستعانة ببرمجيات خاصة في مجال القياس الإقتصادي وذلك بقيام المؤسسة بتكوين الإطارات الخاصة بها على غرار برامج **RATS**، **E-VIEWS**، **S plus** ...إلخ ، أو الإستعانة بخبراء في هذا المجال من خارج المؤسسة،وهذا من أجل إزالة هذا العائق .

كما يمكن الإشارة إلى أن هذه الطريقة أو الطرق الأخرى ترجع لاختيار المسيّر الذي يقوم بالموازنة بين الطرق المختلفة تبعاً لطبيعة المؤسسة وبين تكلفة تطبيق هذه الأخيرة .

كما نُشير إلى أن ما تطرقنا إليه في هذا الفصل إلى نماذج بوكس–جنكنز الخطية ذات المتغير الواحد **(Linear Univariate Time Series Models)**،وهي تستعمل في التوقع القصير المدى **(Short terme)** ذلك أنها تفرض ضمنيا عدم تغير العوامل المؤثرة في السلسلة الزمنية المعنية،أما في حالة العكس فإنه يتم إدخال نماذج بوكس–جنكنز متعددة التغيرات **(Multivariate Time Series Models)**[1] .

---

[1] من أجل التعرف على هاته النماذج ، أنظر المرجع **[R.S.TSAY-02]** إبتداءا من الصفحة **299** .

الفصل الرابع : التعريف بالشركة وتشخيص المزيج التسويقي

- المبحث الأول : التعريف بمجمع الإسمنت للشرق (ERCE)
- المبحث الثاني:وظائف شركة إنتاج الإسمنت حامة بوزيان (SCHB)
- المبحث الثالث : تشخيص المزيج التسويقي لمنتوج الإسمنت البورتلاندي المركب

تمهيد :

بُعيد تعرضنا في القسم النظري إلى التعريف بالنماذج المختلفة من النماذج الإنحدارية المختلفة إلى طريقة تحليل السلاسل الزمنية العشوائية لبوكس– جنكنز، ثم تناولنا في الفصل الثالث نماذج أخرى تنتمي إلى تحليل السلاسل الزمنية ألا وهي نماذج (ARCH-GARCH) التي بنيت على أساس الإنتقاد الموجه لبوكس– جنكنز .

وسوف نتطرق في هذا الفصل بالتعريف بشركة الإسمنت حامة بوزيان (SCHB) والتي كانت محل الدراسة الميدانية، هذه الشركة التي تعتبر أحد فروع الشركة الأم وهي مجمع(ERCE) .

وسوف نتطرق لأهم وظائف هذه الوحدة بدءاً بوظيفة التموين، الإنتاج والوظيفة المالية، وأخيرًا الوظيفة التسويقية، كما نقوم بمحاولة تشخيص المزيج التسويقي من حيث طبيعة المنتوج، الأسعار و المنافسة، الإشهار والتوزيع .

المبحث الأول : التعريف بالمجمع الجهوي للإسمنت بالشرق[1] (ERCE)

إن بدايات المجمّع الجهوي الصناعي و التجاري للإسمنت بالشرق (ERCE) عن طريق عبارة عن إعادة هيكلة الشركة الأم وهي الشركة الوطنية لمواد البناء (SNMC)، والتي أعطت ولادة هذا المجمع .

هذه الشركة تأسست في سنة **1990**كشركة بالأسهم برأس مال اجتماعي قدره**150** مليون دينار جزائري، وهي ذات طابع اقتصادي عمومي .

وفي سنة**1998** ، وبعد فتح رأسمالها، تحولت هذه الشركة إلى مجمّع صناعي وتجاري برأس مال قدره 15 مليار دينار جزائري .

أما فيما يخص نشاطات المجمّع فإنها تنقسم إلى أربعة فروع مختلفة وهي :

أ– إنتاج الإسمنت :

للمجمّع خمس شركات جهوية لإنتاج مادة الإسمنت، وهي :

- شركة الإسمنت عين توتة (SCIMAT) ،
- شركة الإسمنت حامة بوزيان (SCHB) ،
- شركة الإسمنت حجار السود (SCHS) ،
- شركة الإسمنت عين الكبيرة (SCAEK) ،
- شركة الإسمنت تبسة (SCT) ،

[1] توجد مجمعين آخرين في وسط وغرب البلاد على غرار مجمّع الشرق، وهما : ➤ ERCC متواجد بوسط البلاد
➤ ERCO متواجد بغرب البلاد

ب – قطاع الخدمات :

- شركة الصيانة للشرق (SME) ،
- مركز الدراسات و الخدمات التكنولوجية الصناعية لمواد البناء (CETIM) ،
- شركة أوراس لخدمات الأمن (ASS) .

جـ – قطاع التوزيع :

- شركة تسويق مواد البناء للشرق (SCMCE) ،
- شركة استيراد تصدير مواد البناء (TCS) .

د – قطاع مشتقات الإسمنت :

- شركة إنتاج مشتقات الإسمنت للشرق (SPDE) ،

وفيما يلي الشكل(4-1) الذي يمثّل الوحدات المختلفة السَّالفة الذكر التابعة لمجمّع(ERCE) .

1 – الهيكل التنظيمي للإدارة المركزية :

يقع المقر الإجتماعي للشركة بمدينة قسنطينة، وبالضبط في المنطقة الصناعية المسمّاة "با لما " الواقعة في الجهة الغربية لهذه المدينة، و يحتوي على :

1) المديرية العامة : يُشرف عليها المدير العام (PDG) الذي يعينه مجلس الإدارة، حيث تتكفل هذه المديرية بالإشراف العام على المؤسسة .

2) المديرية التقنية :تقوم بتسيير الأمور والوسائل التقنية في المؤسسة، وتتكون من المصالح التالية :

- مصلحة التطوير ،
- المصلحة التقنية ،
- مصلحة الإعلام الآلي .

3) المديرية المالية :تتكفل بالتسيير المالي و المحاسبي للمؤسسة، ومن مهامها :

- مسك الدفاتر المحاسبية و إعداد الوثائق المالية ،
- الإشراف على سير المحاسبة التحليلية ومراقبة التسيير،
- العمل على توفير الموارد المالية في الآجال القصيرة، المتوسطة، والطويلة،
- ترتبط هذه المديرية بعلاقات وظيفية مع جميع المديريات المركزية، والدوائر المالية و المحاسبية للوحدات .

وتتكون من المصالح التالية :

- مصلحة محاسبة الوحدة .
- مصلحة التسيير والديون .
- المصلحة المالية .

4) مديرية الموارد البشرية : تتكفّل بتسيير شؤون العاملين داخل المؤسسة،كالتوظيف، التدريب ،و التكوين، بالإضافة إلى دفع الأجور، والتكفل بالشؤون الإجتماعية .

5) مديرية المراجعة ومراقبة التسيير : وتتكون من المصالح التالية :

- مصلحة المراجعة التقنية .
- مصلحة المراجعة الإدارية .
- مصلحة التدقيق المالي .
- مصلحة مراقبة التسيير .

6) مديرية الشؤون القانونية و الإتصال والتسويق : وتعمل من جهتها على نشر المعلومات المتعلقة بالمؤسسة سواءًا داخلها، أو خارجها، ومن المهام الموكلة لها نجد ما يلي :

- الإشراف على المنازعات القانونية .
- الإعلام المستمر للعمال بما يجري داخل الشركة.
- إصدار الدوريات و النشرات المختلفة .

7) المديرية التجارية : وتتكون من المصالح التالية :

- المصلحة التجارية
- مسؤول التصدير و الإستيراد .

8) مديرية الإستغلال والنوعية وحماية البيئة : تشرف على جودة المنتجات الخاصة بالفروع، وكذلك الإشراف على احترام الشروط البيئية والمحيط أثناء العملية الإستغلالية .

ويَعكس الشكل (**4 – 2**) الهيكل التنظيمي للإدارة المركزية لمجمّع(**ERCE**).

2- التعريف بشركة تسويق مواد البناء للشرق (SCMCE) :

تقع هذه الشركة بقسنطينة وبالضبط في المنطقة الصناعية "با لما "، وتتكون من سبعة (07) وحدات تجارية موزعة عبر مختلف ولايات الشرق الجزائري، وهي : قسنطينة، سكيكدة، عنابة، تبسة، بسكرة، ورقلة (توقرت)، سطيف، وكذلك عشرون (20) نقطة بيع، والتي تضمن تغطية الشرق الجزائري بالإضافة إلى جنوبه الشرقي بهذه المادة الأساسية،كما تمتد حتى منطقة إيليزي في أقصى الجنوب الشرقي .

إن هذه الشركة عبارة عن شركة مساهمة،أُنشئت في 5 أفريل 1998 بعد انفصالها عن مجمع الإسمنت للشرق(ERCE)، برأس مال قدره 210.000.000 دينار جزائري (مائتان وعشرة مليون دينار جزائري)، وذلك من أجل تنظيم الشبكة التجارية لتوزيع أنواع الإسمنت المنتجة في الوحدات الإنتاجيّة التابعة للمجمّع بالإضافة إلى مواد البناء المختلفة مثل : الجير، مواد الخزف الصحي المختلفة،إلخ ... وذلك عن طريق الإستيراد خاصة، ذلك أن مجال نشاط الشركة يتميز بشساعة مساحته فهي تغطي ما مجموعه 16 ولاية من ولايات الشرق الجزائري وهي : قسنطينة،ميلة،جيجل، عنابة، الطارف، قالمة، سكيكدة، بجاية، سطيف، بسكرة، الوادي، تبسة، خنشلة، سوق أهراس، ورقلة، إيليزي .

2-1- الهيكل التنظيمي لشركة (SCMCE):

يتكون الهيكل التنظيمي لشركة(SCMCE) من المصالح التالية :

أ- المديرية : يُمثّلها المدير العام المعيَن من طرف الرئيس المدير العام لمجمّع الإسمنت ومشتقاته (ERCE)، ومن بين مهامه إدارة الأعمال،و السهر على السير العام للمؤسسة داخليا وخارجيا ،كما يُعتبر المدير العام الطرف الرئيس الذي يقوم بإبرام الصفقات وإمضاء العقود مع الموردين الأجانب .

ب- الأمين الرئيسي : يعتبر العنصر الأساس والفعّال الخاص بالمديرية العامة نظراً للأعمال والمهام الواسعة التي يقوم بها،حيث يعتبر همزة الوصل بين المدير العام وكل من يريد مقابلته ،...إلخ .

ج- المراجع : له علاقة مباشرة مع المدير العام، ومن بين مهامه مراقبة المديريات الثلاث في كل أعمالها، وكذا تهيئة جداول المراقبة والتسيير للمؤسسة، وله الصلاحية في إيقاف أي عمل خارج عن إطار القانون أو القوانين الداخلية للمؤسسة

د- مصلحة التجارة والتموين : هي المصلحة التي تُعنى بنشاطات الشركة التجارية، ويترأس هذه المصلحة مدير التجارة والتموين الذي يساعده في ذلك نائب التجارة والتموين .

- **مدير التجارة والتموين** : مسؤول عن النشاط التجاري للشركة وهو مكلّف بشؤون التجارة والتموين للمؤسسة، إذ يقوم بتقسيم البرامج المعطاة من طرف مجمّع الإسمنت ومشتقاته للشرق (ERCE)، وكذا يتتبع عمليّة تسويق المنتجات الأخرى المستوردة من الخارج ،وهو مسؤول عن جميع المناقصات التجارية أيضا، ويساعده في هذا كله نائب التسويق والتموين .
- **نائب مدير التجارة والتموين** : يقوم النائب بمساعدة المدير في جميع العمليات التجارية التي تقوم بها المؤسسة، إذ يهتم بتقسيم البرامج التسويقية لمواد البناء المعطاة من طرف مجمّع الإسمنت، وكذا يقوم بحساب الميزانية للشركة، فهو يتقاسم المهام مع مدير التجارة والتموين .

هـ - مصلحة المالية و الميزانية : وتضم مدير المالية والميزانية، ويساعده في أعماله نائبان هما نائب المالية ونائب الميزانية .

▪ **مدير المالية والميزانية**: يترأس المصلحة مدير المالية والميزانية، وهو المكلَف بشؤون الميزانية والمالية،ومن بين مهامه نذكر:

- إتباع الحسابات البنكية، إلى جانب أمور مالية أخرى كالتسديد والصرف .
- إبلاغ المدير العام والمراقبة بكل التفاصيل المتعلقة بالنشاطات والعمليات المالية .
- تتبع المحاسبة العامة للوحدات التجارية الأخرى .

ويساعده في مهامه نائبان هما :

▪ **نائب مدير المالية :** يتتبع العمليات المحاسبية، ويقوم بتجميع المعلومات ويستعملها في حسابات الشركة بصفة عامة بعد جمعه للمعلومات من كل الوحدات ووضعها في تقارير تخص كل ثلاثي، وفي آخر السنة يعطي صورة على الوضعية المالية التي توجد عليها الشركة .

▪ **نائب مدير الميزانية**: يقوم بمراقبة الحسابات الجارية للشركة في مختلف البنوك، وكذلك تتبع الميزانية مرة كل ثلاثة أشهر للقيام بالتعديلات الضرورية .

د- مصلحة الإدارة العامة :

هي المصلحة المعنيّة بجمع الأمور الإدارية للشركة ،وتضم هذه المصلحة مدير الإدارة العامة وقسم الموارد البشرية .

▪ **مدير الإدارة العامة** : وهو المسؤول عن كل الإنجازات والأعمال التي تقوم بها المديرية، كما أن له السلطة في مراقبة هذه الأعمال وإمضائها بعد أن يطلع عليها المدير العام .

▪ **قسم الموارد البشرية** : وهو الذي يقوم بتلبية احتياجات الشركة من مستلزمات التسيير المادية والبشرية .

والشكل (**4-3**) التالي يوضح الهيكل التنظيمي لشركة (**SCMCE**).

2-2 - أهم نشاطات شركة (SCMCE):

مهمتها الأساسية تسويق مواد البناء، وبالأساس الإسمنت ومشتقاته، خاصة منها المنتجة من طرف الوحدات الإنتاجية التابعة للمجمّع، كما تقوم الشركة بتسويق مواد البناء المستوردة من الخارج أهمها الإسمنت . كذلك من أجل سد حاجيّات الوطن ، حيث تقوم الشركة بإبرام عقود لاستيراد الإسمنت من عدة دول في إطار برامج خاصة تُعهد إليها من طرف الدولة، أو في إطار توسيع نطاق نشاطها التجاري من خلال مناقصات دولية أو وطنية ،فعلى سبيل المثال قامت الشركة بإبرام صفقة لاستيراد الإسمنت سنة **2003** مع شركات دولية منها :

- عقد مع الشركة الجزائرية التونسية لاستيراد **12.000** طن من الإسمنت الأبيض ،
- عقد مع شركة (STAR) التركية لاستيراد **320.000** طن من الإسمنت المقاوم للملوحة ،
- عقد مع شركة (H.C.Trating) الدولية لاستيراد**300.000** طن من الإسمنت العادي، وهذا العقد الأخير أُبرم في إطار برنامج خاص لتلبية حاجيات البلاد من الإسمنت نظراً لكثرة المشاريع التنموية التي تعرفها البلاد، حيث أصبحت شركة الإسمنت لا تلبي متطلبات البلاد فيما يخص حاجياتها من الإسمنت خاصة مع المشاريع السكنية التي تعرفها البلاد في الآونة الأخيرة، وانتعاش قطاع البناء والأشغال العمومية.

3- الإستراتيجيّة المتّبعة من طرف (ERCE)[1] :

نظرًا للتحوّلات و التطوّرات التي يعرفها الإقتصاد الجزائري سواءًا على المستوى الكلي أو الجزئي، و المتمثّل أساسًا في ما يلي :

- فتح السوق الوطنية للمنافسة الداخلية والخارجية ،
- تخفيض قيمة العملة الوطنية .

فإن المجمّع يسعى إلى فتح رأسماله و الدخول في شراكة مع عمالقة إنتاج الإسمنت في العالم، ولم تعد هذه الشراكة سوى قضية وقت بعد أن تم تحضير كل معطيات نجاحها ابتداءًا بإنجاز التقويم التقني لكل الوحدات، وتأهيلها لتصبح تعمل وفق المقاييس الدولية من حيث الإنتاج، وذلك من خلال التخفيض من تكاليف الإنتاج وذلك لتوفر المادة الأولية بالجزائر واليد العاملة والطاقة، إضافة إلى أن مراقبة الأعباء المحدِّدة لتكلفة الإنتاج تتم شهريا بكل وحدات المجمّع، فإذا وُجدت أية زيادة في جانب معيّن تدرس وتعالج بما يسمح بتصحيح أي خلل .

أما فيما يخص التجهيز، فإن وحدات الإنتاج طبقت برامج لتأهيلها سمحت بتجهيزها بما يسمح لها بإنجاز برامج أعبائها بكل كفاءة، والوصول إلى نسب تكاد تكون كاملة في بعض الوحدات وتجاوز الأهداف في كثير من الأوقات ،حيث أن المجمّع استطاع أن يصل إلى **98** بالمائة من قدراته الإنتاجية في سنة **2005** ، وهو يعمل لتجاوز أهدافه هذه السنة، كمأن المجمّع يسعى لتطوير قدراته و الوصول إلى إنتاج **5** ملايين طن وأكثر خلال السنتين القادمتين وذلك للطلب المتزايد من السوق الوطنية نظرًا لانتعاش قطاع البناء والتعمير والديناميكية التي يعرفها هذا القطاع في الآونة الأخيرة، والوصول بإنتاج وحدة

---

[1] نقلاً عن الموقع الإلكتروني للمجمع (بتصرّف) :www.erce-dz.com

عين الكبيرة من مليون طن حاليا إلى حوالي **1.3** مليون طن، وكذلك وحدة عين التوتة، ورفع قدرة وحدة حامة بوزيان من **900** ألف طن إلى مليون طن، ووحدة حجار السود بحوالي **300** ألف طن كذلك .

أما فيما يخص مجالات التسيير، فقد أبرم المجمّع اتفاقاً يتم بموجبه ربط كل فروع المجمّع ببعضها البعض ومع الإدارة العامة للمجمّع بشبكة معلوماتية رقميّة بالصورة والصوت، وستسمح هذه العمليّة بالإنتهاء من التعامل بالأوراق و الإنتقال إلى التسيير الإلكتروني والوصول إلى ما يعرف بدرجة الصفر في استعمال الأوراق، ومعنى ذلك أن كل وحدات المجمّع وسندات التسيير تكون في متناول الإطارات و المسيّرين في أي وقت لاستعمالها بدلاً من المراسلات بالطريقة التقليدية التي كانت تأخذ وقتاً وجهداً إضافيين، كما أن الإجتماعات بين المدير العام ومديري الوحدات وباقي المسيِّرين يُمكن أن تُعقد يوميًّا في أي وقت واتخاذ القرارات المناسبة في الحين .

وفي الجانب المحاسبي فقد شرع المجمّع في تطبيق نظام المحاسبة العالمي(I.F.R.S)، وذلك بإجراء تكوين للإطارات المكوِّنين في فرنسا، وهؤلاء سيقومون بدورهم بتكوين باقي المحاسبين ،وهذا كلّه يهدف إلى جعل إطارات المجمّع يتحدثون بنفس اللّغة العالميّة في المحاسبة مع باقي المتعاملين الدوليين، ذلك أن عديد المجمعات الدوليّة أبدت اهتماماً بفرصة الشراكة التي يفتحها قطاع الإسمنت بالجزائر .

وأخيرًا وفيما يخص الملائمة مع الشروط البيئية، فقد قام مجمّع الإسمنت بالشرق بتحديث تجهيزات مختلف وحداته وجعلها متماشية مع المقاييس الدوليّة للبيئة،حيث قامت وحدة حامة بوزيان (SCHB) من جهتها بالتوقيع على عقد من أجل تركيب مصفاة جديدة من الجيل الحديث، وكذلك في وحدة عين الكبيرة تُقلِّل من الغبار من **150** غراماً في المتر المكعب إلى **50** غرامًا فقط، ممّ ينهي تماما مشاكل غبار الإسمنت التي كانت معروفة سابقاً .

المبحث الثاني : وظائف شركة الإسمنت حامة بوزيان (SCHB)

سوف نبدأ أولاً بالتعريف بالشركة، ثم نتناول وظائفها كما يلي:

1- التعريف بالشركة :

أُنشئت هذه الشركة في جوان **1998**، وهي عبارة عن شركة بالأسهم (SPA) برأس مال اجتماعي يُقدر بـ : **1.750.000.000**دينار جزائري، وهي إحدى شركات إنتاج الإسمنت التابعة لمجمّع الإسمنت للشرق (ERCE)، والمتخصصة في إنتاج الإسمنت البورتلاندي المركّب (الإسمنت البُني) المعروف بـ CPS-CEM II /A 42.5، ويشتغل بهذا الفرع حوالي**373** عامل يتوزعون كما يلي[1] :

- الإطارات السامية**49**،
- الإطارات **44** ،
- الأيدي الماهرة **190** ،
- المستخدمين **90** .

2- الهيكل التنظيمي لشركة (SCHB):

إن الهيكل التنظيمي لشركة الإسمنت حامة بوزيان (SCHB) ممثّلاً في الشكل البياني (4-4) الموالي:

وتتكون الشركة من مديرية عامة والتي كانت محل المعاينة الميدانية والمديرية الإنتاجية (المصنع) .

فأما المديرية العامة ؛ فإنها تتكون من المديرية المالية، مديرية الموارد البشرية، مديرية التطوير والبحوث،مديرية التموين والتسويق، ومن مهام المديرية العامة نذكر:

- الإشراف على ملف الإستثمارات ،
- إعداد عقود التموين بالمواد واللوازم المستوردة المتعلّقة بالعمليّة الإنتاجيّة (الآجر، الإسمنت ،....) ،
- التموّن بالمواد الأوليّة المحليّة مثل الجبس، الحديد،
- المشتريات المحليّة ذات الأهمية البالغة مثل الكهرباء والغاز ،
- الإشراف على المفاوضات والعمليّات البيعيّة للإسمنت المنتج على مستوى المصنع .

أما المديرية الإنتاجية (المصنع)،فإنها تتكون من الدوائر التالية:دائرة التسويــق، دائرة التموين، دائرة الصيانة، دائرة الإنتاج، دائرة مراقبة النوعية، دائرة الموارد البشرية .

ومن مهامها نذكر ما يلي :

- متابعة البرنامج الإنتاجي والسّهر على تطبيقه ،
- متابعة المبيعات والعقود مع الزبائن ،
- إعداد عقود إمدادات المواد واللّوازم المستوردة المخصصة لوظائف الشركة سواءًا منها قطع الغيّار أو غير ذلك .

---

[1] نائبة مدير الموارد البشرية للفرع بتاريخ : **2006/12/31** .

3- وظائف شركة (SCHB):

سوف نقوم من خلال هذا المبحث بتشخيص لأهم وظائف الفرع كما يلي، حيث نبدأ بالتموين، الإنتاج و التحويل، الوظيفة المالية، وأخيرًا الوظيفة التسويقية .

3-1- وظيفة التموين :

تعتبر هذه الوظيفة من أهم وظائف الوحدة، وذلك نظراً لضخامة المواد الأولية المستهلكة، وكذلك المبالغ المخصصة لشراء هذه المواد، والشركة تعتمد حسب شروحات القائمين عليها على المناجم والمحاجر المحلية بشكل شبه كامل في اقتناء مواده الأولية، وهذه المواد هي الرمل، الجبس، الطين و الحديد و الصلصال الخام .

3-2-الوظيفة الإنتاجية و التحويلية :

تُعد هذه الوظيفة الثانية في دورة الإستغلال بعد الوظيفة التموينية،حيث يتركز إنتاج الوحدة على إنتاج نوع واحد من الإسمنت وهو الإسمنت البورتلاندي المركّب (الإسمنت البني) :

3-2-1- خط إنتاج الإسمنت البورتلاندي المركّب (CPS-CEM II /A 42.5):

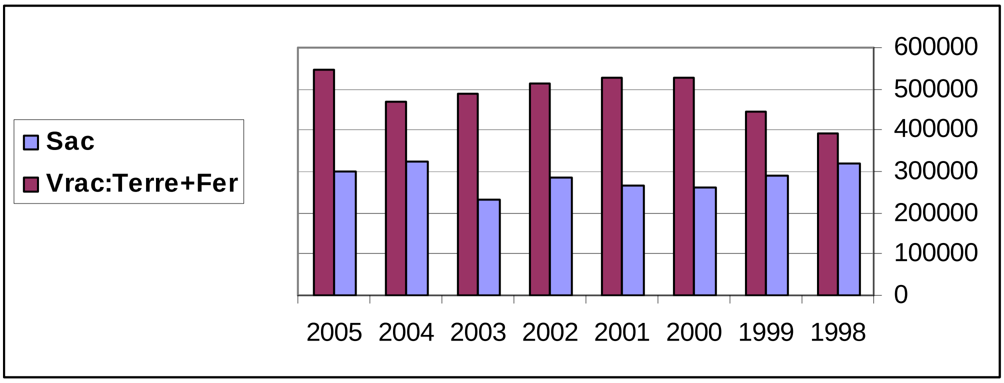
يبين الجدول (4-1) الموالي تطور إنتاج هذا الخط كمًّا،حيث أن الوحدة هي الطن .

جدول (4-1) : تطور إنتاج (CPS-CEM II /A 42.5) بين سنتي 1998-2005 :

السنة	الأكياس SAC	السائب (الشاحنة + القاطرة) VRAC(TERRE+FER)	المجموع
1998	321042.50	390415.47	711457.97
1999	290903.00	443232.85	734135.85
2000	259543.00	527882.00	787425.00
2001	266537.00	528231.00	794768.00
2002	287138.00	512828 .00	799966.00
2003	230527.00	490672.00	721199.00
2004	322278.00	467965.00	790243.00
2005	298775.00	545849.00	835624.00

المصدر : نيابة المديرية التقنية، المديرية العامة، شركة (SCHB) .

وهذا ما يمكن إبرازه بالشكل التالي :



شكل (4- 5) : تطور إنتاج الإسمنت البورتلاندي المركب(CPS-CEM II/A 42.5)

3-3-الوظيفة المالية[1] :

سوف نقوم في هذا المقام بدراسة عملية الإستغلال، و التي تنصب على تحليل هيكل حسابات النتائج الذي يُبيّن مراحل تكون النتيجة انطلاقاً من دراسة مستويات النشاط المحقّقة ومقارنتها مع الأعباء والتكاليف التي تتحملها المؤسسة .

أولا : مستوى النشاط :

بالرجوع إلى جدول حساب النتائج (الجدول (4-3))، نحصل على النتائج التالية :

جدول(4- 2) : تطور مؤشرات النشاط بالمؤسسة : **و : ألف د ج/ %**

السنة / البيان	2003	2004	2005	نسبة الزيادة 05/03
رقم الأعمال السنوي	2191256	2520516	2720708	% 24 +
الإنتاج المباع / رقم الأعمال	100	99	99.77	% 0.23 -
النشاط الإجمالي	2197818	2667130	2787389	% 27+
القيمة المضافة	733504	1184386	1351835	% 84+

المصدر : تم إعداد هذا الجدول من طرفنا اعتماداً على الجدول (4-3) الموالي .

يتبين من الجدول أن :

أ- رقم الأعمال في تطور مستمر نحو الإرتفاع، حيث بلغت الزيادة الإجمالية المسجلة خلال فترة الدراسة نسبة **24 %** . رغم التراجع البسيط لأن هذه الزيادة جاءت رغم الإنخفاض الطفيف في حصة الإنتاج في تكوين الإنتاج المباع في تكوين رقم المبيعات بحوالي **0.23 %** كما هو واضح في الجدول .

ب- حجم النشاط الإجمالي عرف هو الآخر تطورًا مشجعاً، حيث بلغت الزيادة حوالي**27 %**، وهذا يعكس الجهد المبذول من طرف العمال خاصة في مجال الإنتاج وأنه يباع كله .

جـ- لا يختلف الأمر بالنسبة للقيمة المضافة التي تعبر عن حجم الثروة الإضافية التي أنشأتها المؤسسة أثناء نشاطها، والتي ازدادت هي الأخرى بنسبة معتبرة وصلت **84+ %** مابين سنتي الدراسة **2003 - 2005** .

والملاحظ عموماً أن مؤشرات النشاط الثلاث تدل كلها على تطور إيجابي لنشاط الإستغلال في المؤسسة غير أن الحكم النهائي على مصداقية الأرقام التي تعطيها هذه المؤشرات لا يكون صحيحاً إلا بعد تفحص أرقام التكاليف، والتي تحملتها المؤسسة لتحقيق تلك النتائج، وهذا ما سوف نتعرف عليه من خلال دراسة بنية القيمة المضافة وهيكل التكاليف .

ثانيا : القيمة المضافة وهيكل التكاليف :

إن تحليل الإستغلال يتمحور أساساً حول مفهوم القيمة المضافة على اعتبار أن القيمة المضافة :

- تترجم فائض الثروة المحقق من نشاط المؤسسة ومدى مساهمتها في زيادة الإنتاج الوطني،
- تعطي خلاصة عن إمكانيات المؤسسة ومقدرتها على التحكم في مواردها،

---

[1] للمزيد من التفاصيل حول تشخيص الوظيفة المالية على مستوى المؤسسة الإقتصادية أنظر[ز.حوري-89]، وكذلك [ب.خنخار-01] .

- تستعمل في المقارنة بين مساهمة عناصر التكاليف في إنتاجها وفي مردودية هذه العناصر،
- ترتبط ارتباطاً وثيقاً بالتمويل الذاتي للمؤسسة، إذ بارتفاعها تحصل هذه الأخيرة على عناصر تمويل ذاتي أحسن كالنتيجة الصافية والإهتلاكات و المؤونات .

لأجل ذلك، فإن دراسة بنية القيمة المضافة لها أهمية قصوى لما تنطوي عليه من توجيه استراتيجية المؤسسة مستقبلاً، إذ تُبيِّن الوزن النسبي للعناصر المكوّنة لها والمؤثرة عليها وكيفية تطورها عبر الزمن .

جدول(4- 3) : جدول حسابات النتائج للفترة (2003- 2005) : و = ألف د . ج

السنوات	2003		2004		2005		نسبة التغير
البيان	المبلغ	%	المبلغ	%	المبلغ	%	05 / 03
مبيعات بضائع	-	-	20196	0.8	6068	0.22	-
إنتاج مباع	2191256	100	2499066	99	2714640	99.77	% 24 +
إنتاج المؤسسة لذاتها	-	-	-	-	-	-	-
خدمات مقدمة	-	-	1254	0.2	-	-	-
رقم الأعمال	2191256	100	2520516	100	2720708	100	% 24 +
رقم الأعمال	2191256	99.7	2520516	94.5	2720708	97.61	% 24 +
إنتاج مخزون	(3268)	(0.14)	123975	4.65	36474	1.31	% 1216+
تحويل تكاليف الإنتاج	9830	0.44	22639	0.85	30207	1.08	%207+
النشاط الإجمالي ....(1)	2197818	100	2667130	100	2787389	100	% 27+
بضائع مستهلكة	-	-	13593	0.91	4239	0.29	-
مواد ولوازم مستهلكة	1020325	69.68	1067813	72.02	1008745	70.27	% 1-
خدمات محصّلة	443989	30.32	401338	27.07	422570	29.44	% 5 -
إستهلاكات وسيطة..........(2)	1464314	100	1482744	100	1435554	100	% 2 -
القيمة المضافة.......(1)-(2)	733504		1184386		1351835		% 84+
القيمة المضافة	733504	89.07	1184386	95.69	1351835	93.94	% 84+
نواتج مختلفة	60046	7.29	42294	3.42	43627	3.03	% 27-
تحويل تكاليف الإستغلال	29989	3.64	10979	0.89	43495	3.02	% 45+
مصاريف المستخدمين	386205	42.40	437432	42.77	462808	43.16	% 20+
ضرائب ورسوم	57630	6.33	59703	5.84	59177	5.52	% 3+
مصاريف مالية	25474	2.8	28139	2.75	60880	5.68	% 139+
مصاريف مختلفة	24396	2.68	32176	3.15	30639	2.86	% 26 +
مخصصات الإهتلاك والمؤونات	417074	45.79	465296	45.49	458810	42.78	% 10 +
مجموع الأعباء............. (4)	910779	100	1022746	100	1072314	100	%18 +
نتيجة الإستغلال....(3)-(4)	(87240)		214913		366643		% 520 +
نواتج خارج الإستغلال	183582		39930		79842		% 56 -
تكاليف خارج الإستغلال	69640		95447		145282		% 109 +
نتيجة خارج الإستغلال	113942		(55517)		(65440)		% 157 -
النتيجة الإجمالية	26702		159396		301203		% 1028 +
الضريبة على الأرباح	3513		21258		00		
النتيجة الصافية	23189		138138		301203		% 1199+

المصدر : تم إعداد هذا الجدول من طرفنا إعتماداً على ميزانية المؤسسة للفترة المحددة (أنظر الملحق 01،02،03) .

ملاحظة : المبالغ بين قوسين سالبة .

جدول (4-4) : تطور القيمة المضافة وهيكل التكاليف خلال الفترة (03-05)   و= ألف د.ج

السنة	2003		2004		2005	
البيان	المبلغ	%	المبلغ	%	المبلغ	%
القيمة المضافة	733504	%100	1184386	%100	1351835	%100
مصاريف العاملين	386205	%53	437432	% 37	462808	%34
ضرائب ورسوم	57630	%8	59703	% 5	59177	% 4
الفائض الخام للإستغلال	289669	%39	687251	% 58	829850	%33
(+)إيرادات مختلفة وتحويل تكاليف الإستغلال	90035	%12	53273	%4	87122	%6
(-) مصاريف مالية	25474	% 3	28139	%2	60880	%4
مصاريف مختلفة	24396	% 3	32176	%3	30639	%2
مخصصات الإهتلاك	417074	% 57	465296	%39	458810	%34
نتيجة الإستغلال	(87240)	(%12)	214913	%18	366643	%27

المصدر : جدول النتائج للفترة .

تُمكّننا القراءة الإنتقادية لتطور القيمة المضافة وهيكل التكاليف من ملاحظة التالي :

أ- أعباء المستخدمين :

موازاة مع الإرتفاع الحاصل في القيمة المضافة، والتي تقريباً تضاعفت خلال الفترة المدروسة، نجد أن عناصر الأعباء عرفت كلها ارتفاعاً خلال نفس الفترة وهذا بنسب متفاوتة 3 % أدناها الضرائب والرسوم، وأقصاها 139% بالنسبة للمصاريف المالية، وكذلك زيادة أعباء المخصصات والإهتلاكات بـ 10% . هذه النتيجة تُعد مقبولة جزئيا بالنظر إلى توسع نشاط المؤسسة وتزايد رقم إنتاجها ومبيعاتها، لكن اللفت للإنتباه أن أهم عنصر تكاليفي يؤثر على القيمة المضافة يتمثل في مصاريف المستخدمين المرتفعة نوعاً ما،حيث نلاحظ أن القيمة الأجرية السنوية على قيمة معتبرة تتجاوز النصف بقليل في سنة 2003،إلا أنها تنخفض إلى 34 % في سنة 2005 كما تمتص حوالي 17% من رقم الأعمال طوال السنوات الثلاث .

ب- الضرائب والرسوم :

بالنسبة لإدارة الضرائب نلاحظ أن قيمة الضرائب والرسوم التي تذهب إلى خزينة الدولة تمثل ما بين 8 % و 4 % من القيمة المضافة المحققة و حوالي 3% من رقم الأعمال و هذه النسبة تعتبر عادية .

جـ- المصاريف المالية :

فيما يتعلق بأعباء المصاريف المالية فإن الحدود الطبيعية لهذه الأعباء يجب ألا تتعدى نسبة 1.2% من رقم الأعمال خارج الرسم .فإذا تراوحت نسبتها بين 1.2% و 2.5 % فإنها تعتبر مقلقة، أما إذا تجاوزت هذا المجال فإنها تصبح خطيرة حيث يدل ذلك على أن المؤسسة تعتمد على وسائل تمويل خارجية ومكلّفة في آن واحد .

وبالنسبة لمؤسستنا هذه فإنها تتراوح على التوالي كما يلي : 1.16%، 1.11%، 2.23% من رقم الأعمال الصافي، أي أنها في حدودها الطبيعية إلا في سنة 2005 أصبحت مقلقة نظرًا لارتفاع التكاليف المالية بشكل كبير، حيث بلغت نسبة التغير بين سنتي الدراسة +139 % (أنظر الجدول (4-3)) .

د – الإهتلاكات :

بالنسبة لمخصصات الإهتلاك وإن كانت تزيد من قدرة التمويل الذاتي للمؤسسة، إلا أنها في نفس الوقت تؤثر على سعر تكلفة المنتوجات من خلال ارتفاع تكاليف الإنتاج، ومن الجدول نلحظ أنه وبالمقارنة بين سنتي 2003 و 2005 ارتفاع بنسبة تقدر بـ 10 % .

ثالثا : تحليل النتيجة :

إن تحليل النتيجة يهتم بمعالجة الأرصدة الوسيطة للتسيير، وهي عبارة عن مجاميع اقتصادية توضح كيفية تكوين النتيجة بشكل تدريجي وإبراز مختلف العناصر التي ساهمت في تحقيقها، وهذه المجاميع هي :

أ – نتيجة الإستغلال :

إن مقابلة أعباء الإستغلال بالنشاط الإجمالي تُمكّن من الحصول على نتيجة الإستغلال كما يلي :

جدول (4– 5) : تطور أعباء الإستغلال خلال الفترة (03-05) **و= ألف د. ج**

السنة / البيان		2003	2004	2005	نسبة التغير 05/03
النشاط الإجمالي	(I)	2197818	2667130	2787389	% 27+
+ نواتج أخرى		90035	53273	87122	%3 -
أعباء الإستغلال	(II)	910779	1022746	1072314	%18+
+ إستهلاكات وسيطية		1464314	1482744	1435554	%2-
نتيجة الإستغلال	(I)-(II)	(87240)	214913	366643	%520+

المصدر : جدول النتائج للفترات .

تدل الأرباح المتتالية في السنتنين الأخيرتين والزيادة بنسبة +520 % بالمقارنة مع السنة الأولى من سنوات الدراسة أين حققت المؤسسة خسارة، فإن هذا يدل على أن الإيرادات التي تحققها المؤسسة أكبر من المصاريف التي تتحملها عدا في السنة الأولى التي سجلت فيها خسارة للإستغلال نتيجة ارتفاع في تكاليف الإستغلال بنسب أكبر من ارتفاع إيردات الإستغلال وخاصة منها التكاليف المالية بنسبة كبيرة قدرت بـ 139%، وبالرجوع إلى الجدول أدناه نجد أن أهم عنصرين تكاليفيين يؤثران على نتيجة الإستغلال يمثلان في تكلفة المواد المباشرة (المواد واللوازم المستهلكة) وفي تكلفة اليد العاملة المباشرة (أعباء المستهلكين) .هذين العنصرين يستحوذان في المتوسط على78% من رقم أعمال المؤسسة وعلى 84% من حجم النشاط الإجمالي المحقّق . وإذا كان بإمكان المؤسسة خفض تكاليف المستخدمين بتقليص عددهم مثلاً، فإنه من الصعوبة عليها

بالنسبة لتكاليف المواد الأولية ،حيث أن أغلبية هذه المواد يتم جلبها من أماكن بعيدة نوعاً ما، كمأنه يصعب عليها التخفيض من كميات المواد الأولية خاصة في ظل الطلب الكبير على هاته مادة الإسمنت البني الحيوية وانتعاش قطاع البناء في الآونة الأخيرة .

جدول (4-6) : مقارنة مصاريف المستخدمين ومصاريف المواد المباشرة إلى رقم الأعمال وإلى النشاط الإجمالي

و = ألف د.ج ، %

السنة / البيان	2003	2004	2005	النسبة المتوسطة
تكاليف المواد واللوازم المستهلكة	1020325	1067813	1008745	/
تكاليف اليد العاملة (أعباء المستهلكين)	386205	437432	462808	/
المجموع ....(1)	1406530	2911775	1471553	/
النشاط الإجمالي..............(2)	2197818	2667130	2787389	/
تكلفة المواد الأولية والأجور إلى النشاط الإجمالي :.......(1)/(2)	90%	109 %	53%	%84
رقم الأعمال.................(3)	2191256	2520516	2720708	/
تكلفة المواد والأجور إلى رقم الأعمال : .... (1) / (3)	% 64	%116	% 54	%78

المصدر : جدول النتائج للفترات .

ب- النتيجة خارج الإستغلال :

تطورت على النحو التالي :

2003 : (+)113942 د.ج

2004 : (-) 55517 د.ج

2005 : (-) 65440 د.ج

أظهرت نتيجة خارج الإستغلال خسارة خلال الدورتين **2004** و **2005** وهذا نتيجة عبء تكاليف خارج الإستغلال والتي كانت نسبة تغيرها موجبة بين سنتي **2003** و **2005** بحوالي **109%** وفي المقابل انخفاض في الإيرادات خارج الإستغلال بحوالي **56%** (أنظر الجدول (4-3)) .

جـ- النتيجة الصافية [1] :

خلال سنوات الدراسة سجلت (SCHB)النتائج الصافية الموالية :

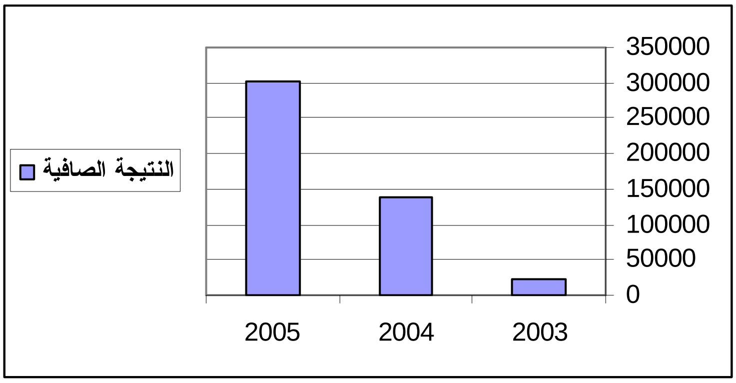
2003 : **23189** د.ج

2004 : **138138** د.ج

2005 : **301203** د.ج

نلاحظ إنطلاقاً من تطورات النتيجة الصافية أن شركة إنتاج الإسمنت حامة بوزيان تحقق في أرباح معتبرة، وأن نسبة التغير بالزيادة في الأرباح بين سنتي الدراسة **2005/2003** كانت في حدود **1199%**، وهي نسبة ضخمة وهي تعكس الوضعية المتازة التي تتمتع بها الشركة وتحقيقها لتراكم في الأرباح طوال سنوات الدراسة .

وهذا ما يمكن توضيحه في الشكل البياني(4- 6) التالي :



شكل(4-6) : تطور النتيجة الصافية بين سنتي (03-05)

3-4-الوظيفة التسويقيّة :

تقوم شركة الإسمنت حامة بوزيان (SCHB) بتسويق الإسمنت البني مباشرة إلى زبائنها، ذلك أنها تغطي مناطق كل من قسنطينة، ميلة وجيجل بهذه المادة الحيوية سواءاً منها ما تعلق بالإسمنت الموضب في الأكياس (SAC)، أو غير الموضب (VRAC)، وفيما يلي نقوم بدراسة التطورات الحاصلة في رقم أعمال الشركة للأعوام التالية :

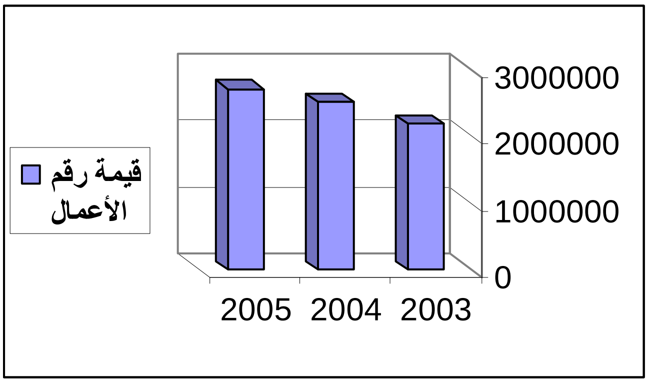
جدول (4- 7) : تطور رقم الأعمال من الفترة (03-05):

و= ألف د.ج

السنة	2003	2004	2005
قيمة رقم الأعمال	2191256	2520516	2720708

المصدر : جدول حسابات النتائج للفترات .

[1] تعتبر مؤشر هام لقياس مرد ودية استعمال رؤوس الأموال الخاصة في المؤسسة وأيضاُ مقياس لمردودية عناصر الأصول الثابتة باستعمال النسب المالية .كما يستعمل في تحديد درجة الإستقلالية للمؤسسة عن طريق التدفق النقدي .



شكل(4– 7) : تطور رقم الأعمال بين سنتي (03-05)

نلحظ من الجدول(**4– 7**) والشكل(**4– 7**) السابقين أن رقم الأعمال في تطور مستمر طوال سنوات الدراسة، حيث قدرت نسبة هذا التطور بين سنتي **2003** و **2006** بحوالي **24 %** .

المبحث الثالث : تشخيص المزيج التسويقي لمنتوج الإسمنت البني

مع بدايات انفتاح الإقتصاد الجزائري على الأسواق الخارجية، ودخول اتفاق الشراكة مع الإتحاد الأوروبي حيز التطبيق العام **2005**، والمفاوضات الجارية من أجل الإنضمام إلى منظمة التجارة العالمية مم يفرض على المؤسسات الجزائرية التأقلم مع هذا الوضع الجديد، وإلاَّ فالزوال، ومؤسستنا هذه لا تخرج عن هذه القاعدة، لذا فكرت بوضع سياسة لتصريف، وتسويق منتجاتها، وتعمل على إنشاء مديرية مستقلة للتسويق، دون نسيان أخذ العوامل البيئة، والحفاظ على المحيط في الحُسبان في كل ما تقوم به، وفي هذا المبحث سوف نتعرف على السياسة التسويقية المتبعة من طرف الشركة من خلال دراستنا لنوعية المنتجات المباعة، المنافسة، الأسعار، الإشهار، والتوزيع .

وقد تركزت دراستنا هذه على منتوج : الإسمنت البُنّي **(le Ciment Gris)** .

1 – دراسة المنتوج :

من خلال هذا العنصر سوف نستعرض طبيعة المنتوج والسوق المستهدفة، وكذلك ساسة الجودة والضمان و الضمان المتبعة من طرف شركة **(SCHB)**كما يلي :

1 – 1 – طبيعة المنتوج والسوق المستهدفة :

يقوم المجمّع بإنتاج نوعين من الإسمنت وهما :

أ) الإسمنت البُني، والذي يُرمز له بالرمز**(CPS-CEM II/ A 42.5)** ، هو إسمنت بورتلاندي مركّب ناتج عن خليط مادة الكلنكر مع مواد مضافة مسحوقة بدقة، تُضاف كبريتات الكالسيوم (الجبس) بكميات قليلة لضبط المسك، وهذا المنتج يشكّل جُل مبيعات الشركة بحوالي**98%** من إجمالي المبيعات، والتي تقوم بإنتاجه كذلك جل الوحدات الإنتاجية التابعة للمجمَّع بالإضافة إلى شركة **(SCHB)** .

ب) الإسمنت المقاوم للملح [1] (CRS) : والذي تقوم بإنتاجه وحدتين هما :
شركة الإسمنت عين الكبيرة (SCAEK) ، وشركة الإسمنت عين توتة (SCIMAT) .
ج) كما تقوم الوحدة التجارية التابعة للمجمّع وهي (SCMCE) باستيراد نوع آخر من الإسمنت هو الإسمنت الأبيض .

الجدول(4-8) : منتوجات الإسمنت واستخداماتها :

المنتجات	الإستخدام
إسمنت بورتلاندي مركّب : (CPS-CEM II/A 42.5)	يستخدم لإنجاز : • الخُرسانة المسلّحة والغير مسلّحة . • الخُرسانة المجهّزة للإستعمال . • الهندسة المدنيّة (جسور وطرق ومنشآت) . • أشغال البناء المختلفة (سكنات ،محلات تجاريّة وصناعيّة) . • منتجات مشتقّة من الإسمنت . • ملاط لجزء الوسط وتخشين الجدران .
إسمنت مقاوم للأملاح (CRS)	• يُستعمل في المناطق الصحراوية التي توجد بها الأملاح بكميات كبيرة. • يُستعمل كذلك في السكنات التي تكون قريبة من البحر، والتي تكون معرّضة لمياه البحر المالحة .
الإسمنت الأبيض (Ciment Blanc)	• يستعمل تغطية الإسمنت البُنِّي العادي الذي لا يتميز بواجهة حسنة .

المصدر : نائب مدير التسويق والتموين، شركة(SCMCE)، سنة 2006 .

1 -2- الجودة و الضمان :

من المعلوم أن جودة المنتج تعتبر من الدوافع الرئيسة التي تدفع أي مستهلك إلى اقتناء منتج أو منتجات دون الأخرى ، فكذلك بالنسبة لشركة(SCHB)، حيث تشرف على جودة منتجاتها عن طريق مجمع (ERCE)، والذي يعمل من جهته عن طريق مخبره المعتمد المتواجد بالجزائر العاصمة المسمّى (CITIM)، والذي يسهر من جهته على جودة منتجات المجمع وإخراجها في أحسن حال، فهي تُخضِع منتجاتها لمراقبة دقيقة ومستمرة للجودة، وكذلك اختبار المنتج وقد تكلّلت مجهودات المجمّع بالحصول على شهادة الجودة المعروفة بـ (ISO9000) من طرف الشركة الفرنسية(Veritasse)، والتي تحصّلت عليه جُل الوحدات الإنتاجية التابعة للمجمّع، وهي شركة الإسمنت عين الكبيرة (SCAEK)،شركة الإسمنت عين توتة (SCIMAT)، شركة الإسمنت حجار السود (SCHS) .

---

[1] CRS: Ciment Résister Aux Sulfate

أما على مستوى شركة إنتاج الإسمنت حامة بوزيان (SCHB)، فهي تعمل من جهتها على أن تكون منتجاتها متطابقة مع مقياس (ISO 2000/9001)، هذه السياسة ترتكز على الوفاء، و إرضاء الزبون وثقته بالشركة، فأسباب قوتها تكمن في سياسة معتمدة على الجودة في المنتوج، وكفاءة في الخدمة، و إتقان في التنظيم ووضوح في المسار .

وفي هذا الإطار تلتزم الشركة بتجسيد الأهداف التالية :

- توفير منتوج للزبائن مطابق للمقاييس ،
- إرضاء الزبائن وذلك بالإلتزام وتحسين آجال التسليم ،
- إعلام الزبائن بطرق وتسيير منتوجاتها ،

ولتطبيق نظام التسيير ذي الكفاءة العالية حسب مقياس (ISO 2000/9001) تعمل الشركة بالدوام على ما يلي :

- أن تكون في الإستماع إلى الزبائن قصد تقدير حاجياتهم وبالتالي تلبيتها ،
- تحسين نظامها وتسييرها ،
- تكوين وتحفز الموارد البشرية وتحملها المسؤولية ،
- تضع تحت المسؤولين الوسائل اللازمة لبلوغ الأهداف المسطرة .

وفي هذا الإطار فإن مسؤول الجودة بالشركة (RMQ) مكلّف بمتابعة وضمان تجسيد هذه السياسة وتفاعلها مع العمل، وعلى تعميمها على جميع هياكل الشركة وموافاته بتقارير دورية .

2- دراسة الأسعار و المنافسة :

2-1-الأسعار : عرفت أسعار الإسمنت البني المنتج بشركة (SCHB) ثلاث تغييرات من سنة الإنشاء حتى آخر تعديل في الأسعار مؤخراً في **2** جانفي **2007** ليبلغ سعر الطن الواحد (خارج الرسومHT) كما يلي[1] :

- الإسمنت الموضب في الأكياس (SAC): **1**طن = **3900** د.ج ،
- الإسمنت الغير موضب (VRAC) : **1** طن = **3400** د.ج .

والجدول التالي يوضح تطور أسعار الإسمنت بنوعيه على مدى التغيرات الثلاث :

[1] يمكن معرفة سعر الكلغ (خارج الرسم HT) من الإسمنت البني، ذلك أن :

* الغير الموضّب (السائب): شاحنة = **20** طن = **20000** كلغ / والقاطرة **50** طن =**50000** كلغ .
* الموضّب : كيس = **50** كلغ

كذلك يمكن الإشارة إلى أن معدل الرسم يقدر بـ : **17%** .

الجدول(4– 9) : تطور الأسعار الخاص بالإسمنت البني الموضب في الأكياس(SAC)+الغير موضب (VRAC)

و = طن

النوع / التاريخ	مارس 2001	أوت2006	جانفي2007
الموضب في الأكياس SAC (HT)	3304.94	3600.00	3900.00
الغير موضب في الأكياس VRAC (HT)	2914.94	3100.00	3400.00

المصدر : سجل الأسعار، مديرية التموين والتسويق ، شركة (SCHB) .

2-2-المنافسة : فيما يخص المنافسة ومع بدايات انفتاح السوق الجزائرية على السوق الخارجية، وسعي الجزائر إلى الشراكة من أجل تغطية الطلب المحلي على هذه المادة الحيوية في النشاط الإقتصادي، ولم لا تصدير الفائض خاصة مع دخول شركة أوراسكوم المصرية لإنتاج الإسمنت ممثّلاً في شركة "سيبا" التي تنجز مركبا لصناعة الإسمنت الأبيض والرمادي بمنطقة أهل ونان بولاية معسكر، وأن مصنع الإسمنت الأبيض سيدخل الإنتاج شهر أفريل2007، بطاقة 550 ألف طن سنويا .

كما أشار مسؤولو شركة " سيبا " في تصريح لجريدة الخبر اليومية الجزائرية [1] أن شركتهم خصصت أزيد من 520 مليون دولار لإنجاز المركب، و أن المصنع الذي انطلقت به الأشغال شهر أكتوبر من سنة 2005 ورصد له مبلغ 182.4 مليون دولار مع مهلة مبدئية بـ 20 شهرًا وبعدد عمال وصل حاليا إلى 550 عاملاً ينتظر أن يرتفع أكثر مع الدخول في الإنتاج . وأضاف مسؤولو هذه الشركة المصرية، أن مصنع الإسمنت الرمادي الذي يجري إنجازه حاليا بنفس الموقع، سيتم استلامه شهر أكتوبر من سنة 2007 لينتج 5.2 مليون طن سنوياً، ويوظف حاليا في أشغال الإنجاز450 عامل مع تكلفة إجمالية تقدر بـ 399 مليون دولار. ويوظف المركب حاليا 2680 عامل بشكل مباشر وغير مباشر ويتوقع الوصول إلى 3500 عامل مع شهر جانفي المقبل، منهم 600 عامل مصري ويتوقع الوصول إلى خلق 8000 منصب عمل مباشر وغير مباشر عند انطلاق مصنعي الإسمنت الأبيض والرمادي في الإنتاج . وحول معايير احترام البيئة، فإن شركة "سيبا" سوف تستثمر ما مجموعه 12 مليون دولار في اقتناء وتركيب التجهيزات التي تسمح بالحفاظ على البيئة وحمايتها، ومن ذلك المصافي وغيرها لتفادي انتشار الروائح والإفرازات الملوثة للبيئة والمضرة بالإنسان والنبات .

كمأن المركب يعتمد على المناجم والمحاجر المحلية بشكل شبه كامل في اقتناء مواده الأولية، حيث يجلب الرمل من منطقة تيغنيف والجبس من منطقة المحمدية والطين من منطقة حاسين وجلب مواد أولية أخرى من محاجر داود وعفاز قرب سيف، مع استقدام الحديد من منجم فرفوس بتبسة واستيراد الصلصال الخام من الخارج . هذا وتضمن مؤسسة أوراسكوم المصرية بفرعيها بالمسيلة ومعسكر 30 في المائة من إنتاج الجزائر من الإسمنت الرمادي بمقدار6 ملايين طن سنويا من مجموع 18 مليون طن سنويا هو الإنتاج الكلي للجزائر، إضافة إلى احتكار أوراسكوم لإنتاج الإسمنت الأبيض عبر مصنعها

[1] من الموقع الإلتروني لبوابة الجزائر : http://www.babeldjazair.com/models.php؟name:news&file

الجديد بـ550 ألف طن سنويا .

3- دراسة الإشهار و التوزيع :

3- 1 - الإشهار:

إن مجمّع(ERCE)كغيره، يعمل من أجل التعريف بمنتجاته، وخلق شعور جيد لدى المستهلك بأن منتجاته هي الأحسن في السوق، ومن أجل ذلك يقوم بحملات إشهارية تهدف إلى :

↩ التعريف بالمؤسسة، ونقاط بيعها .

↩ جذب المستهلكين لمنتجات المؤسسة .

↩ بث الثقة في الزبون فيما يخص جودة المنتجات .

↩ إبراز الخصائص التقنية للمنتجات .

↩ محو فكرة السعر المرتفع، وجعل المستهلك يتقبل المنتوج بهذا السعر، ذلك أن الجودة تمنح للمنتج فكرة استعمال أكبر .

ومن أجل هذا تعمد المؤسسة إلى استعمال الوسائل التالية :

↩ الإشراف على الموقع الإلكتروني للشركة، والذي يقدم تعريفاً للشركة،ومنتجاتها، و متابعة الأخبار المتعلقة بالشركة عموماً، وبقطاع شركات الإسمنت أولا بأول .

↩ إعداد المناشير التقنية الموجهة إلى الزبائن والمختصين، ومناشير تجارية موجهة للزبائن العاديين .

↩ المشاركة في المعارض و التظاهرات الإقتصادية المنظمة هنا وهناك .

3- 2 - التوزيع :

إن وظيفة التوزيع تعتبر من الوظائف الأساسيّة في الإقتصاد والتجارة، وعدم التحكّم في هاته الوظيفة بشكل جيّد يؤدي إلى حصول خلل في العرض و الطلب، فهي تتمثل أساساً في إيصال المنتوج إلى المستهلك الذي يطلبها في الوقت المناسب، وبالكمية والمواصفات الملائمتين ،إذن فالتوزيع يُعتبر عنصراً أساساً في المزيج التسويقي، واختيار شبكة التوزيع يجب أن يكون حسب خصائص السوق .

وفيما يخص مجمّع الإسمنت بالشرق (ERCE)، فإنه و بالإضافة إلى أن كل وحدة تقوم بالتوزيع مباشرة، بالإضافة إلى الوحدة التجارية التابعة للمجمّع وهي شركة تسويق الإسمنت بالشرق(SCMCE) التي تقوم بدورها بتوزيع منتجات المجمّع، بالإضافة إلى أنها تقوم باستيراد الإسمنت الأبيض الغير منتوج محليا، بالإضافة إلى الإسمنت المقاوم للأملاح، كما يمكن الإشارة إلى أن هذه الشركة يمتد نشاطها التجاري كذلك إلى بيع مختلف منتجات الخزف الصحي، والتي تقوم بشرائها من أجل معاودة بيعها مع الحصول على هامش بيع معين .

ملخص الفصل الرابع

من خلال تشخيصنا للمزيج التسويقي لشركة SCHB ، وهذا من حيث طبيعة المنتوج، الجودة والضمان، الأسعار والمنافسة، الإشهار والتوزيع، اتضح لنا أن الوحدة تحاول التحكم في عناصر المزيج التسويقي، وهذا بفضل المجهودات المبذولة في الميدان رغم المشاكل الموجودة في الميدان جراء الطلب الكبير على هذه المادة الحيوية جراء انتعاش قطاع البناء والأشغال العمومية في الأعوام الأخيرة، وكذلك وجدنا أن المؤسسة تتمتع بمركز مالي ممتاز وذلك راجع لتراكم الأرباح طوال سنوات الدراسة، وهذا يعكس الوضعية العامة التي توجد عليها هذه الشركة مم يؤهلها للتوسع في النشاط وتغطية الطلب المطرد كما أشرنا، إلا أن فعالية ذلك يرتكز أساساً على التوقعات الدقيقة لحجم المبيعات، وفي هذا المجال فإن المؤسسة لا تعتمد على الطرق العلمية في إعدادها للتوقعات بحجم المبيعات، وإنما يقوم المسؤولون عن هذه التوقعات بإعدادها بناءًا على الحدس والتخمين عن طريق الخبرة في الميدان، ممّ قد يؤدي إلى توقعات سلبية حسب درجة التفاؤل والتشاؤم للأشخاص المكلفين بالعملية، ولذا قمنا بإجراء التوقع بالمبيعات في هذه المؤسسة بناءًا على طرق علمية كمية تقوم على استخدام الأساليب الإحصائية والطرق الرياضية في تحليل المتغيرات وقياسها إنطلاقاً من المعطيات العددية والبيانات المتاحة لدى المنشأة، وتُعرف هذه الطرق بـ " التوقع باستخدام السلاسل الزمنية العشوائية لبوكس – جنكنز " بالإضافة إلى محاولة التوقع بواسطة نماذج (ARCH-GARCH) التي تأخذ في الحسبان عدم ثبات التباين، وهذا ما سوف نتعرض إليه بالتفصيل في الفصل الموالي .

الفصل الخامس : الدراسة التطبيقية

- المبحث الأول: الدراسة الإحصائية للسلسلة الزمنية
- المبحث الثاني:التوقع باستعمال النموذج الملائم للسلسلة الزمنية المعدّلة(z_t)
- المبحث الثالث : نتائج التوقع بواسطة ARCH و GARCH

تمهيد :

سوف نحاول في هذا الفصل إجراء الدراسة التطبيقية لطريقة بوكس- جنكنز على منتج الإسمنت البني المنتج في شركة الإسمنت (SCHB)، من خلال سلسلة زمنية تحوي مبيعات الشركة الشهرية من الإسمنت البني،وقد ارتأينا تقسيم هذا الفصل إلى ثلاث مباحث كما يلي :

المبحث الأول ؛ تناولنا فيه الدراسة الإحصائية للسلسلة الزمنية المدروسة،حيث قمنا بالكشف عن مركبات السلسلة الزمنية ، والغرض هو جعلها أكثر استقراراً، لأن هذه النماذج لا يمكن تطبيقها إلا على السلاسل الزمنية المستقرة .

أما في المبحث الثاني؛ فقد قمنا بالتوقع بواسطة نماذج بوكس- جنكنز، لكن قُبيل التوقع قمنا بالمرور بالمراحل السابقة لمرحلة التوقع، إبتداءاً بالتعريف بشكل النموذج ، تقدير معلماته، ثم تشخيص النموذج المناسب .

وفي المبحث الثالث والأخير قمنا بمحالة لإجراء التوقع بالمبيعات بواسطة نماذجARCH-GARCH، ولكن قبل التوقع قمنا باختبار عدم ثبات التباين عن طريق اختبار البواقي المربعة، وكذلك دالتي ACF و PACF للبواقي مربعة .

المبحث الأول : الدراسة الإحصائية للسلسة الزمنية

سوف نقوم في هذا المقام بإجراء الدراسة الإحصائية للسّلسلة الزمنية ، وهذا قصد معرفة خصائصها الجوهريّة، والمتمثلة أساساً في الكشف عن مركبة الإتجاه العام (T_t) ، والمركبة الموسمية (S_t) ، وهذا قصد تعديلها إن وجدت هناك مركبات لهذه السلسلة .

1- السلسلة الزمنية محل الدراسة:

إن السلسلة الزمنيّة تتمثل في معطيات شهريّة بالأطنان لمبيعات الإسمنت البنّي CPS-CEM II/A 42.5 الغير موضّب (السائب) [1]: شاحنة + قاطرة Vrac (fer + terre) بداية من شهر جانفي**1999** إلى غاية جوان **2006**، أي أن هناك **90** مشاهدة، والجدول (**5-1**) يوضح قيم هذه السلسلة، والشكل (**5-1**) يوضح منحناها البياني .

2- تحليل أولي :

كخطوة أولى في تحيل هاته البيانات، فإننا أول ما نقوم به هو التوقيع البياني لمشاهدات السلسلة الزمنيّة، وهي خطوة أساسية وهامة في التحليل لأنها تُظهِر الملامح الوصفية للبيانات مثل الإتجاه العام ، والتغيّرات الموسمية وعدم الإستقرار، والبيانات الشاذّة إن كانت هذه موجودة [2] .

2-1- فحص البيانات :

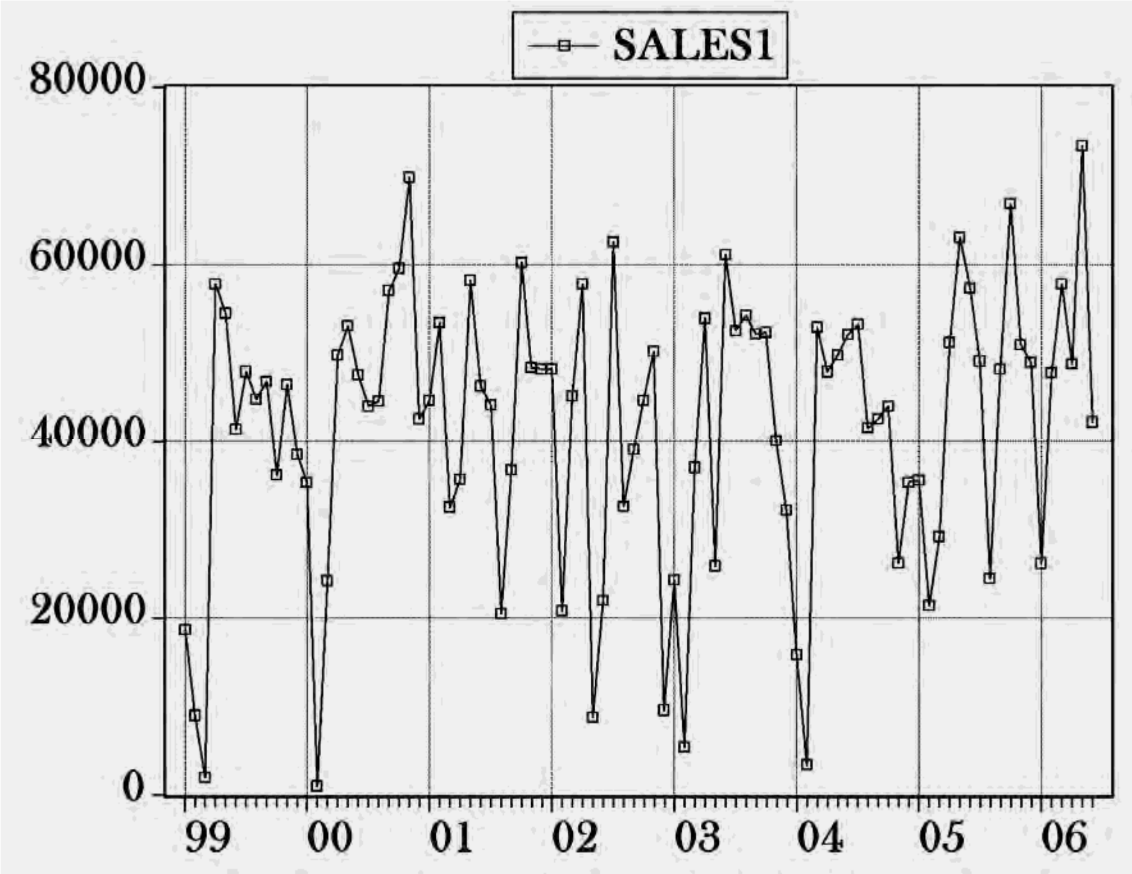
سوف نقوم بفحص البيانات عن طريق الشكل التالي الذي يُمثل التوقيع البياني للبيانات الشهرية الخاصة بالمنتج محل الدراسة .

---

[1] لقد أخذنا الإسمنت الغير موضب (السائب) فقط وذلك لأهمية الكمية هذا النوع بالأطنان بالمقارنة مع الموضب في الأكياس .

[2] من الصعب ملاحظة البيانات الشاذة في السلاسل الزمنية ، وذلك نتيجة لاعتماد المشاهدات على بعضها البعض ، فمن المكن ظهور القيم الشاذة في وسط السلسلة .

الشكل(5-1): المنحنى البياني للسلسلة الزمنية (y_t)



المصدر: مخرجات البرمجية E-VIEWS VER 2.0 .

2-2- تعليقات على البيانات :

من التوقيع البياني للسلسلة الزمنية في الشكل(5-1)، فإننا نلحظ ما يلي:

1) وجود إتجاه عام في البيانات ،

2) تباين السلسلة ليس ثابتا في الزمن ،

3) وجود قمم، ونتوءات قد تكون ناتجة عن وجدود نمط موسمي .

فإذن، يكون من الضروري تثبيت التباين قبيل الكشف عن مركبات السلسلة الزمنية، حيث توجد تحويلتان لأجل ذلك ، وهما التحويلة اللوغاريتمية، وتحويلة الجذر التربيعي، إلا أنه يُفضَّل إجراء تحويلة الجذر التربيعي على الأخرى، ذلك لأن التباين يكون أكثر ثباتاً في حالة تحويلة الجذر التربيعي[1] .

[1] أنظر في الصفحة رقم: 113 من الفصل الثاني .

جدول(5-2): المتوسط الحسابي ، والإنحراف المعياري لسلسلة المبيعات الخام (y_t)

$\sigma^2(y_t)$	$\sigma(y_t)$	$E(y_t)$	السنوات
289745173	17021.9	36950.97	1999
294623232	17164.59	43988.53	2000
116874671	10810.86	44026.81	2001
297658613	17252.79	36735.9	2002
250661350	15832.29	40889.28	2003
232022721	15232.29	38697.85	2004
198581975	14091.91	45487.49	2005
207031561	14388.591	49321.13	2006

المصدر: تم إعداد هذا الجدول من طرفنا اعتماداً على Microsoft Excel 2003

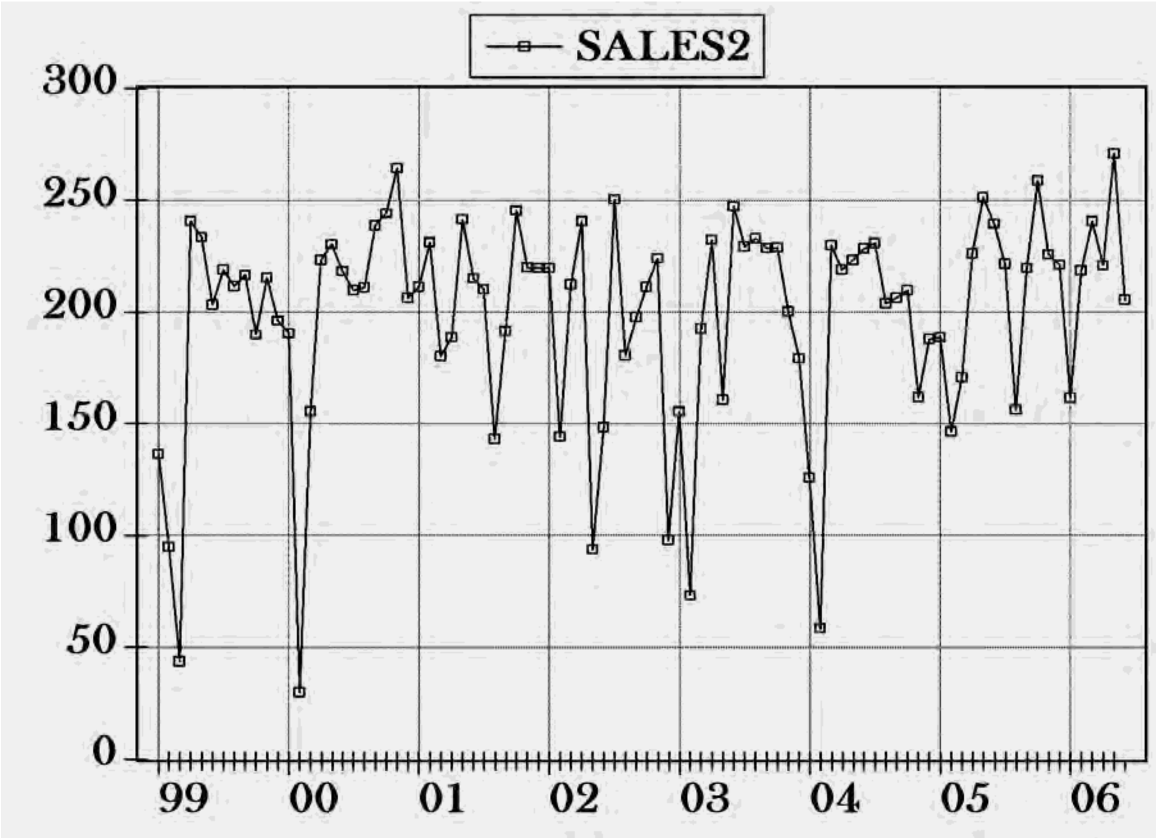
و بالنظر إلى الجدول (5-2) يتضح ما يلي :

- تباين السلسلة الزمنية غير متناسب مع متوسط السلسلة ،
- مستوى متوسط السلسلة الزمنية يتزايد بمعدل ثابت .

ومن ثمّ نقوم بتحويل قيم السلسلة الزمنية باستعمال تحويلة الجذر التربيعي، حيث: $z_t = \sqrt{y_t}$ ، وفيما يلي الجدول (5-3) الممثّل لمعطيات السلسلة الزمنية المعدلة (z_t) .

والشكل الموالي يوضح المنحنى البياني الممثّل للسلسلة الزمنية المعدّلة أي (z_t) كمايلي:

شكل(5-2) المنحنى البياني للسلسلة الزمنية المعدّلة (z_t) :



المصدر: مخرجات البرمجية E-VIEWS VER 2.0 .

حيث نلحظ بعضاً من التخفيف في التذبذبات بالمقارنة مع الشكل (5-1) الممثّل للمعطيات الخام بالجدول (5-1) .

3- الكشف عن مركبات السلسلة الزمنية:

كما نعلم فإن هناك العديد من الإختبارات المستعملة في الكشف عن المركبات التي تتمتع بها السلسلة الزمنية كالتالي:

3-1- الكشف عن مركبة الإتجاه العام (T_t):

من أجل الكشف عن مركبة الإتجاه العام (T_t) ، فإننا نستخدم إختبار دانيال $(Daniel)$ ، وهو معطى كما يلي[1] :

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

تحت الفرض العدمي التالي : H_0 : لايوجد إتجاه عام في المعطيات ،

و الفرض البديل H_1 : يوجد إتجاه عام .

[1] أنظر في الصفحة رقم: 37 من الفصل الأول .

حيث تُمثّل (I_t) الترتيب التصاعدي للسلسلة الزمنية المحوّلة (z_t) ، t الترتيب الزمني، والجدول (4-5) التالي يُلخص إختبار $(Daniel)$، حيث تشير (I_t) إلى الترتيب التصاعدي للسلسلة الزمنية المحولة (z_t) ، t تشير إلى الترتيب الزمني .

جدول (4-5): الترتيب الزمني و الترتيب التصاعدي للسلسلة الزمنية المحولة (z_t) :

2006		2005		2004		2003		2002		2001		2000		1999	
I_t	t	I_t	t	I_t	t	I_t	t	I_t	t	I_t	t	I_t	t	I_t	t
18	85	26	73	8	61	15	49	54	37	43	25	24	13	9	1
51	86	12	74	3	62	4	50	11	38	73	26	$\boxed{1^{\Omega}}$	$\boxed{14}$	6	2
81	87	20	75	70	63	30	51	46	39	22	27	14	15	2	3
58	88	65	76	52	64	74	52	80	40	27	28	62	16	79	4
90	89	87	77	61	65	17	53	5	41	82	29	71	17	76	5
36	90	78	78	66	66	85	54	13	42	47	30	50	18	34	6
		60	79	72	67	69	55	86	43	41	31	40	19	53	7
		16	80	35	68	75	56	23	44	10	32	42	20	45	8
		55	81	37	69	67	57	32	45	29	33	77	21	49	9
		88	82	39	70	68	58	44	46	84	34	83	22	28	10
		64	83	19	71	33	59	63	47	57	35	89	23	48	11
		59	84	25	72	21	60	7	48	56	36	38	24	31	12

المصدر: تم إعداد هذا الجدول من طرفنا إعتماداً على خطوات اختبار دانيال الذي تطرقنا إليه في الجزء النظري .

وبمأن عدد المشاهدات $n > 30$ ، فإن :

$Z = \frac{R - E(R)}{\sqrt{V(R)}} \sim N(0,1)$ ، حيث: $E(R) = 0$ ، و : $V(R) = \frac{1}{n-1}$،

حيث أن : $\sum (I_t - t)^2 = 105136$ ، ومن ثم فإن: $r_s = 0.1346$ ،

إذن فإن :

$$Z = \frac{0.1346}{\sqrt{\frac{1}{90-1}}} = 0.1346 \times 9.434 = 1.2698$$

و عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ ، فإن: $Z = 1.1698 < 1.96$ ، أي أن $Z_C < Z_T$ ، حيث أن: $Z_T = 1.96$ [1]، الشيء الذي يدفعنا إلى قبول الفرض العدمي H_0 ، وبالتالي فإن السلسلة الزمنية لا تحتوي على مركبة الإتجاه العام .

Ω حيث أن الثنائية (14،1) تعني أن المشاهدة رقم 14 تحتل الرتبة الأولى حسب الترتيب التصاعدي.

(1) أنظر الملحق [9] .

3-2- الكشف على المركّبة الموسميّة (S_t) :

سوف نقوم الآن بالكشف عن المركبة الموسميّة (S_t) ، وذلك بدراسة إشارات الفروقات من الدرجة الأولى للمعطيات الشهرية السابقة[1]، والتي تُمثل معطيات السلسلة الزمنية المعدَّلة (z_t) ، فتكون النتائج كما يلي :

جدول (5-5): جدول الإشارة للفروقات من الدرجة الأولى للسلسلة الزمنية المعدلة (z_t)

الأشهر	السنوات						
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
جانفي	/	−	+	−	+	−	+
فيفري	−	−	+	−	−	−	−
مارس	−	+	−	+	+	+	+
أفريل	+	+	+	+	+	−	+
ماي	−	+	+	−	−	+	+
جوان	−	−	−	+	+	+	−
جويلية	+	−	−	+	−	+	−
أوت	−	+	−	−	+	−	−
سبتمبر	+	+	+	+	−	+	+
أكتوبر	−	+	+	+	+	+	+
نوفمبر	+	+	−	+	−	−	−
ديسمبر	−	−	−	−	−	+	−

المصدر: تم إعداد هذا الجدول من طرفنا إعتماداً على الجدول (5-3).

حيث نلحظ من هذا الجدول عدم انتظام الإشارات الخاصة بهذه الفروقات في بداية كل سنة خاصة ، فإذا كانت (−) في شهر جانفي من سنة **2000** ، فتكون في السنة الموالية**2001** موجبة ، وهكذا ...

إذن نستنتج عدم وجود المركبة الموسمية ، وهذا ما سوف نؤكده في العنصر الموالي عند محاولة التعرف على درجة (رتبة) النموذج من خلال رسم دالتي الإرتباط الذاتي (ACF) ودالة الإرتباط الذاتي الجزئي[2] (PACF)، وهو ما يسمى بالإختبارات غير الحرة [3] .

و في الأخير نشير إلى أن الهدف من تعديل السلسلة الزمنية ليس تجاهل خصائصها الجوهرية، وإنما الهدف هو تحقيق استقرارها، والذي يُعتبر شرط أساس لتطبيق طريقة بوكس-جنكنز، حيث لا يمكننا بدونه اختيارالنموذج الملائم للسلسلة الزمنية المدروسة، وفي المبحث الموالي، فإننا سوف نتأكد من استقرارية السلسلة الزمنية المعدَّلة (z_t) ، وذلك باستعمال دالة الإرتباط الذاتي (ACF) ، دالة الإرتباط الذاتي الجزئية (PACF) ، وشكلهما البياني .

---

[1] أنظر في الصفحة رقم :**38** من الفصل الأول للتعرّف على هذا الإختبار .

[2] حيث أنه في حالة التاثير الشهري تكون بطيئة التخامد عند الفجوة الزمنية ***Lags*** **12**، **24**، **36** ، ... وهكذا .

[3] أنظر في الصفحة رقم: **41** من الفصل الأول .

فإذا اعتبرنا أن السلسلة الزمنية كإشارة صوتية (Signal de Son) مشوشة، هذه الأخيرة تتطلب لسماعها وفهمها إستبعاد التشويش غير المرغوب فيه وذلك بمرورها عبر عدة مرشحات مختلفة الشدة والدَّور(Filtres Electroniques) لتكون مسموعة عبر جهاز استقبال، نفس الشيء ينطبق على السلسلة الزمنية حيث يجب تنقيتها بعدة مرشحات لإزالة الموسمية والإتجاه العام والحصول على سلسلة نقية تشكّل تشويشاً أبيضاً [1].

المبحث الثاني: التوقع باستعمال بوكس – جنكنز والمقارنة مع المسح الأسي

يمكننا الآن تطبيق مراحل طريقة بوكس–جنكنز، وهذا بعد أن قمنا بتعديل السلسلة الزمنية الأصلية (y_t) ليصبح رمزها (z_t)، حيث في البداية سوف نتأكد من استقرارية السلسلة الزمنية (z_t)، وكذلك التعرّف على النماذج المكنة، وهذا باستعمال كما ذكرنا آنفاً دالة الإرتباط الذاتي (ACF)، دالة الإرتباط الذاتي الجزئية (PACF)، وشكلهما البياني بعدها نقوم بتقدير هذه النماذج، وكذلك إجراء مختلف الإختبارات التي تطرقنا لها في الجانب النظري لتشخيص النموذج الملائم، وفي الأخير نقوم بمقارنة النماذج المقبولة من أجل اختيار النموذج الأمثل الذي يتلاءم مع السلسلة الزمنية المعدّلة (z_t). وسوف نعتمد في إجراء الحسابات على برمجية من البرمجيات الجاهزة المتخصصة المسماة: **Econometric-Views ver 2.0**، والذي يُعرف بـ **E-Views ver 2.0** [2].

1 – مرحلة التعرف (Identification):

في هذه المرحلة سنتأكد من استقرارية السلسلة الزمنية المعدَّلة (z_t)، وكذلك نتعرف على النماذج المكنة لهذه السلسلة وذلك باستخدام الدالة (ACF) ورسمها البياني(Correlogram)، وكذلك تمثيل الدالة(PACF) ورسمها البياني والذي هو(Partial Correlogram) في الشكل (5-3) الموالي.

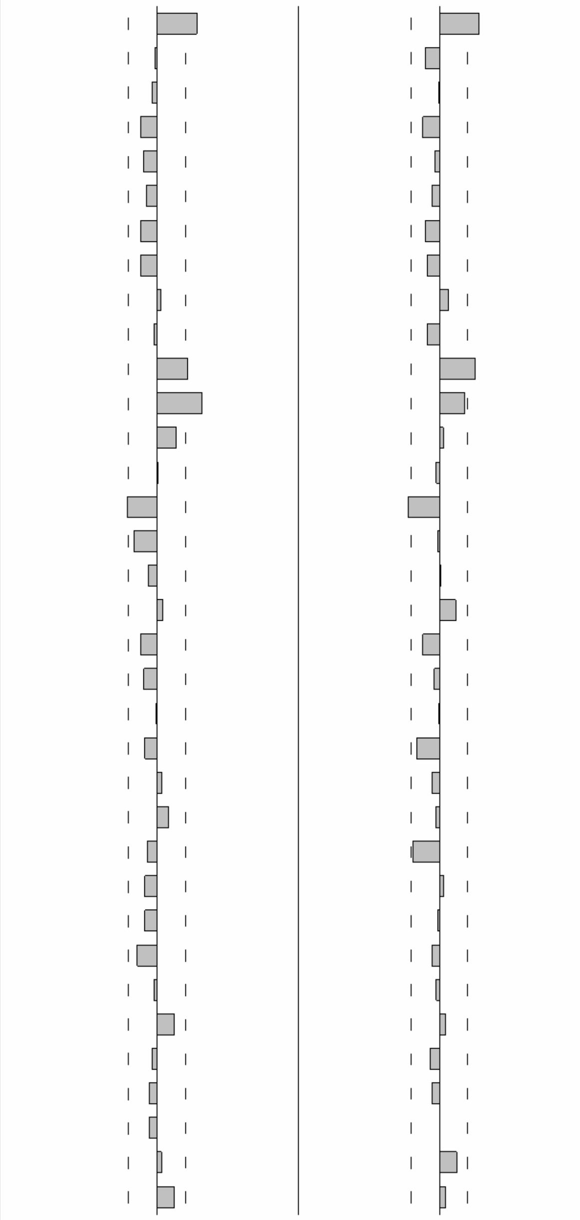
---

[1] من المرجع [إ.بختي-06]، ص7.

[2] هناك الكثير من البرامج الجاهزة التي تُستعمل في القياس في القياس الإقتصادي نذكر منها: *AREMOS*، *AutoBox*، *B34S*، *BETAHAT*، *EasyReg*، *Modeleasy+*، *NLOGIT*، *MicroFit*، *FP*، *MODLER BLUE*، *RATS*، *STATA*، *TSP*، *WinSolve*، وللمزيد من التفصيل أنظر في المرجع: [C.G.RENFRO-03]

Date: 03/21/07 Time: 09:36
Sample: 1999:01 2006:06
Included observations: 90

Autocorrelation | Partial Correlation



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.291	0.291	7.8865	0.005
2	-0.009	-0.103	7.8942	0.019
3	-0.035	-0.002	8.0089	0.046
4	-0.116	-0.116	9.2998	0.054
5	-0.095	-0.031	10.183	0.070
6	-0.077	-0.056	10.762	0.096
7	-0.117	-0.099	12.134	0.096
8	-0.120	-0.085	13.579	0.093
9	0.026	0.067	13.648	0.135
10	-0.021	-0.089	13.693	0.187
11	0.224	0.268	18.954	0.062
12	0.335	0.184	30.887	0.002
13	0.145	0.025	33.139	0.002
14	0.008	-0.023	33.146	0.003
15	-0.216	-0.225	38.300	0.001
16	-0.172	-0.009	41.601	0.000
17	-0.061	0.013	42.030	0.001
18	0.047	0.118	42.279	0.001
19	-0.120	-0.121	43.967	0.001
20	-0.098	-0.035	45.100	0.001
21	-0.003	-0.005	45.101	0.002
22	-0.087	-0.169	46.030	0.002
23	0.040	-0.055	46.223	0.003
24	0.084	-0.023	47.116	0.003
25	-0.070	-0.193	47.738	0.004
26	-0.084	0.040	48.655	0.005
27	-0.090	-0.015	49.709	0.005
28	-0.144	-0.050	52.469	0.003
29	-0.022	-0.024	52.533	0.005
30	0.124	0.041	54.638	0.004
31	-0.033	-0.069	54.788	0.005
32	-0.049	-0.056	55.137	0.007
33	-0.053	0.006	55.548	0.008
34	0.036	0.129	55.737	0.011
35	0.125	0.048	58.081	0.008

الشكل(3-5): الرسم البياني للدالتين (ACF) و (PACF) .

المصدر: مخرجات البرمجية E-VIEWS VER 2.0 .

1-1- الحكم على استقرارية السلسلة الزمنية المعدّلة (z_t) :

للكشف عما إذا كانت السلسلة الزمنية مستقرّة ،نستخدم الرسم البياني لـ (ACF)، حيث من المفترض أن تتناقص معاملات هذه الدالة بصورة سريعة ، وتنعدم قُبيل الفجوة الزمنية K الموافقة لربع المشاهدات أي أن: $K = \frac{N}{16}$ [1].

وبالنظر إلى الرسم البياني للسلسلة الزمنية (z_t) في الشكل(3-5)، فنلحظ أن (ACF) تتناقص بسرعة، وهي بداخل مجال الثقة الذي يساوي: $[-\frac{2}{\sqrt{T}}, +\frac{2}{\sqrt{T}}]$ ، أي[-0.211,+0.211]،وهذا بعد الفجوة الزمنية المساوية لـ :

$K = \frac{N}{4} = 22.5$ ، ومنه نستنتج أن السلسلة الزمنية المعنية تعتبر مستقرّة .

1-2- التعرف على النماذج الممكنة :

بالإعتماد على (Correlogram) و(Partial Correlogram) المثّلين في الشكل (3-5) السابق، وبناءًا على ما تقدّم في الفصل الثاني في كيفية تحديد النماذج، وبالتدقيق في معاملات(ACF) $\hat{\theta}_q$ ، وفي معاملات (PACF) $\hat{\phi}_p$ وكل قيمة لـ$\hat{\theta}_q$ و لـ $\hat{\phi}_p$ تقع خارج مجال ثقتها [-0.211,+0.211]، أو القريبة منه والتي يجب أخذُها بعين الإعتبار أثناء تشكيل النموذج، فقيّم $\hat{\theta}_q$ تدل على النموذج MA(q) ، وقيم $\hat{\phi}_p$ تدلّ على النموذج AR(p) ، وعلى هذا الأساس يمكننا اقتراح النموذجين التاليين :

- النموذج الأول(ARMA(0,16 ،
- النموذج الثاني(ARMA(15,0 .

2- مرحلة التقديرواختبار النموذج (Estimation and diagnostic checking) :

بعدما تحصلنا على النماذج الممكنة السابقة الذكر، نقوم الآن بتقدير معلمات النموذج، ثم اختبار معنوية هذه المعلمات باستعمال الإحصائية(t-Statistic)، والتي نقارنها مع القيمة الجدولية للتوزيع الطبيعي المعياري عند مستوى معنوية إحصائية يساوي 5%.

2-1- التقدير(Estimation): فيما يلي تقديرات النماذج المتحصل عليها سالفاً ، وسوف نبدأ بالنموذج الأول .

2-1-1- النموذج الأول(ARMA(0,16 :

بالنظر إلى الشكل (3-5)، فإننا نُلاحظ أن قيمة الدالة (ACF)عند الفجوة الأولى تقع خارج مجال الثقة وكذلك عند الفجوة 11،12،15 أما عند الفجوة الزمنية 16فهي قريبة من مجال الثقة، وبالتالي نقترح النموذج التالي :

$$y_t = c + \varepsilon_t + \theta_1\varepsilon_{t-1} + \theta_{11}\varepsilon_{t-11} + \theta_{12}\varepsilon_{t-12} + \theta_{15}\varepsilon_{t-15} + \theta_{16}\varepsilon_{t-16}$$

حيث تشير c إلى الحد الثابت .

[1] أنظر في الصفحة رقم :70 من الفصل الثاني .

و سوف نستخدم الأمر التالي :

- **Estimation Command :**

===================

LS SALES2 MA(1) MA(11) MA(12) MA(15) MA(16) C

فتكون المخرجات كما يلي :

جدول (5-6): تقدير واختبار معنوية النموذج ARMA(0,16) :

LS // Dependent Variable is SALES2
Date: 03/15/07 Time: 18:36
Sample: 1999:01 2006:06
Included observations: 90
Convergence achieved after 100 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	199.0402	5.281461	37.68659	0.0000
MA(1)	0.218159	0.094867	2.299639	0.0239
MA(11)	0.215755	0.075496	2.857851	0.0054
MA(12)	0.341835	0.077728	4.397836	0.0000
MA(15)	-0.313511	0.082731	-3.789514	0.0003
MA(16)	-0.230073	0.085182	-2.700950	0.0084

R-squared	0.353522	Mean dependent var	197.9781
Adjusted R-squared	0.315042	S.D. dependent var	48.53675
S.E. of regression	40.17008	Akaike info criterion	7.450586
Sum squared resid	135545.4	Schwarz criterion	7.617239
Log likelihood	-456.9808	F-statistic	9.186982
Durbin-Watson stat	2.007194	Prob(F-statistic)	0.000001

Inverted MA Roots	.90+.34i	.90 -.34i	.89	.67+.73i
	.67 -.73i	.27 -.92i	.27+.92i	-.07+.87i
	-.07 -.87i	-.39 -.85i	-.39+.85i	-.63
	-.73 -.61i	-.73+.61i	-.89 -.22i	-.89+.22i

المصدر: مخرجات البرمجية E-VIEWS VER 2.0 .

و بالنظر إلى الإنحراف المعياري للمعلمات: c ، $\hat{\theta}_1$ ، $\hat{\theta}_{11}$ ، $\hat{\theta}_{12}$ ، $\hat{\theta}_{15}$ ، $\hat{\theta}_{16}$ ومن ثم إحصائية **(t-Statistic)**، نقول أن هاته المعلمات كلها معنوية إحصائيا، ذلك أن القيمة المطلقة لها أكبر بالقيمة المطلقة من القيمة الجدولية للتوزيع الطبيعي التي تساوي القيمة **1.96**[1]، أي أن :

[1] يتوزع مستوى المعنوية $\alpha = \%5$ على طرفي التوزيع الطبيعي المعياري بواقع **%2.5** على الطرفين الأيمن والأيسر، وهذا على اعتبار أن حجم العينة أكبر من **30** وحدة ، وهذا دائما متحقق عند تحليل السلاسل الزمنية (في حالتنا لدينا **N=90**)، أنظرالتوزيع الطبيعي المعياري "**Z Distribution**" في الملحق **[9]** .

$|37.68659| > 1.96$ ،

$|2.299639| > 1.96$ ،

$|2.857851| > 1.96$ ،

$|4.397836| > 1.96$ ،

$|-3.789514| > 1.96$ ،

$|-2.700950| > 1.96$.

ومن ثم فإن نموذج المتوسطات المتحركة الأمثل هو كما يلي :

$$z_t = 199.0098 + 0.218159\varepsilon_{t-1} + 0.215755\varepsilon_{t-11} + 0.341835\varepsilon_{t-12} - 0.313511\varepsilon_{t-15} - 0.230073\varepsilon_{t-16} + \varepsilon_t \ldots\ldots (1)$$

2-1-2- النموذج الثاني ARMA(15 , 0) :

بالنظر إلى الرسم البياني للدالة (PACF) في الشكل (5-3) نلاحظ أن القيم $\hat{\phi}_1$ ، $\hat{\phi}_{11}$ ، $\hat{\phi}_{15}$ تقع خارج مجال الثقة $[-0.211,+0.211]$ ، أما القيمة $\hat{\phi}_{12}$ فهي قريبة من مجال الثقة السابق .

وانطلاقاً ممَّ سبق نقترح نموذج الإنحدار الذاتي الآتي :

$$z_t = c + \hat{\phi}_1 z_{t-1} + \hat{\phi}_{11} z_{t-11} + \hat{\phi}_{12} z_{t-12} + \hat{\phi}_{15} z_{t-15} + \varepsilon_t$$

وبإجراء عملية التقدير لهذا النموذج نتحصّل على النتائج التي يلخصها الجدول (5-7) الموالي، وسوف نستخدم الأمر التالي :

- **Estimation Command :**

```
====================
LS SALES2 AR(1) AR(11) AR(12) AR(15)  C
```

جدول(5-7): تقدير واختبار معنوية معالم النموذج: ARMA(15,0) :

LS // Dependent Variable is SALES2
Date: 03/15/07 Time: 18:54
Sample(adjusted): 2000:04 2006:06
Included observations: 75 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	202.0194	6.261420	32.26415	0.0000
AR(1)	0.207185	0.106302	1.949026	0.0553
AR(11)	0.032202	0.104549	0.308009	0.7590
AR(12)	0.248860	0.103923	2.394662	0.0193
AR(15)	-0.223104	0.091599	-2.435643	0.0174

R-squared	0.210751	Mean dependent var	203.2704
Adjusted R-squared	0.165651	S.D. dependent var	42.65886
S.E. of regression	38.96576	Akaike info criterion	7.389707
Sum squared resid	106283.1	Schwarz criterion	7.544206
Log likelihood	-378.5344	F-statistic	4.672974
Durbin-Watson stat	1.983941	Prob(F-statistic)	0.002116

Inverted AR Roots	.86 -.12i	.86+.12i	.79 -.51i	.79+.51i
	.49 -.82i	.49+.82i	.07 -.92i	.07+.92i
	-.29+.81i	-.29 -.81i	-.54 -.67i	-.54+.67i
	-.82+.41i	-.82 -.41i	-.93	

المصدر: مخرجات البرمجية E-VIEWS VER 2.0 .

بالنظر إلى الإنحراف المعياري للمعلمات: c ، $\hat{\phi}_{12}$ ، $\hat{\phi}_{15}$ ،ومن ثم إحصائيّة(t-Statistic)،نقول أن هاته المعلمات معنوية إحصائيًا ذلك أن القيمة المطلقة لها على التوالي أكبر من القيمة الجدولية للتوزيع الطبيعي التي تساوي القيمة (1.96) كما يلي:

$$|32.26415| > 1.96 ،$$

$$|2.394662| > 1.96 ،$$

$$|-2.435643| > 1.96 .$$

أمّا الحدين الآخرين وهما : $\hat{\phi}_1$ ، $\hat{\phi}_{11}$ فيعتبران غير معنويين إحصائيا ذلك أن إحصائية (t-Statistic) لهما أقل من الجدولية كما يلي :

$$|1.949026| < 1.96 ،$$

$$|0.308009| < 1.96 .$$

ومن أجل تحسين النموذج نقوم بحذف الحدود الغير معنويّة السابقة $\hat{\phi}_1$ ، $\hat{\phi}_{11}$ من النموذج ، فنتحصّل على نتائج تقدير جديدة نلخصها في الجدول الموالي، ونورد أولا الأمر المستخدم كما يلي :

- **Estimation Command :**

====================

LS SALES2 AR(12) AR(15) C

جدول (5-8) تقدير واختبار معنوية معالم نموذج الإنحدار الذاتي الأمثل ARMA(15,0) :

LS // Dependent Variable is SALES2
Date: 03/15/07   Time: 20:44
Sample(adjusted): 2000:04 2006:06
Included observations: 75 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	202.1521	4.947031	40.86333	0.0000
AR(12)	0.283414	0.100617	2.816755	0.0063
AR(15)	-0.222623	0.091747	-2.426487	0.0178

R-squared	0.167082	Mean dependent var	203.2704
Adjusted R-squared	0.143945	S.D. dependent var	42.65886
S.E. of regression	39.46936	Akaike info criterion	7.390228
Sum squared resid	112163.8	Schwarz criterion	7.482927
Log likelihood	-380.5539	F-statistic	7.221522
Durbin-Watson stat	1.593507	Prob(F-statistic)	0.001386

Inverted AR Roots	.85 -.13i	.85+.13i	.78 -.51i	.78+.51i
	.48 -.82i	.48+.82i	.05+.93i	.05 -.93i
	-.31 -.80i	-.31+.80i	-.53+.67i	-.53 -.67i
	-.83 -.42i	-.83+.42i	-.95	

المصدر: مخرجات البرمجية E-VIEWS VER 2.0 .

نلاحظ من الجدول(5-8) الأخير أن المعلمات c ، $\hat{\phi}_{12}$ ، $\hat{\phi}_{15}$ معنوية إحصائيا، وذلك بالنظر إلى إحصائيّة **(t-Statistic)** على التوالي أكبر من القيمة الجدولية للتوزيع الطبيعي المعياري المساوية لـ :**(1.96)** كما يلي:

$$|40.86333| > 1.96 ،$$

$$|2.816755| > 1.96 ،$$

$$|-2.426487| > 1.96 .$$

ومنه فإن نموذج الإنحدار الذاتي الأمثل فيكتب من الشكل التالي :

$$z_t = 202.1521 + 0.283414 z_{t-12} - 0.222623 z_{t-15} + \varepsilon_t \ldots\ldots (2)$$

2-2- التشخيص (Diagnostic Checking):

بعد اختبارنا لمعنوية معالم النموذج، نقوم الآن بتحليل البواقي من أجل التّأكد من أنها تشكل صدمات عشوائية، حيث نقوم بحساب قيم الدالة (ACF) للبواقي، بعدها نقوم بإجراء اختبار وهو $(Q_{LB})Ljung-Box$ للبواقي[1] .

2-2-1- تشخيص نموذج المتوسطات المتحركة الأمثل ARMA(0,16) :

إن نموذج المتوسطات المتحرّكة الأمثل الذي تحصّلنا عليه هو كالآتي :

$$z_t = 199.0098 + 0.218159\varepsilon_{t-1} + 0215755\varepsilon_{t-11} + 0.341835\varepsilon_{t-12} - 0.313511\varepsilon_{t-15} - 0.230073\varepsilon_{t-16} + \varepsilon_t \ldots\ldots(1)$$

ويمكن صيّاغة هذا النموذج باستعمال مشغّل الإزاحة إلى الخلف كما يلي :

$$z_t = 199.0098 + (1 + 0.218159B^1 + 0215755B^{11} + 0.341835B^{12} - 0.313511B^{15} - 0.230073B^{16})\varepsilon_t$$

والجدول(5-9) الموالي يلخص لنا اختبار $(Q_{LB})Ljung-Box$ للبواقي .

جدول(5-9): اختبار $(Q_{LB})Ljung-Box$ للبواقي للنموذج ARMA(0,16):

$(Q_{LB})Ljung-Box$	M	K	$\chi^2_{90\%}(M-K)$
25.334	36	6	40.256

المصدر: أنظر مخرجات البرمجية E-VIEWS VER 2.0، الملحق [4].

نلاحظ من الجدول (5-9) أن إحصائيّة $(Q_{LB})Ljung-Box$ تساوي 25.423، ومن جدول كاي- تربيع[1] (χ^2) نجد أن القيمة الجدوليّة عند مستوى معنوية $\alpha = 10\%$ هي : $\chi^2_{90\%}(M-K) = 40.256$، حيث هنا : $M = 36$ ، $K = 6$ ، حيث نلاحظ أن : $Q < \chi^2_{90\%(30)}$.

ومن ثم، وبناءًا على اختبار $(Q_{LB})Ljung-Box$ ، يمكننا القول أن بواقي النموذج تُشكِّل صدمات عشوائية، وكذلك وبالنظر إلى الدالة (ACF) للبواقي فإنها محصورة داخل مجال الثقة $[\frac{-2}{\sqrt{T}}, \frac{+2}{\sqrt{T}}]$ ، أي [-0.211,+0.211]، وبالتالي فإن بواقي النموذج ARMA(0,16) تشكل صدمات عشوائية (أنظر الملحق [4] في قسم الملاحق) .

2-2-2- تشخيص نموذج الإنحدار الذاتي الأمثل ARMA(15,0) :

إن نموذج الإنحدار الذاتي الأمثل الذي تحصّلنا عليه هو :

$$z_t = 202.1521 + 0.283414z_{t-12} - 0.222623z_{t-15} + \varepsilon_t \ldots\ldots(2)$$

ويمكن صيّاغة هذا النموذج باستعمال مشغّل الإزاحة إلى الخلف (التأخير)(*B:Backwards*) كما يلي :

$$z_t(1 - 202.1521 - 0.283414B^{12} + 0.222623B^{15}) = \varepsilon_t$$

والجدول الموالي يُلخّص لنا اختبار $(Q_{LB})Ljung-Box$ للبواقي .

---

[1] يُرمز لـ $(Q_{LB})Ljung-Box$ في البرمجية **E-VIEWS VER 2.0** بـ $Q-Stat$ كما تلاحظ في مخرجات البرمجية.

[1] أنظر الملحق **[10]** في قسم الملاحق .

جدول(5-10): اختبار $(Q_{LB})Ljung-Box$ للبواقي للنموذج ARMA(15,0) :

$(Q_{LB})Ljung-Box$	M	K	$\chi^2_{90\%}(M-K)$
33.492	33	3	40.256

المصدر: أنظر مخرجات البرمجية E-VIEWS VER 2.0، الملحق [5].

نلاحظ من الجدول(5-10) أن إحصائيّة $(Q_{LB})Ljung-Box$ تساوي 33.523، ومن جدول كاي- تربيع (χ^2) نجد أن القيمة الجدوليّة عند مستوى $\alpha=10\%$ هي $\chi^2_{90\%}(M-K)=40.256$، حيث هنا $M=33$ ، $K=3$ ، حيث نجد أن : $Q<\chi^2_{90\%(30)}$.

و بناءًا على اختبار $(Q_{LB})Ljung-Box$ يمكننا القول أن بواقي النموذج تُشكّل صدمات عشوائيّة. وبالنظر إلى الملحق [5]، نلاحظ أن دالة (ACF) عند الفجوة الزمنيّة الأولى و التاسعة قريبة من مجال الثقة [−0.211,+0.211] ، وهذا يدل على وجود نموذج للمتوسّطات المتحرّكة من الدرجتين الأولى والتاسعة أي MA(1) وMA(9) بالإضافة إلى نموذج الإنحدار الذاتي السابق، ومنه يُمكننا اقتراح النموذجين المختلطين التاليين :

- **النموذج المختلط الأول (النموذج الثالث)**ARMA(15,1) :

$$z_t=c+\phi_{12}z_{t-12}+\phi_{15}z_{t-15}-\theta_1\varepsilon_{t-1}+\varepsilon_t$$

- **النموذج المختلط الثاني(النموذج الرابع)**ARMA(15,9) :

$$z_t=c+\phi_{12}z_{t-12}+\phi_{15}z_{t-15}-\theta_1\varepsilon_{t-1}-\theta_9\varepsilon_{t-9}+\varepsilon_t$$

2-2-3- تقدير وتشخيص النموذج المختلط الأول ARMA(15,1) :

2-2-3-1- التقدير :

لنبدأ أولاً بتقدير النموذج المختلط الأول من الشكل ARMA(15,1)، وباستعمال البرمجيّة E-VIEWS VER 2.0 ، وذلك باستخدام الأمر التالي :

- Estimation Command :

```
====================
LS SALES2 AR(12) AR(15) MA(1) C
```

فتكون المخرجات ممثلة في الجدول الموالي :

جدول (5-11): تقدير واختبار معنوية معالم النموذج المختلط الأول ARMA(15,1) :

LS // Dependent Variable is SALES2
Date: 03/15/07 Time: 21:16
Sample(adjusted): 2000:04 2006:06
Included observations: 75 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 6 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	201.9890	5.957548	33.90472	0.0000
AR(12)	0.269314	0.103093	2.612341	0.0110
AR(15)	-0.224307	0.094581	-2.371585	0.0204
MA(1)	0.258095	0.116359	2.218079	0.0297

R-squared	0.208085	Mean dependent var	203.2704
Adjusted R-squared	0.174624	S.D. dependent var	42.65886
S.E. of regression	38.75567	Akaike info criterion	7.366412
Sum squared resid	106642.1	Schwarz criterion	7.490012
Log likelihood	-378.6609	F-statistic	6.218702
Durbin-Watson stat	2.048976	Prob(F-statistic)	0.000823

Inverted AR Roots	.85 -.13i	.85+.13i	.78+.51i	.78 -.51i
	.47+.82i	.47 -.82i	.06+.93i	.06 -.93i
	-.31 -.80i	-.31+.80i	-.54+.67i	-.54 -.67i
	-.83+.42i	-.83 -.42i	-.95	
Inverted MA Roots	-.26			

المصدر: مخرجات البرمجية E-VIEWS VER 2.0 .

نلاحظ من الجدول (5-11) أن كل المعلمات الخاصة بهذا النموذج معنويّة، وذلك بالنظر إلى الإحصائيّة (t-Statistic) عند مستوى معنوية إحصائية 5% فهي أكبر من القيمة الجدولية للتوزيع الطبيعي المساوية لـ: (1.96) كما يلي :

$$|33.90472| > 1.96 \text{ ،}$$

$$|2.612341| > 1.96 \text{ ،}$$

$$|-2.371585| > 1.96 \text{ ،}$$

$$|2.218079| > 1.96 .$$

ومنه فإن النموذج المختلط الأول يكون كما يلي :

$$z_t = 201.9890 + 0.269314 z_{t-12} - 0.224307 z_{t-15} + 0.258095 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \ldots\ldots (3)$$

2-2-3-2- تشخيص النموذج الثالث :

إن النموذج (3) الأمثل الذي تحصّلنا عليه يمكن إعادة صياغته باستعمال مشغّل الإزاحة فيُصبح كما يلي :

$$z_t(1-0.269314B^{12}z_t+0.224307B^{15}z_t)=201.962$$
$$+\varepsilon_t(1+0.258095B^1)$$

والجدول (5-12) الموالي يوضّح لنا اختبار $(Q_{LB})Ljung-Box$:

جدول(5-12):اختبار $(Q_{LB})Ljung-Box$ للبواقي ARMA(15,1) :

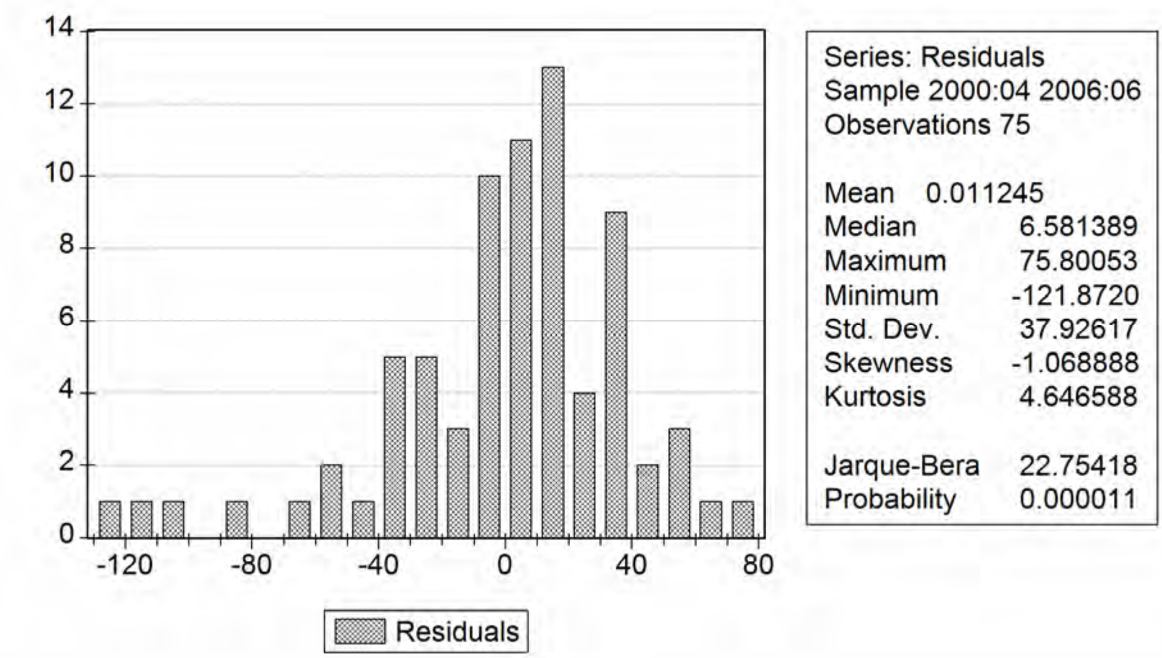
$(Q_{LB})Ljung-Box$	M	K	$\chi^2_{90\%}(M-K)$
36.506	34	4	40.256

المصدر: أنظر مخرجات البرمجية E-VIEWS VER 2.0 ، الملحق [6].

نلاحظ من الجدول (5-12) الأخير أن إحصائيّة $(Q_{LB})Ljung-Box$ تساوي 36.506، ومن جدول كاي- تربيع نجد أن القيمة الجدوليّة عند مستوى معنويّة $\alpha=10\%$ هي: $\chi^2_{90\%}(M-K)=40.256$ ، حيث هنا $M=34$ ، $K=4$ ، حيث نجد أن : $Q<\chi^2_{90\%(30)}$.

و بناءًا على اختبار $(Q_{LB})Ljung-Box$ يمكننا القول أن بواقي النموذج تُشكّل صدمات عشوائيّة .

وبالنظردائماً إلى الملحق [6] في قسم الملاحق ، أن أنماط الترابط الذاتي والترابط الذاتي الجزئي للبواقي تتبع أنماط متسلسلة الضجة البيضاء .كما نقوم فيما يلي برسم المضلع التكراري للبواقي الخاصة بالنموذج: ARMA(15,1) .



الشكل(5-4):المضلع التكراري لبواقي النموذج ARMA(15,1) .

المصدر: مخرجات البرمجية E-VIEWS VER 2.0 .

نلاحظ من المضلع التكراري لبواقي النموذج(ARMA(15,1 أنه متناظرو له شكل التوزيع الطبيعي تقريباً .

2-2-4- تقدير وتشخيص النموذج المختلط الثاني ARMA(15, 9) :

كما فعلنا سابقاً، نبدأ أولا بالتقدير ثم تشخيص النموذج المقدَّر باستخدام اختبار $Ljung - Box\ (Q_{LB})$ للبواقي .

2-2-4-1- التقدير :

وباستعمال دائما البرمجيّة **E-VIEWS VER 2.0** ، فنتحصّل على نتائج تقدير النموذج المختلط الثاني **ARMA(15,9)** ، والملخّصة في الجدول **(5-13)** الموالي كما يلي، وهذا باستعمال الأمر التالي :

- **Estimation Command :**

===================

LS SALES2 AR(12) AR(15) MA(1) MA(9) C

جدول (5-13): تقدير واختبار معنوية معالم النموذج المختلط الثاني :

LS // Dependent Variable is SALES2
Date: 03/15/07 Time: 21:58
Sample(adjusted): 2000:04 2006:06
Included observations: 75 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	201.9046	6.585500	30.65897	0.0000
AR(12)	0.219640	0.099971	2.197038	0.0313
AR(15)	-0.265565	0.094140	-2.820957	0.0062
MA(1)	0.323515	0.111796	2.893801	0.0051
MA(9)	0.260787	0.116035	2.247483	0.0278

R-squared	0.257594	Mean dependent var	203.2704
Adjusted R-squared	0.215171	S.D. dependent var	42.65886
S.E. of regression	37.79174	Akaike info criterion	7.328522
Sum squared resid	99975.11	Schwarz criterion	7.483021
Log likelihood	-376.2400	F-statistic	6.072001
Durbin-Watson stat	2.053662	Prob(F-statistic)	0.000297

Inverted AR Roots	.87 -.15i	.87+.15i	.77 -.52i	.77+.52i
	.47+.82i	.47 -.82i	.07+.93i	.07 -.93i
	-.30+.83i	-.30 -.83i	-.57+.68i	-.57 -.68i
	-.84 -.41i	-.84+.41i	-.95	
Inverted MA Roots	.78+.29i	.78 -.29i	.40 -.74i	.40+.74i
	-.19 -.84i	-.19+.84i	-.70 -.55i	-.70+.55i
	-.90			

المصدر: مخرجات البرمجية E-VIEWS VER 2.0 .

نلاحظ من الجدول **(5-13)** أن كل المعلمات الخاصة بهذا النموذج معنويّة، وذلك بالنظر إلى الإحصائيّة **(t-Statistic)** عند مستوى معنوية إحصائية **5%** كما يلي :

$|30.65897| > 1.96$ ،

$|2.197038| > 1.96$ ،

$|-2.820957| > 1.96$ ،

$|2.893801| > 1.96$ ،

$|2.247483| > 1.96$.

ومنه فإن النموذج المختلط يكون كما يلي :

$$z_t = 201.9046 + 0.219640\, z_{t-12} - 0.265565\, z_{t-15} + 0.323515\, \varepsilon_{t-1} + 0.260787\, \varepsilon_{t-9} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots (4)$$

2-2-4-2- تشخيص النموذج المختلط الثاني ARMA(15,9):

إن النموذج (4) الذي تحصّلنا عليه يمكن إعادة صياغته باستعمال مشغّل الإزاحة، فيُصبح على الشكل التالي:

$$z_t(1 - 0.219640\, B^{12} + 0.265565 B^{15}) = 201.9046 + \varepsilon_t(1 + 0.323515 B^1 + 0.260787 B^9)$$

والجدول (5-14) الموالي يوضّح لنا اختبار $(Q_{LB})Ljung - Box$:

جدول (5-14): اختبار $(Q_{LB})Ljung - Box$ للبواقي للنموذج ARMA(15,9) :

$(Q_{LB})Ljung - Box$	M	K	$\chi^2_{90\%}(M-K)$
29.577	35	5	40.256

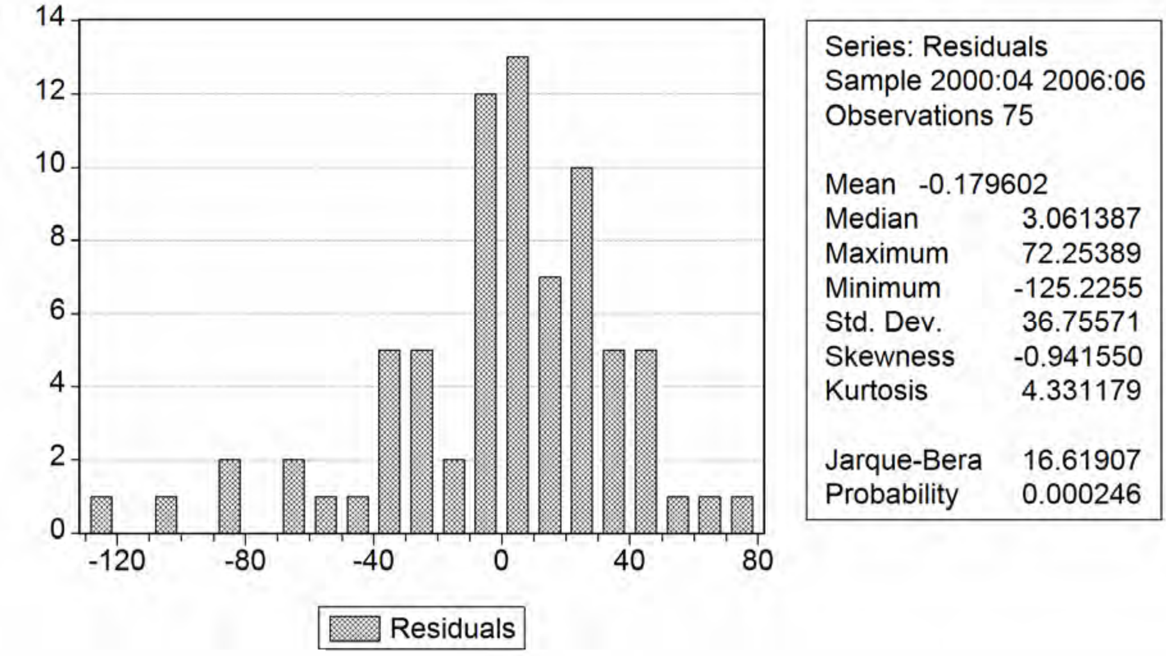
المصدر: أنظر مخرجات البرمجية E-VIEWS VER 2.0 ، الملحق [7].

نلاحظ من الجدول (5-14) أن إحصائيّة $(Q_{LB})Ljung - Box$ تساوي 29.577، ومن جدول كاي- تربيع نجد أن القيمة الجدوليّة عند مستوى معنويّة $\alpha = 10\%$ هي: $\chi^2_{90\%}(M-K) = 40.256$ ، حيث هنا $M = 35$ ، $K = 5$ ، حيث نجد أن : $Q < \chi^2_{90\%(30)}$.

وبناءًا على اختبار $(Q_{LB})Ljung - Box$ يُمكننا القول أن بواقي النموذج تُشكّل صدمات عشوائيّة .

كما نلاحظ وبالنظر إلى الملحق [7] في قسم الملاحق ، أن أنماط الترابط الذاتي والترابط الذاتي الجزئي للبواقي تتبع أنماط متسلسلة الضجة البيضاء .

كما نقوم فيما يلي برسم المضلع التكراري للبواقي الخاصة بالنموذج ARMA(15,9) :



الشكل(5-5): المضلع التكراري لبواقي النموذج ARMA(15,9) .

المصدر: مخرجات البرمجية **E-VIEWS VER 2.0** .

حيث نلاحظ أنه متناظرو له شكل التوزيع الطبيعي تقريباً .

2-2-5- المقارنة بين النماذج:

نقوم باختيار النموذج الأنسب بين النماذج المقترحة، وذلك باستعمال المعايير التالية ، حيث يكون على أساس أصغر قيمة لكل معيار [1] :

$$\bullet\ DW\ \ Stat = \frac{\sum_{t=2}^{n}(e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{n} e_t^2}$$

$$\bullet\ AIC = \log\hat{\sigma}^2 + \left\{2(\frac{p+q}{T})\right\}$$

$$\bullet\ NAIC = \frac{AIC}{T}$$

$$\bullet\ BIC = \log\hat{\sigma}^2 + \frac{(p+q)}{T}\log T$$

والجدول (5-15) التالي يوضح لنا نتائج المقارنة .

[1] أنظر في الصفحة رقم: **124** من الفصل الثاني ، وبالنسبة لاختبار داربن – واتسون DW-STAT أنظر الصفحة رقم : **53** من الفصل الأول .

جدول(5-15) مقارنة النماذج :

BIC	NAIC	AIC	T	$\hat{\sigma}^2$	DW Stat	النموذج
7.617	0.083	7.450	90	1613.635	2.007	ARMA(0,16)
7.483	0.098	7.390	75	1557.830	1.593	ARMA(15,0)
7.490	0.098	7.366	75	1502.002	2.049	ARMA(15,1)
7.483	0.098	7.328	75	1428.216	2.054	ARMA(15,9)

المصدر: أنظر الجداول (5-6).(5-8).(5-11).(5-13) .

نلاحظ من الجدول(5-15) أن أحسن نموذج ملائم للسلسلة الزمنية المعدَّلة (z_t) هو النموذج الأخير، أي ARMA(15,9) والذي صيغته كالتالي :

$$z_t = 201.9046 + 0.219640\, z_{t-12} - 0.265565\, z_{t-15} + 0.323515\,\varepsilon_{t-1} + 0.260787\,\varepsilon_{t-9} + \varepsilon_t$$

وانطلاقاً من هذا النموذج سنقوم بإعداد التوقع بنقطة وبمجال، وهذا ما سيتم التطرّق إليه في العنصر الموالي .

3- التوقع (Forecasting):

بعدما تحصّلنا على النموذج الأمثل للسلسلة الزمنية محل الدراسة، تأتي المرحلة التالية والأخيرة حسب بوكس- جنكنز، والمتمثّلة في مرحلة التوقع .حيث في هذه المرحلة سنقوم بإعداد التوقعات بنقطة ، والتوقّعات بمجال بناءًا على النموذج الأمثل الذي تم الحصول عليه في العنصر الأخير .

3-1- التوقع بنقطة:

إنطلاقاً من النموذج الأمثل الذي تحصّلنا عليه سابقاً ، سوف نقوم بإعداد التوقعات للمبيعات الشهرية للمنتوج محل الدراسة لمدة سنة كاملة . ونقوم أولاً بالتذكير بالنموذج الأمثل الذي تحصلنا عليه وفق العلاقة التالية :

$$z_t = 201.9046 + 0.219640\, z_{t-12} - 0.265565\, z_{t-15} + 0.323515\,\varepsilon_{t-1} + 0.260787\,\varepsilon_{t-9} + \varepsilon_t$$

وانطلاقاً من الشكل (5-6) المثّل لبواقي النموذج الأمثل المختار، فإننا نتحصل على القيم التالية، والتي تمثل التوقعات كما يلي:

$$\hat{z}_{91} = 201.9046 + 0.21964 z_{79} - 0.265565\, z_{76} + 0.323515\,\varepsilon_{90} + 0.260787\,\varepsilon_{82}$$

$$\hat{z}_{92} = 201.9046 + 0.21964\, z_{80} - 0.265565\, z_{77} + 0.260787\,\varepsilon_{83}$$

$$\hat{z}_{93} = 201.9046 + 0.21964\, z_{81} - 0.265565\, z_{78} + 0.260787\,\varepsilon_{84}$$

$$\hat{z}_{94} = 201.9046 + 0.21964\, z_{82} - 0.265565\, z_{79} + 0.260787\,\varepsilon_{85}$$

$$\hat{z}_{95} = 201.9046 + 0.21964\, z_{83} - 0.265565\, z_{80} + 0.260787\,\varepsilon_{86}$$

$$\hat{z}_{96} = 201.9046 + 0.21964\, z_{84} - 0.265565\, z_{81} + 0.260787\,\varepsilon_{87}$$

$$\hat{z}_{97} = 201.9046 + 0.21964 z_{85} - 0.265565 z_{82} + 0.260787 \varepsilon_{88}$$

$$\hat{z}_{98} = 201.9046 + 0.21964 z_{86} - 0.265565 z_{83} + 0.260787 \varepsilon_{89}$$

$$\hat{z}_{99} = 201.9046 + 0.21964 z_{87} - 0.265565 z_{84} + 0.260787 \varepsilon_{90}$$

$$\hat{z}_{100} = 201.9046 + 0.21964 z_{88} - 0.265565 z_{85}$$

$$\hat{z}_{101} = 201.9046 + 0.21964 z_{89} - 0.265565 z_{86}$$

$$\hat{z}_{102} = 201.9046 + 0.21964 z_{90} - 0.265565 z_{87}$$

ومن أجل الحصول على القيم التوقعيّة الأصليّة $(\hat{y}_t)$ نقوم بإجراء التحويلات التالية :

لذينا : $\hat{z}_t = \sqrt{\hat{y}_t}$ ، ومنه يكون : $\hat{y}_t = \hat{z}_t^2$

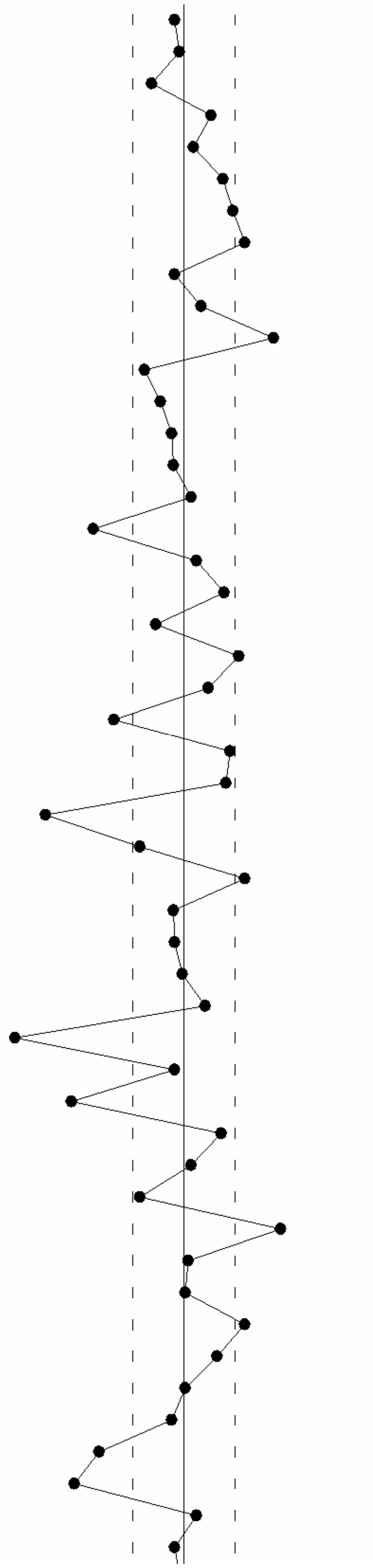
جدول(5-16) : نتائج التوقعات النقطية باستعمال طريقة بوكس - جنكنز:

الأشهر	$\hat{z}_t$	$\hat{y}_t = \hat{z}_t^2$
جويلية - 2006	190.2957	36212.4755
أوت - 2006	176.0293	30986.3038
سبتمبر - 2006	192.9552	37231.7021
أكتوبر - 2006	188.2459	35436.5502
نوفمبر - 2006	217.7059	47395.8773
دسيمبر - 2006	198.4936	39399.7139
جانفي - 2007	169.142	28609.0181
فيفري - 2007	203.6715	41482.1102
مارس - 2007	185.7169	34490.7775
أفريل - 2007	207.4521	43036.3808
ماي - 2007	203.3913	41368.0430
جوان - 2007	183.1399	33540.2367

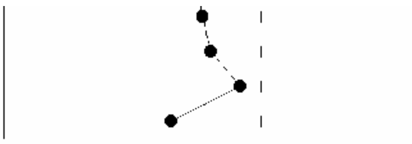
المصدر: تم إعداد هذا الجدول من طرفنا باستعمال معادلة التوقع السابقة ، وباعتماد معطيات الشكل (5-6)

obs	Actual	Fitted	Residual
2000:04	223.087	229.794	-6.70733
2000:05	230.216	233.554	-3.33837
2000:06	218.028	241.590	-23.5619
2000:07	209.634	189.739	19.8946
2000:08	210.951	203.347	7.60452
2000:09	238.684	210.190	28.4939
2000:10	243.974	207.436	36.5372
2000:11	264.247	219.147	45.0999
2000:12	206.239	213.106	-6.86794
2001:01	211.138	197.971	13.1668
2001:02	230.996	163.903	67.0934
2001:03	180.201	208.780	-28.5785
2001:04	188.750	206.269	-17.5187
2001:05	241.170	250.150	-8.97962
2001:06	214.966	222.332	-7.36593
2001:07	210.055	205.123	4.93274
2001:08	142.986	209.730	-66.7446
2001:09	191.547	182.317	9.22945
2001:10	245.326	215.512	29.8148
2001:11	219.755	240.338	-20.5824
2001:12	219.487	178.978	40.5096
2002:01	219.408	201.297	18.1109
2002:02	144.089	195.256	-51.1672
2002:03	212.399	177.513	34.8864
2002:04	240.399	209.136	31.2630
2002:05	93.4454	195.511	-102.066
2002:06	148.020	179.924	-31.9047
2002:07	250.033	204.642	45.3911
2002:08	180.573	187.853	-7.28053
2002:09	197.499	204.370	-6.87115
2002:10	211.203	211.777	-0.57426
2002:11	223.899	207.943	15.9565
2002:12	97.5518	222.777	-125.225
2003:01	155.581	161.858	-6.27724
2003:02	73.0817	155.817	-82.7355
2003:03	192.356	164.454	27.9019
2003:04	232.086	226.575	5.51079
2003:05	160.681	193.321	-32.6396
2003:06	247.185	174.931	72.2539
2003:07	229.184	225.478	3.70540
2003:08	232.837	231.382	1.45456
2003:09	228.358	183.060	45.2980
2003:10	228.658	204.183	24.4751
2003:11	200.080	198.742	1.33829
2003:12	179.273	187.864	-8.59079
2004:01	125.592	187.919	-62.3271
2004:02	58.3289	139.093	-80.7644
2004:03	229.863	220.234	9.62917
2004:04	218.769	224.917	-6.14798

Residual Plot

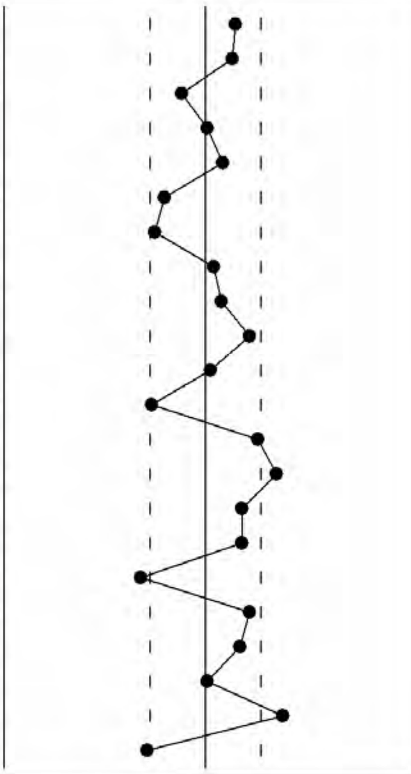


2004:05	223.064	225.452	-2.38771
2004:06	228.230	225.427	2.80333
2004:07	230.689	207.171	23.5182
2004:08	203.692	227.604	-23.9120



obs	Actual	Fitted	Residual
2004:09	206.165	185.714	20.4514
2004:10	209.573	190.899	18.6747
2004:11	161.951	178.269	-16.3173
2004:12	187.868	187.141	0.72661
2005:01	188.591	176.670	11.9210
2005:02	146.203	174.088	-27.8852
2005:03	170.841	205.765	-34.9242
2005:04	226.085	220.710	5.37590
2005:05	251.052	240.184	10.8677
2005:06	239.316	209.111	30.2051
2005:07	221.452	218.390	3.06139
2005:08	156.360	193.413	-37.0535
2005:09	219.435	184.051	35.3839
2005:10	258.521	210.501	48.0202
2005:11	225.660	200.918	24.7420
2005:12	221.158	196.587	24.5711
2006:01	161.712	206.295	-44.5833
2006:02	218.442	188.691	29.7506
2006:03	240.424	216.311	24.1126
2006:04	220.782	219.350	1.43117
2006:05	270.885	218.292	52.5938
2006:06	205.261	244.614	-39.3525

Residual Plot



الشكل(5-6): بواقي النموذج الأمثل ARMA(15,9)

المصدر: مخرجات البرمجية E-VIEWS VER 2.0 .

3-2- التوقع بمجال :

إن مجال التوقع عند مستوى معنوية إحصائية $(\alpha\%)$ يعطى بالعلاقة التالية:

$$z_t(h) \pm t_{1-\frac{\alpha}{2}}\, \hat{\sigma}_{\varepsilon_t} \left(1+\sum_{j=1}^{h-1}\psi_j^2\right)^{\frac{1}{2}} \quad [1]$$

حيث أن: $\hat{\sigma}_{\varepsilon_t} = 37.79174$.

وبالنظر إلى الشكل (5-6) الممثّل لبواقي النموذج الأمثل نلحظ وجود قيم كثيرة لأخطاء متطرفة، وهذا ما يجعل مجال التوقع شاسعاً، ومن أجل تقليص مجال التوقع نقوم بحذف القيم المتطرفة والتي تقع خارج الخطين المتوازيين الظاهرين في

[1] أنظر في الصفحة رقم: 129 من الفصل الثاني .

الشكل(5-6) السابق، فنتحصّل على انحراف معياري معدّل يساوي $\hat{\sigma}'_{\varepsilon_t} = 21.0644$ ، ومنه فإن مجال التوقع يصبح من الشكل التالي :

$$\hat{z}_t(h) \pm 1.96 \times 21.0644 \left(1+\sum_{j=1}^{h-1}\psi_j^2\right)^{\frac{1}{2}}$$

ومن أجل الحصول على مجال التوقع للسلسلة الأصليّة (y_t) نقوم بتربيع طرفي مجال التوقع للسّلسلة المحوّلة (z_t).

والجدول التالي يوضّح لنا مجالات التوقع للسلسلة الزمنية المحوّلة (z_t) والسلسلة الأصليّة (y_t).

جدول(5-17): مجالات الثقة للقيم المتوقعة:

الأشهر	z_t			y_t			
/	التوقع	الحد الأدنى	الحد الأعلى	التوقع	القيم الفعلية	الحد الأدنى	الحد الأعلى
06 -7	190.295	149.008	231.581	36212.47	43439.16	22203.38	53629.75
06 - 8	176.029	134.743	217.315	30986.30	25387.46	18155.68	47225.81
06 -9	192.955	151.669	234.241	37231.70	54704.94	23003.48	54868.85
06 -10	188.245	146.959	229.531	35436.55	36962.52	21596.95	52684.48
06 -11	217.705	176.419	258.991	47395.88	51757.22	31123.66	67076.34
06 -12	198.493	157.207	239.779	39399.71	42765.92	24714.04	57493.97
07 -1	169.142	127.856	210.428	28609.02	-	16347.16	44279.94
07 -2	203.671	162.385	244.957	41482.11	-	26368.89	60003.93
07 -3	185.716	144.429	227.002	34490.78	-	20859.74	51529.91
07 -4	207.452	166.166	248.738	43036.38	-	27611.14	61870.59
07 -5	203.391	162.105	244.677	41368.04	-	26278.03	59866.83
07 -6	183.139	141.853	224.425	33540.23	-	33539.98	50366.68

المصدر: تم إعداد هذا الجدول من طرفنا اعتماداً على علاقة التوقع بمجال السابقة واعتماد معطيات الجدول (5-16)، ومسؤول التسويق بالشركة بالنسبة للقيم الفعلية للمبيعات.

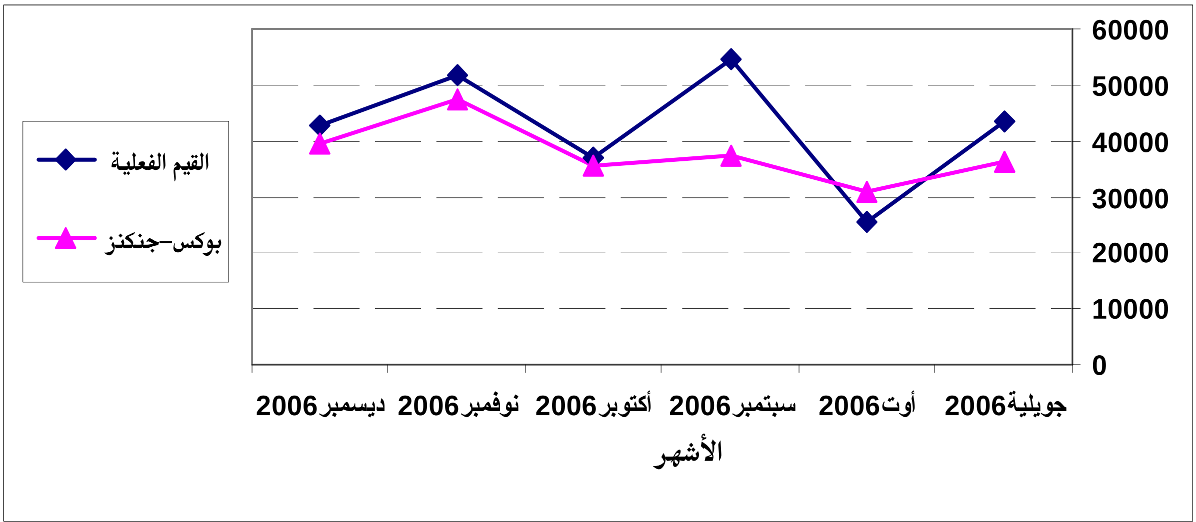
التعليق :

بمقارنة قيم التوقعات مع القيم الفعليّة للشهور جويلية، أوت،سبتمبر، أكتوبر،نوفمبر،ديسمبر2006، نلحظ أن القيم المتوقع بها قريبة من القيم الفعليّة وتقع داخل مجال تقتها . وخاصة في شهر أكتوبر 2006 أين تقريباً القيمة المتوقعة تساوي القيمة الحقيقية [ب.

فالتوقع وفق هذه الطريقة إذن يستطيع اقتفاء أثر السّلسلة الأصليّة وتتبع نقاط انعطافها، حيث وبالنظر إلى انخفاض مبيعات الشركة في شهر أوت 2006 تقريباً إلى النصف، ورغم ذلك فإن القيمة المتوقع بها انخفضت كذلك، نفس الشيء عند ارتفاع في الشهر الموالي أي سبتمبر، فإن القيمة المتوقع بها ارتفعت كذلك ولو لم تكن بنفس النسبة الواقعة .

ومن جهة أخرى ، نلحظ أن مجال الثقة يتميّز بالشساعة نوعاً ما، وهذا راجع لوجود تذبذبات على مستوى حجم المبيعات الشهريّة الفعلية لشركة (SCHB).

وفيما يلي الشكل البياني الذي يُبيّن المقارنة بين المبيعات المتوقعة بواسطة طريقة بوكس– جنكنز والمبيعات الحقيقية .



شكل (5–7): منحنى التوقع بواسطة بوكس–جنكنز والبيانات الحقيقية

المصدر: تم الإعداد من طرفنا اعتماداً على Microsoft Excel 2003 .

4– التوقع باستعمال طرق المسح الأسي :

إن السلسلة الزمنية الأصلية (y_t) ذات تذبذب شديد، والتوقع باستعمال طرق المسح الأسي انطلاقاً من هذه السلسلة الزمنية لا يكون مفيداً ، ولهذا نقوم بإعداد التوقعات إنطلاقا من السلسلة الزمنية المحوّلة (z_t) ، وبمأن طرق المسح الأسي لا تتطلب توفر عدداً كبيراً من المشاهدات كما هو الأمر بالنسبة لطريقة بوكس– جنكينز فإننا سوف نستخدم **42** مشاهدة في بناء نماذج التوقع، وهذا إنطلاقاً من شهر جانفي **2003** إلى غاية جوان **2006** .

وبمأن السلسلة الزمنية (z_t) لا تحتوي لا على مركبة الإتجاه العام ولا المركبة الموسمية ، فإننا نستخدم طريقة المسح الأسي البسيط لأن باستطاعتها معالجة هذا النوع من السلاسل الزمنية .

4–1– نتائج التوقع باستعمال طرق المسح الأسي البسيط :

نُذكِّر أولاً بمعادلة المسح الأسي البسيط كما يلي:

$$\hat{z}_{t+h} = \alpha z_t + (1-\alpha)\hat{z}_t$$

وباستعمال البرمجية E-VIEWS VER 2.0 نتحصل على نتائج التقدير التي يلخصها الجدول (5–18) التالي :

جدول (5-18): تقدير معادلة التوقع لطريقة المسم الأسي البسيط [1] :

Date: 03/16/07 Time: 17:43		
Sample: 2003:01 2006:06		
Included observations: 42		
Method: Single Exponential		
Original Series: SALES2		
Forecast Series: SALES2SM		
Parameters: Alpha		0.1000
Sum of Squared Residuals		85217.21
Root Mean Squared Error		45.04421
End of Period Levels:	Mean	215.8902

SALES2SM

Last updated: 03/16/07 - 17:43
Modified: 2003:01 2006:06 // sales2.smooth(s,0.1) sales2sm

1999:01	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1999:07	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2000:01	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2000:07	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2001:01	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2001:07	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2002:01	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2002:07	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2003:01	194.4645	190.5762	178.8267	180.1796	185.3702	182.9013
2003:07	189.3297	193.3151	197.2673	200.3764	203.2046	202.8922
2004:01	200.5303	193.0364	179.5657	184.5954	188.0128	191.5179
2004:07	195.1891	198.7391	199.2343	199.9274	200.8920	196.9980
2005:01	196.0549	195.3355	190.4223	188.4642	192.2263	198.1088
2005:07	202.2296	204.1518	199.3726	201.3788	207.0931	208.9498
2006:01	210.1706	205.3247	206.6364	210.0152	211.0918	217.0712

المصدر: مخرجات البرمجية E-VIEWS VER 2.0 .

و من الجدول **(5-18)** السابق لدينا :

$$\alpha = 0.95$$

$$\hat{z}_{90} = 217.071$$

حيث تؤخذ آخر قيمة ممهّدة من أجل التوقع بالقيم المستقبلية أي :

$$z_n(\ell) = s_n \quad , \ell > 0$$

وفي حالتنا هذه يكون لدينا :

$$z_{90}(\ell) = 217.071 \quad , \ell > 0$$

[1] تم اختيار قيمة الثابت $\alpha = 0.1$ على أساس معيار أقل إنحراف معياري الذي يساوي $\sigma = 45.044$ ، بعيد التجريب بالقيم التالية : $\alpha = 0.2$ ، $\alpha = 0.25$ ، $\alpha = 0.3$ ، حيث أن قيم الإنحراف باستعمالها على التوالي : $\sigma = 45.849$ ، $\sigma = 46.186$ ، $\sigma = 46.458$.

حيث تؤخذ التوقعات للقيم الـ 6 المستقبلية أي للقيم $z_{n+1}, z_{n+2}, \dots, z_{n+6}$ ، و في حالتنا تكون $z_{91}, z_{92}, \dots, z_{96}$ كمايلي :

$$z_{90}(1) = z_{90}(2) = \dots = z_{90}(6) = 217.071$$

ولحساب فترات توقع 95% نحسب الكميات $\ell > 0$, $[z_n(\ell) \pm 1.96\hat{\sigma}]$ أي $[217.071 \pm 1.96\hat{\sigma}]$ لجميع قيم التوقعات ،حيث أن القيمة $\hat{\sigma} = 45.044$ ، وعليه تكون فترة توقع 95% لجميع القيم المستقبلية هي :

$$[217.071 \pm 1.96(45.044)] = [217.071 \pm 88.286] = [305.357, 128.785]$$

أي :

$$z_{90+\ell} \in [305.357, 128.785] \quad , \ell > 0 \ \textit{with probability} \ 0.95$$

5- المقارنة بين طريقة بوكس-جنكنز وطيقة المسح الأسي البسيط :

تتم المقارنة على أساس أقل إنحراف معياري للتوقع $\hat{\sigma}_{\varepsilon_t}$ بالنسبة للمشاهدات السابقة، والجدول التالي (5-19) يبين ذلك:

جدول(5-19) : قيم الإنحراف المعياري للتوقع للطريقتين :

طريقة التوقع	بوكس-جنكنز	المسح الأسي البسيط
$\hat{\sigma}_{\varepsilon_t}$	37.79174	45.04421

المصدر: أنظر إلى الجداول (5-13)، (5-18).

من خلال الجدول (5-19) السابق يتضح لنا أن أصغر انحراف معياري للتوقع، هو الذي تحصلنا عليه بتطبيق طريقة بوكس-جنكنز، إذن انطلاقاً من المشاهدات السابقة فإن طريقة بوكس- جنكنز أعطت نتائج أدق بالمقارنة مع طرق المسح الأسي[1] ،كما نلاحظ أن مجال التوقع بواسطة طريقة المسح الأسي البسيط يتميز بالشساعة ، حيث أن الحد الأعلى للمجال يساوي القيمة 305.357 ، وهي قيمة إذا قارناها بالفعلية بعد تربيعها نجدها ذات قيمة كبيرة 93242.897 بعيدة عن القيم الفعلية المقابلة للفترات ، وكذلك بالنسبة للحد الأدنى لمجال التوقع الذي يساوي 128.785 .

[1] هذا ما يؤيد ما كنا قد أكدناه بأن هذه النماذج تتفوق بشكل كبير على نماذج الإستقطاب والمسح الأسي المختلفة .

المبحث الثاني : التوقع بواسطة نماذج(ARCH) و (GARCH)

في هذا المبحث سوف نقوم بإعداد التوقعات بواسطة نماذج (ARCH) و (GARCH)، بعدما قُمنا بذلك مع نموذج بوكس- جنكنز في المبحث السابق، وسوف نبدأ باختبار أولا هل يمكن تطبيق هذا النوع من النماذج ، وهذا باستعمال أحد الإختبارات المناسبة لاختبار عدم تباث التباين المشروط (Conditional Hetetroscedasticity) ألا وهو اختبار البواقي مربعة(ε_t^2)لنموذج الإنحدار الذاتي(Auto Regressie) المختار[1] لسلسلة المبيعات الشهرية الفعلية (y_t).

1 - التوقع باستعمال النموذج (ARCH):

قبل القيام بالتوقع بهذه النماذج نقوم أولا باختبار عدم تباث التباين لنموذج (Auto Regressie) المختار، وهذا بالنظر باستعمال الدالة(PACF)، وإلى رسمها البياني (Partial Correlogram)، وإلى الدالة(ACF) وشكلها البياني (Correlogramm) المثّلان للسلسلة الأصليّة y_t ، والشكل(5-8) يوضّح ذلك .

1-1- اختبار عدم تباث التباين (Heteroscedasticity) :

سوف نبدأ أولاً بالبحث عن نموذج الإنحدار الذاتي المناسب ، وذلك عن تقدير وتشخيص الننموذج المناسب عن طريق إحصائية $(Q_{LB})Ljung-Box$ ، ومن ثم اختبار عدم تباث التباين .

1-1-1- تقدير نموذج الإنحدار الذاتي المناسب :

بالنظر إلى الدالة فإن نموذج الإنحدار الذاتي المطلوب هو AR(15) أي :

$$y_t = c + \hat{\phi}_1 y_{t-1} + \hat{\phi}_{11} y_{t-11} + \hat{\phi}_{12} y_{t-12} + \hat{\phi}_{15} y_{t-15}$$

وباستعمال البرمجية E-VIEWS VER 2.0 ، حيث نستعمل الأمر التالي:

- **Estimation Command :**

```
===================
LS SALES1 AR(1) AR(11) AR(12) AR(15) C
```

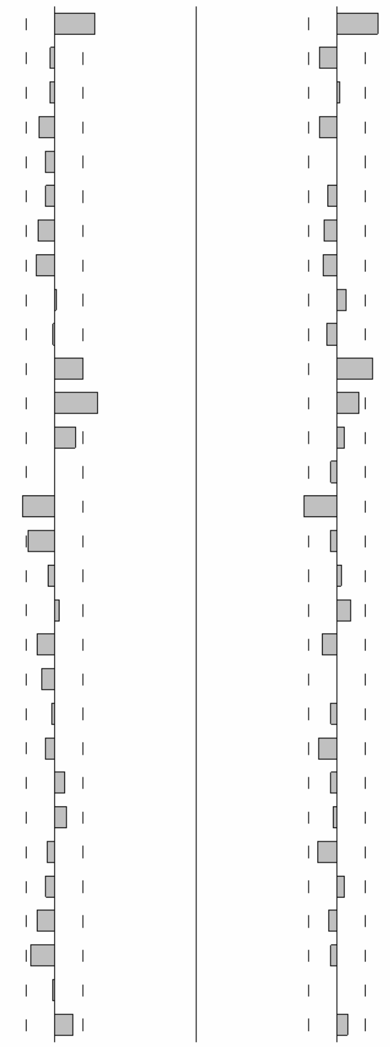
فتكون المخرجات ممثّلة في الجدول الموالي :

[1] أنظر في الصفحة رقم : 145 من الفصل الثالث .

Correlogram of SALES1

Date: 03/17/07 Time: 20:21
Sample: 1999:01 2006:06
Included observations: 90

Autocorrelation | Partial Correlation



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.297	0.297	8.1887	0.004
2	-0.025	-0.124	8.2465	0.016
3	-0.025	0.022	8.3061	0.040
4	-0.113	-0.127	9.5333	0.049
5	-0.070	0.004	10.016	0.075
6	-0.063	-0.067	10.410	0.108
7	-0.122	-0.098	11.888	0.104
8	-0.138	-0.103	13.813	0.087
9	0.012	0.070	13.827	0.129
10	-0.011	-0.078	13.840	0.180
11	0.208	0.255	18.375	0.073
12	0.317	0.160	29.022	0.004
13	0.148	0.052	31.365	0.003
14	0.006	-0.045	31.368	0.005
15	-0.230	-0.240	37.206	0.001
16	-0.195	-0.047	41.460	0.000
17	-0.045	0.027	41.694	0.001
18	0.040	0.098	41.876	0.001
19	-0.123	-0.113	43.649	0.001
20	-0.093	0.006	44.674	0.001
21	-0.022	-0.045	44.732	0.002
22	-0.069	-0.133	45.312	0.002
23	0.076	-0.043	46.022	0.003
24	0.088	-0.029	47.005	0.003
25	-0.054	-0.142	47.374	0.004
26	-0.061	0.051	47.848	0.006
27	-0.129	-0.060	50.046	0.004
28	-0.177	-0.046	54.217	0.002
29	-0.010	-0.003	54.231	0.003
30	0.136	0.076	56.788	0.002

الشكل(5-8): منحنى (PACF)، (ACF) للسلسلة الأصليّة (y_t)

المصدر: مخرجات البرمجية E-VIEWS VER 2.0 .

جدول(5-20): تقدير معلمات النموذج AR(15) :

LS // Dependent Variable is SALES1
Date: 03/17/07 Time: 19:01
Sample(adjusted): 2000:04 2006:06
Included observations: 75 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	42662.77	2201.959	19.37492	0.0000
AR(1)	0.199246	0.106785	1.865858	0.0663
AR(11)	0.075458	0.113287	0.666076	0.5076
AR(12)	0.239145	0.112901	2.118189	0.0377
AR(15)	-0.253659	0.101455	-2.500215	0.0148

R-squared	0.208949	Mean dependent var	43114.38
Adjusted R-squared	0.163746	S.D. dependent var	15077.02
S.E. of regression	13787.47	Akaike info criterion	19.12737
Sum squared resid	1.33E+10	Schwarz criterion	19.28187
Log likelihood	-818.6968	F-statistic	4.622478
Durbin-Watson stat	1.982632	Prob(F-statistic)	0.002275

Inverted AR Roots	.87 -.13i	.87+.13i	.80+.52i	.80 -.52i
	.49 -.83i	.49+.83i	.07+.92i	.07 -.92i
	-.28 -.82i	-.28+.82i	-.56 -.68i	-.56+.68i
	-.83 -.40i	-.83+.40i	-.93	

المصدر: مخرجات البرمجية E-VIEWS VER 2.0 .

وبعد استبعاد المعلمات الغير معنوية أي $\hat{\phi}_1$ ، $\hat{\phi}_{11}$ ذلك أن الإحصائية (t-Statistic) لهما أقل من الجدولية التي للتوزيع الطبيعي التي تساوي (1.96) عند مستوى معنوية إحصائية 5 %، وباستبعادهما نتحصل على النتائج الموالية، وهذا باستعمال الأمر التالي :

- **Estimation Command :**

==================

LS SALES1 AR(12) AR(15) C

فتكون المخرجات كما يلي :

جدول(5-21): تقدير معلمات النموذج المعدل AR(15) :

LS // Dependent Variable is SALES1
Date: 03/17/07 Time: 19:15
Sample(adjusted): 2000:04 2006:06
Included observations: 75 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	42656.56	1701.147	25.07517	0.0000
AR(12)	0.294390	0.107761	2.731880	0.0079
AR(15)	-0.260148	0.101544	-2.561930	0.0125

R-squared	0.165582	Mean dependent var	43114.38
Adjusted R-squared	0.142403	S.D. dependent var	15077.02
S.E. of regression	13962.31	Akaike info criterion	19.12741
Sum squared resid	1.40E+10	Schwarz criterion	19.22011
Log likelihood	-820.6983	F-statistic	7.143825
Durbin-Watson stat	1.628229	Prob(F-statistic)	0.001478

Inverted AR Roots	.86 -.14i	.86+.14i	.78+.52i	.78 -.52i
	.48+.83i	.48 -.83i	.06+.94i	.06 -.94i
	-.31 -.81i	-.31+.81i	-.55+.68i	-.55 -.68i
	-.84+.42i	-.84 -.42i	-.96	

المصدر: مخرجات البرمجية **E-VIEWS VER 2.0** .

نلاحظ أن جميع هاته المعلمات معنوية إحصائيا، ومن ثم فإن نموذج الإنحدار اللذاتي المناسب يكون كما يلي:

$$y_t = 42656.56 + 0.294390\, y_{t-12} - 0.260148\, y_{t-15}$$

1-1-2-الإختبار :

ومن أجل اختبار عدم تباث التباين **(Heteroscedasticity)**، نقوم برسم الدالتين**(ACF)** و**(PACF)** للبواقي مربعة (ε_t^2) لنموذج **AR(15)** السابق (أنظر الملحق**[8]**)، فنجدها محصورة داخل فترة الثقة **95%** بما يعني أن الإرتباط الذاتي بين حدود (ε_t^2) غير معنوي ، أي أنها تشكل صدمات عشوائية (ضجة بيضاء)، وبالتالي عدم وجود **(Heteroscedasticity)**، وبالنظر كذلك إلى إحصائية $Ljung-Box\,(Q_{LB})$ دائماً من الملحق**[8]**، أنها تساوي **25.849** ، ومن جدول كاي- تربيع نجد أن القيمة الجدولّية عند مستوى معنوية $\alpha = 10\%$ هي:

$\chi^2_{90\%}(M-K) = 40.256$ ، حيث هنا $M = 33$ ، $K = 3$ ، إذن فإن : $Q < \chi^2_{90\%(30)}$.

أي البواقي مربعة غير معنوية إحصائيا، أي أنها عبارة عن سلسلة تشكل صدمات عشوائية أو ضجة بيضاء .

جدول(5-22): اختبار $(Q_{LB})Ljung-Box$ للبواقي للنموذج AR (15) :

$(Q_{LB})Ljung-Box$	M	K	$\chi^2_{90\%}(M-K)$
25.849	33	3	40.256

المصدر: أنظر مخرجات البرمجية E-VIEWS VER 2.0، الملحق [8].

ومنه لا يمكننا تطبيق نموذج(ARCH) ذلك أن شرط تطبيق هذا النموذج غير متوفر وهو عدم ثبات التباين المشروط (Conditional Heteoscedasticity).

2- التوقع باستعمال النموذج(GARCH) :

إنطلاقاً من النتائج السابقة، حيث أننا لانستطيع تطبيق النموذج الأولي(ARCH)، ومن ثمّ لا نستطيع كذلك تطبيق النموذج المعّمم (GARCH)، والذي لا يمكننا تطبيقه إلا إذا طبقنا النموذج (ARCH).

ملخص الفصل الخامس

من خلال تطبيقنا لطريقة بوكس–جنكنز للتوقع بالمبيعات الشهرية لمنتوج الإسمنت البني لشركة الإسمنت حامة بوزيان (SCHB)، وبعد مرورنا بالمراحل المختلفة إبتداءاً من التعرّف على النماذج المختلفة، ثم تقديرها، فتشخيص بواقيها، وبعد المقارنة بين هاته النماذج باستعمال أدوات اختبارية مناسبة، وقع اختيارنا على النموذج الأنسب وهو نموذج ARMA(15,9)، وكذلك قمنا بالتوقع بواسطة طريقة المسح الأسي البسيط، والذي يصلح لمثل هذه السلاسل التي وجدناها لاتحتوي لا على مركبة الإتجاه العام، ولا المركبة الموسمية .

وبعد إجراء التوقعات، فإننا نستنتج ما يلي :

- إن طريقة بوكس–جنكنز للتوقع هي فن يعتمد على الممارسة والخبرة من طرف الباحث أكثر من اعتمادها على قانون ثابت يحكم السلسلة الزمنية المدروسة، وهذا على عكس طرق التمليس الأسي،و التي تفترض وجود قانون أساسي تتبعه السلسلة الزمنية محل الدراسة، وبالتالي فإن نتائجها لا تكون دقيقة إذا كان القاون الأساسي للظاهرة لا يتلاءم مع القانون الأساسي المقترح، وهذا ما تحققنا منه في دراستنا هذه من خلال المقارنة بين نتائج التوقع لكلا الطريقتين ، وهذا باستعمال معيار أقل انحراف معياري للتوقعات الناتجة .
- إن منهجية طريقة بوكس– جنكنز كما أشرنا، قائمة على منهجية النماذج القياسية من تعريف شكل النموذج، تقدير معلماته، تشخيص النموذج والتأكد من أن بواقيه صدمات عشوائية ، وأخيراً التوقع بعد التأكد من ملاءمته .

إن نتائج التوقع بالمبيعات كانت مقبولة بشكل عام، وأن التوقعات تقتفي أثر المبيعات الحقيقة سواءًا عند الإرتفاع الإنخفاض .

أما بالنسبة لنماذج (ARCH-GARCH)، فإنه وعلى الرّغم من أن السلسلة الزمنية الأصلية تتميز بالتذبذب، إلا أنه وباستعمال إختبار إحصائية $Ljung-Box\,(Q_{LB})$ للبواقي مربعة (ε_t^2) في محاولة منا لاختبار عدم تباث التباين المشروط(Conditional Heteroscedasticity)لمعطيات السلسلة الزمنية الأصلية، فوجدناها غير معنوية إحصائياً، وذلك بالنّظر إلى دالة الإرتباط الذاتي الكلّية والجزئية لنموذج الإنحدار الذاتي المختار وهو AR(15)، حيث أن معلماتها غير معنوية إحصائياً عند درجة الثقة 95%، بما يعني ان الإرتباط الذاتي بين حدود (ε_t^2) غير معنوي إحصائياً، ومن ثمّ لا يمكن الإستمرار في تطبيق هاته النماذج سواءاً ما تعلق بالنموذج (ARCH)، أو النموذج المعمّم (GARCH) .

خاتمـــــة عامـة

=*=*=*=*=*=

حاولنا في هذه الدراسة إجراء التوقع بالمبيعات بواسطة أشهر طريقة للتوقع بالمبيعات، وهـي طريقـة بـوكس–جنكنـز في شركة الإسمنت حامة بوزيان (SCHB)، وهذا على سلسلة زمنية تُمثل المبيعـات الـشهرية لمنتـوج الإسمنـت الـبني الـذي يرمز له بـ :(CPS-CEM II/A 42.5)، حيث تم التطـرّق إلى نمـاذج التوقـع المختلفـة مبتـدئين في الفـصل الأول بنمـاذج الإستقطاب البسيطة وأشكالها المختلفة، أما في الفصل الثاني فقد تم فيه التطـرّق إلى صـلب الموضـوع ألا وهـو نمـاذج بـوكس–جنكنـز (1970)، وكـذلك الأشـكال المختلفـة إبتـداءًا مـن نمـاذج ARMA إلى المختلطـة الموسمّيـة SARMA فالموسميّـة المنضربة التي تُعرف بـ : SARIMA، أما في الفصل الثالث فقد تم التطرّق فيه إلى نماذج أخرى بُنيت على أساس الإنتقـاد الموجّه إلى نماذج بوكس–جنكنز ألا وهو افتراض تباث التبـاين، وهـذه النمـاذج هـي مـا يُعـرف بنمـاذجARCH (1982) والنموذج المعمّم GARCH (1986) .

أما في الفصل الرابع فقد تم التطرّق فيه إلى التعريف بالشركة وتشخيص المزيج التسويقي، أما الفصل الخامس والأخير فتم من خلاله التطرّق إلى الدراسة التطبيقية لنموذج بوكس–جنكنـز، حيـث وبعـد التعـرّف علـى النمـاذج المختلفـة بـالنظر إلى الدالتينACF وPACF تأتي مرحلة تقدير معلمات النماذج المقترحة، ثم مرحلة التـشخيص ، والـتي مـن خلالهـا نحكـم على النموذج المناسب من خلال فحص البواقي والتأكد من أنها تشكل صدمات عشوائية، وأخيراً قمنا بـإجراء عمليـة التوقـع على السلسلة الزمنية المعدّلة باستعمال النموذج المناسب للأشهر الست من جويلية 2006حتى ديسمبر من نفس السنة .

و من خلال اطلاعنا على وضعية شركة الإسمنت حامة بوزيان (SCHB)، يمكننا القول أنه وعلى الرغم من الوضع المالي الممتاز الذي تتمتع به هذه الشركة، إلا أن هذا لا يعني أنها تستعمل كل الأدوات العلمية في مجال تسييرها، بـل يرجـع إلى أنه لا يوجد منافسين لها، وأنها تسيطر على السوق المحلي الخاص بالإسمنت البني للولايات الـثلاث قـسنطينة، جيجـل، ميلة، حيث لاحظنا من خلال المعاينة الميدانية أن هذه الشركة لا تستعمل بعضاً من الأدوات العلمية في مجال تسيير المخزون، الإنتاج، وتسيير المبيعات، حيث أن المسؤول القائم بمهمة التوقع بالمبيعات يقوم بإجراء عمله لـيس اعتمـاداً علـى الطرق العلمية والأدوات القياسية والإحصائية، وإنما يقوم بذلك إنطلاقاً من الدورات الماضية، ولذا قمنا من خلال هذا البحث بإفادة المؤسسة بإحدى أهم وأشهر طرق التوقع على المدى القصير والمتمثل في طريقة بوكس–جنكنـز، والـتي قمنـا بهـا علـى السلسلة الزمنية المعدّلة بواسطة تحويلة الجدر التربيعي، وذلـك لتثبيـت التبـاين، ثـم مقارنتهـا مـع طريقـة المـسح الأسـي البسيط، وكذلك حاولنا إجراء التوقعات بالمبيعات بواسطة نماذج أخرى تعرف بنماذج ARCH-GARCH .

وقد تم الحصول على جملة من النتائج، وانطلاقاً من هاته النتائج سوف نورد جملة من التوصيات والتي نراهـا صـائبة في سبيل الإستفادة من هاته النماذج وغيرها الأكثر تطوراً لهذه المؤسسة وللمؤسسات الأخرى .

أ- النتائج :

1- إن طريقة بوكس–جنكنز تعطي نتائج أحسن بكثير من نماذج التمليس الأسي، وهذا بسبب المرونة التي تميّزها عكس النماذج الأخرى والتي يحكمها نظام ثابت، وبالتالي فإن التوقعات التي تقدّمها هذه الأخيرة تكون غير دقيقة إذا كان القانون الفعلي للظاهرة المدروسة لا يتلاءم مع القانون الأساسي المقترح، بالإضافة إلى أن هذه الطرق لا يمكنها معالجة المركبة الدورية إن وجدت في السلسة الزمنية محل الدراسة .

2- إن طريقة بوكس–جنكنز التي تعتبر أشهر طريقة تُستعمل للتوقع بالمبيعات يمكن اعتبارها كفن يعتمد على خبرة الباحث أكثر من اعتمادها على قواعد ثابتة، خاصة منها ما تعلق بتحديد رتبة (درجة) النموذج، ومن ثمّ تحديد النموذج الملائم للسلسلة الزمنية محل الدراسة .

3- تتطلب هذه الطريقة كذلك عدد مشاهدات معتبر يتجاوز50 مشاهدة، وكلّما كانت المشاهدات أكبر كلما كانت دقة التوقع أكبر وأقرب إلى الواقع، وكذلك تتطلب القيام بها استعمال برمجيات خاصة ممّ يتطلب التمرّن على كيفية استعمالها .

4- حاولنا إجراء التوقع بواسطة نماذج ARCH-GARCH، إلا أننا لم نستطع تطبيقها ،ذلك أننا قمنا باختبار البواقي مربعة لنموذج الإنحدار الذاتي المختار، فوجدنا أن هاته البواقي غير معنوية إحصائيا، أي أنها محصورة داخل مجال الثقة الممثّل بالخطين المتوازيين في دالة الإرتباط الذاتي الكلية (ACF) والجزئية (PACF) لسلسلة البواقي المربّعة .

5- كذلك فإن السلسلة الزمنية التي تناولناها في الدراسة التطبيقية وهي المبيعات الشهرية لا يتلاءم مع طبيعة هاته النماذج ARCH-GARCH، والتي تقوم بالتعامل مع السلاسل الزمنية التي تتميز بالتقلب الشديد (Volatility)، ولهذا نجد أن أكثر تطبيقات هذه النماذج تكون على السلاسل الزمنية المالية خاصة مثل تطور الأسهم في البورصات، وكذلك في المالية الدولية مثل تغيرات أسعار صرف العملات، وكذلك نمذجة أسعار الفائدة، كما أن لديها تطبيقات على مستوى الإقتصاد الكلي للتوقع بمجاميعه المختلفة .

كما نُشير في الأخير إلى أن طرق التوقع بواسطة نماذج السلاسل الزمنية لا تعطي نماذج جيدة، في حالة كون السلسلة الزمنية ذات تذبذب شديد، أي أن هناك تغيّر في طبيعة القانون الذي تسلكه هذه السلسلة الزمنية من فترة لأخرى، وكبديل لهذه النماذج اقترح كريستوفر سيمس (1986) نماذج الإنحدار الذاتي الشعاعية VAR (Vector Autoregressive)، والتي وكبديل لما تم ذكره تتعامل مع تلك المتغيّرات بطريقة مشابهة دون إقصاء أو إنتقائية والذي ينعكس في إدراج عدد كاف ومناسب من المتغيرات المؤخرة لكل المتغيّرات الداخلية وفي كل المعادلات .

ب – التوصيات :

1 – تعميق استخدام الحاسوب في إعداد النماذج الإقتصادية، والبدائل والسيناريوهات المختلفة، وهذا يتطلب إيجاد هيئات خاصة ومتخصصة في جمع البيانات، إن عملية التحليل وترجمة تلك البيانات إلى نماذج سيُحقّق الكثير من التطوّرات نتيجة التطور الهائل الذي حدث في مجال الحاسبات الآلية وكذا البرمجيات المتخصصة ،إذ تستطيع هذه الأخيرة إنجاز نماذج المحاكاة والنماذج القياسية الموسّعة بسرعة كبيرة، وتحديد السياسات المطلوبة في خلال ثوان معدودة، هذه السرعة الكبيرة في تحليل البيانات، بالإضافة إلى درجة التفصيلات الدقيقة المطلوبة تُمثّل بالتأكيد عاملاً مهماً يُسهم في ترسيخ اعتقاد الكثير من المحلّلين بأنه يمكن وضع وتصميم وإدارة الأداء الأمثل للنظام الإقتصادي، وذلك في ظل المعلومات الكافية والمتوفرة ففي ظل التقدم الإقتصادي السريع، فإننا نجد أنه من غير المعقول أن تكون جوانب القصور في جمع وتحليل البيانات والتي مازالت قائمة في بلادنا تمثّل العامل الرئيس في عدم الإنتشار الواسع لتبني نماذج المحاكاة .

2– العمل على تكوين الإطارات المتخصصة في النمذجة والقياس الإقتصادي ،أو الإستفادة منهم، خاصة منها التي تتميز بالتعقيد على غرار نماذج بوكس–جنكنز،بالإضافة إلى نماذج **ARCH-GARCH**، نماذج **VAR**،...إلخ، فمن غير المعقول والمنطق أن تبقى شركة (**SCHB**) وغيرها من المؤسسات الجزائرية تُسيَّر بهذا النسق من التسيير الذي تميزه العشوائية والتلقائية في كثير من الأحيان .

3– ضرورة استخدام تقنيات التوقع المختلفة من أجل عقلنة عملية اتخاذ القرارات داخل المؤسسة، ومن الأفضل لها أن يتم استعمال هاته التقنيات في نظام واضح المعالم يتم بالتنسيق بين مختلف وظائف المؤسسة، وليس كما رأينا في شركة الإسمنت حامة بوزيان (**SCHB**)،حيث تتم إجراء التوقعات الشهرية اعتماداً على ما تم تحقيقه في الدورات السابقة .

4– ضرورة الإهتمام من طرف جامعاتنا ومراكز تكويننا بتعميم استعمال الكمبيوتر والبرمجيات المختلفة، واستعمالها في جميع أطوار التدريس وذلك في أقرب فرصة، وهذا حتى يتسنى لسوق العمل الإستفادة منها، إذ لا يعقل أن نستمر بعيدين عن استعمال التكنولوجيات الحديثة، والتي من خلالها نربح فيها عاملي الوقت والتكلفة .

5– ضرورة الإسراع في فتح مديرية التسويق في شركة الإسمنت حامة بوزيان (**SCHB**)، ذلك أنه ومن خلال اطلاعنا على هذه الشركة، لاحظنا أنه لا زالت النظرة الضيّقة للتسويق بأنه يُمثل مصلحة تصريف المنتوج والمبيعات لا أكثر، إذ لا يعني أنك الوحيد في السوق كما هي عليه وضعية شركة (**SCHB**) أن تستمر في هذه النظرة الضيقة، حيث ومع بدايات الإنفتاح الذي يعرفه الإقتصاد الجزائري، ودخول شركات منافسة إلى السوق الجزائرية على غرار الشركة المصرية " أوراسكوم الإسمنت "، يُحتّم على هذه الشركة وغيرها من الشركات الجزائرية العاملة في هذا القطاع، وغيره من القطاعات الأخرى أن تقوم بوضع سياسة تسويقية تنسجم وهذه التطورات من دراسة لحركة السوق، الإشهار، الجودة والضمان، ...إلخ، وأن تستعين بالأدوات والتقنيات العلمية في جميع أطوار عملها، وسيرورة نشاطاتها من أجل اتخاذ القرارات المناسبة في العملية التسييرية .

الملاحق

الملحق [1]

جدول حسابات النتائج 2003
TABLEAU DES COMPTES DE RESULTATS 2003

Date de clôture 31/12/2003

Dossier Adresse	SCHB CONSOLIDE		
Cpt	**DESIGNATION**	**DEBIT**	**CREDIT**
70 60	Vente de marchandises Marchandises consommées	 0.00	0.00
80	Marge Brute	0.00	
80 71 72 73 74 75 61 62	Marge Brute Production vendue Production stockée Produit Entreprise p/elle Prestation Fournies Transfert charges de production Matières & Fournit Consommées Service	 1 020 325 356.98 443 989 212.04	0.00 2 191 256 125.44 0.00 (3268251.39) 0.00 0.00
81	Valeur Ajoutée	733 504 116.29	
81 77 78 63 64 65 66 68	Valeur Ajoutée Produits Divers Transfert Charges D'entreprise Frais de Personnel Impôt & Taxes Frais Financiers Frais Divers Dotation aux Amortissement	 386 205 603.18 57 630 724.44 25 474 427.55 24 396 116.91 417 074 431.24	116.29 504 733 60046927.82 0.00 29989013.80
83	Résultat d'Exploitation		(87 241 245.41)
79 69	Produits hors Exploitation Charges hors Exploitation	 69 640 218.85	582 183 743.70
84	Résultat hors Exploitation		113 942 524.85
83 84	Résultat d'Exploitation Résultat Hors Exploitation		(87 241 245.41) 113942524.85
800	Résultat Brut de l'exercice		26 701 279.44
889	Impôts sur les Bénéfices	3 513 327.00	
88	Résultat de l'exercices		23 187 952.44

الملحق [2]

جدول حسابات النتائج 2004
TABLEAU DES COMPTES DE RESULTATS 2004

Date de clôture 31/12/2004

	Dossier Adresse	SCHB CONSOLIDE	
Cpt	**DESIGNATION**	**DEBIT**	**CREDIT**
70 60	Vente de marchandises Marchandises consommées	 13 593 780.22	20 196 018.30
80	Marge Brute	6 602 238.08	
80 71 72 73 74 75 61 62	Marge Brute Production vendue Production stockée Produit Entreprise p/elle Prestation Fournies Transfert charges de production Matières & Fournit Consommées Service	 1 067 813 940.05 401 338 677.58	6 602 238.08 2 499 066 063.42 12 397 5081.78 0.00 1 254 200.00 22 693 389.80
81	Valeur Ajoutée	1 184 384 355.45	
81 77 78 63 64 65 66 68	Valeur Ajoutée Produits Divers Transfert Charges D'entreprise Frais de Personnel Impôt & Taxes Frais Financiers Frais Divers Dotation aux Amortissement	 437 432 407.67 59 703 349.98 28 139 891.35 32 176 245.95 465 296137.56	1 184 384 355.45 42 294 451.85 10 979 352.43
83	Résultat d'Exploitation		214 910127.22
79 69	Produits hors Exploitation Charges hors Exploitation	 95 447 070.88	39 930 455.18
84	Résultat hors Exploitation		(55 516 615.70)
83 84	Résultat d'Exploitation Résultat Hors Exploitation		214 910127.22 (55 516 615.70)
800	Résultat Brut de l'exercice		159 393 511.52
889	Impôts sur les Bénéfices	21 258 539.02	
88	Résultat de l'exercices		13 813 4972.5

الملحق [3]

جدول حسابات النتائج 2005
TABLEAU DES COMPTES DE RESULTATS 2005

Date de clôture 31/12/2005

Dossier Adresse	SCHB CONSOLIDE		
Cpt	**DESIGNATION**	**DEBIT**	**CREDIT**
70	Vente de marchandises		6 068 092.82
60	Marchandises consommées	4 239750.35	
80	Marge Brute		1 828 342.47
80	Marge Brute		1 828 342.47
71	Production vendue		2 714 640 305.37
72	Production stockée		36 474 732.08
73	Produit Entreprise p/elle		0.00
74	Prestation Fournies		0.00
75	Transfert charges de production		30 207 866.70
61	Matières & Fournit Consommées	1 008 745 381.01	
62	Service	422 570 286.40	
81	Valeur Ajoutée		51 835 579.21
81	Valeur Ajoutée		1 351 835 579.21
77	Produits Divers		43 627 285.21
78	Transfert Charges D'entreprise		43 495 175.39
63	Frais de Personnel	462 808 701.58	
64	Impôt & Taxes	59 177 347.84	
65	Frais Financiers	60 880 458.06	
66	Frais Divers	30 639 776.67	
68	Dotation aux Amortissement	458 810171.48	
83	Résultat d'Exploitation		366 641 584.15
79	Produits hors Exploitation		79 842 554.02
69	Charges hors Exploitation	145 282 862.34	
84	Résultat hors Exploitation	(65 440 308.32)	
83	Résultat d'Exploitation		366 641 584.15
84	Résultat Hors Exploitation	(65 440 308.32)	
800	Résultat Brut de l'exercice		301 201 275.83
889	Impôts sur les Bénéfices	0.00	
88	Résultat de l'exercices		301 201 275.83

الملحــق [4]

Correlogram of Residuals

Date: 03/15/07 Time: 20:58
Sample: 1999:01 2006:06
Included observations: 90
Q-statistic probabilities adjusted for 5 ARMA term(s)

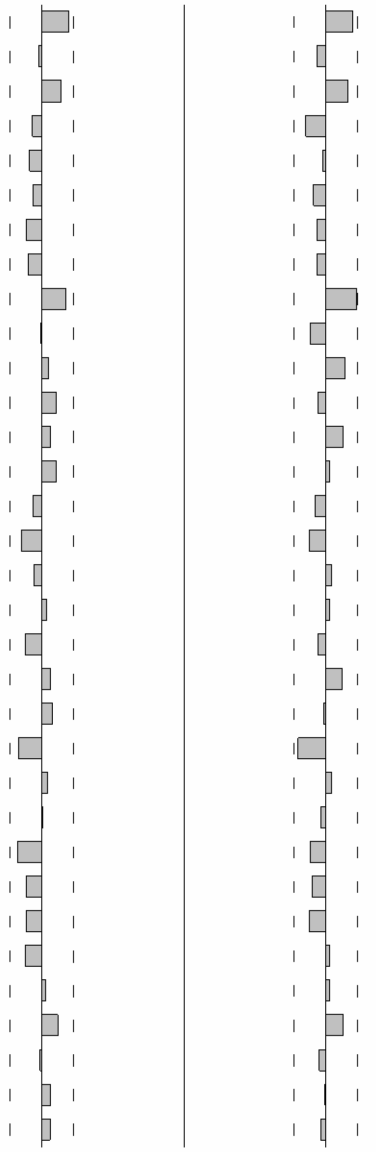
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.006	-0.006	0.0034	
		2	-0.068	-0.068	0.4432	
		3	0.080	0.080	1.0555	
		4	0.002	-0.002	1.0558	
		5	-0.037	-0.027	1.1922	
		6	-0.036	-0.043	1.3219	0.250
		7	-0.091	-0.097	2.1519	0.341
		8	-0.109	-0.113	3.3577	0.340
		9	0.091	0.085	4.1993	0.380
		10	-0.109	-0.113	5.4205	0.367
		11	0.009	0.038	5.4296	0.490
		12	0.051	0.014	5.7015	0.575
		13	0.084	0.094	6.4673	0.595
		14	0.079	0.072	7.1444	0.622
		15	-0.007	-0.018	7.1499	0.711
		16	-0.022	-0.033	7.2064	0.782
		17	-0.053	-0.068	7.5248	0.821
		18	0.107	0.089	8.8404	0.785
		19	-0.076	-0.043	9.5224	0.796
		20	-0.065	-0.031	10.015	0.819
		21	0.029	0.036	10.112	0.861
		22	-0.147	-0.158	12.758	0.752
		23	-0.046	-0.034	13.019	0.790
		24	0.054	0.034	13.389	0.818
		25	-0.184	-0.204	17.698	0.607
		26	-0.085	-0.073	18.629	0.609
		27	0.014	-0.101	18.657	0.666
		28	-0.059	-0.045	19.126	0.694
		29	0.004	-0.006	19.128	0.745
		30	0.160	0.123	22.646	0.598
		31	-0.068	-0.068	23.300	0.616
		32	0.018	-0.024	23.345	0.666
		33	-0.011	-0.100	23.363	0.715
		34	0.075	0.122	24.199	0.719
		35	0.083	0.087	25.229	0.714
		36	0.026	0.080	25.334	0.753

Correlogram of Residuals of ARMA (0,16) Model

الملحـــق [5]

Correlogram of Residuals

Date: 03/15/07 Time: 21:21
Sample: 2000:04 2006:06
Included observations: 75
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.202	0.202	3.1916	
		2	-0.017	-0.060	3.2134	
		3	0.142	0.165	4.8331	0.028
		4	-0.067	-0.144	5.1972	0.074
		5	-0.085	-0.022	5.7903	0.122
		6	-0.063	-0.083	6.1274	0.190
		7	-0.114	-0.063	7.2284	0.204
		8	-0.095	-0.060	8.0080	0.238
		9	0.174	0.229	10.662	0.154
		10	-0.007	-0.112	10.667	0.221
		11	0.056	0.141	10.949	0.279
		12	0.112	-0.051	12.090	0.279
		13	0.067	0.128	12.513	0.326
		14	0.110	0.026	13.664	0.323
		15	-0.062	-0.081	14.033	0.372
		16	-0.142	-0.117	16.016	0.312
		17	-0.050	0.043	16.261	0.365
		18	0.037	0.027	16.396	0.426
		19	-0.116	-0.053	17.793	0.402
		20	0.072	0.120	18.333	0.434
		21	0.081	-0.012	19.039	0.454
		22	-0.167	-0.200	22.076	0.336
		23	0.047	0.045	22.324	0.381
		24	0.016	-0.035	22.352	0.439
		25	-0.173	-0.107	25.796	0.311
		26	-0.109	-0.095	27.204	0.295
		27	-0.107	-0.123	28.572	0.282
		28	-0.118	0.033	30.282	0.256
		29	0.028	0.029	30.379	0.297
		30	0.122	0.130	32.279	0.263
		31	-0.009	-0.043	32.290	0.307
		32	0.073	-0.003	33.002	0.322
		33	0.060	-0.038	33.492	0.347

Correlogram of Residuals of ARMA(15,0) Model

الملحـــق [6]

Correlogram of Residuals

Date: 03/16/07 Time: 20:26
Sample: 2000:04 2006:06
Included observations: 75
Q-statistic probabilities adjusted for 3 ARMA term(s)

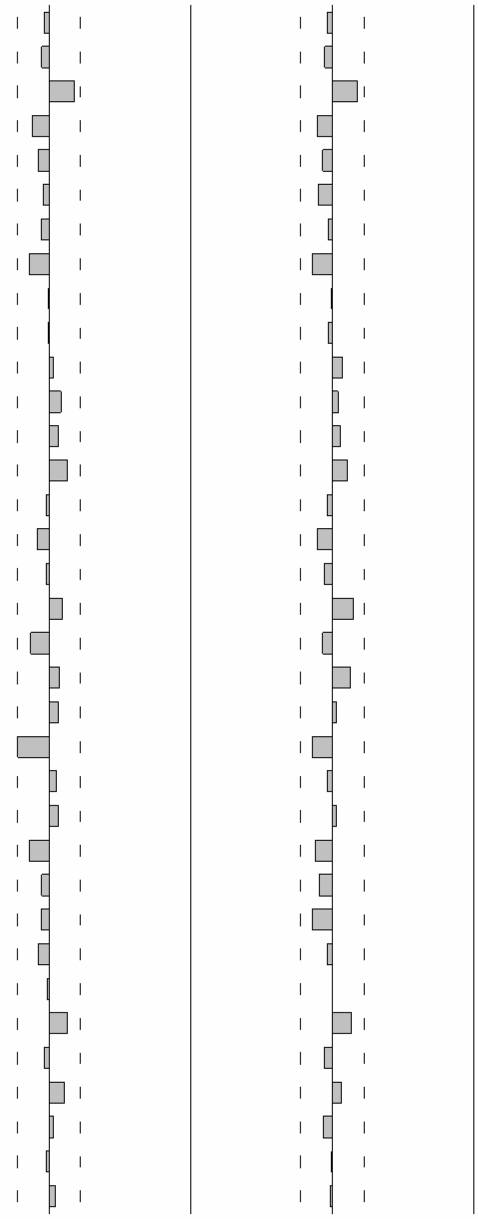
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.027	-0.027	0.0588	
		2	-0.054	-0.055	0.2911	
		3	0.179	0.176	2.8526	
		4	-0.103	-0.101	3.7155	0.054
		5	-0.057	-0.043	3.9837	0.136
		6	-0.025	-0.071	4.0358	0.258
		7	-0.079	-0.052	4.5719	0.334
		8	-0.131	-0.138	6.0623	0.300
		9	0.221	0.233	10.318	0.112
		10	-0.077	-0.091	10.844	0.146
		11	0.054	0.129	11.103	0.196
		12	0.107	-0.030	12.159	0.205
		13	0.009	0.096	12.165	0.274
		14	0.118	0.066	13.479	0.263
		15	-0.057	-0.043	13.792	0.314
		16	-0.117	-0.132	15.131	0.299
		17	-0.044	-0.004	15.324	0.356
		18	0.083	0.058	16.026	0.380
		19	-0.157	-0.072	18.561	0.292
		20	0.081	0.091	19.254	0.314
		21	0.114	0.066	20.652	0.297
		22	-0.215	-0.195	25.672	0.140
		23	0.094	-0.003	26.653	0.145
		24	0.038	0.003	26.819	0.177
		25	-0.168	-0.101	30.093	0.116
		26	-0.051	-0.087	30.404	0.138
		27	-0.069	-0.151	30.984	0.154
		28	-0.112	0.002	32.535	0.143
		29	0.024	-0.002	32.608	0.174
		30	0.131	0.141	34.812	0.144
		31	-0.063	-0.012	35.327	0.161
		32	0.078	-0.003	36.144	0.169
		33	0.045	-0.047	36.423	0.195
		34	-0.024	0.021	36.506	0.228
		35	0.028	-0.006	36.621	0.263

Correlogram of Residuals of ARMA(15,1) model

الملحـــق [7]

Correlogram of Residuals

Date: 03/15/07 Time: 22:07
Sample: 2000:04 2006:06
Included observations: 75
Q-statistic probabilities adjusted for 4 ARMA term(s)



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.035	-0.035	0.0942	
		2	-0.051	-0.052	0.3018	
		3	0.187	0.184	3.0927	
		4	-0.116	-0.112	4.1956	
		5	-0.081	-0.071	4.7399	0.029
		6	-0.048	-0.100	4.9315	0.085
		7	-0.056	-0.026	5.1974	0.158
		8	-0.143	-0.146	6.9608	0.138
		9	-0.004	-0.005	6.9621	0.223
		10	-0.005	-0.032	6.9646	0.324
		11	0.040	0.076	7.1056	0.418
		12	0.084	0.045	7.7593	0.457
		13	0.069	0.065	8.1973	0.514
		14	0.135	0.108	9.9226	0.447
		15	-0.024	-0.035	9.9779	0.532
		16	-0.086	-0.109	10.702	0.555
		17	-0.017	-0.052	10.731	0.633
		18	0.091	0.149	11.574	0.640
		19	-0.137	-0.073	13.498	0.564
		20	0.078	0.132	14.137	0.589
		21	0.067	0.029	14.620	0.623
		22	-0.224	-0.147	20.109	0.327
		23	0.051	-0.035	20.394	0.371
		24	0.070	0.030	20.957	0.400
		25	-0.147	-0.117	23.440	0.321
		26	-0.054	-0.093	23.786	0.359
		27	-0.056	-0.140	24.170	0.394
		28	-0.082	-0.039	24.991	0.406
		29	-0.009	0.005	25.001	0.462
		30	0.134	0.144	27.317	0.393
		31	-0.027	-0.056	27.415	0.442
		32	0.111	0.070	29.069	0.409
		33	0.037	-0.059	29.256	0.452
		34	-0.019	-0.008	29.306	0.502
		35	0.043	-0.009	29.577	0.539

Correlogram of Residuals of ARMA(15,9) Model

الملحق [8]

Correlogram of Residuals Squared

Date: 03/17/07 Time: 20:33
Sample: 2000:04 2006:06
Included observations: 75
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.094	0.094	0.6918	
		2	0.055	0.047	0.9328	
		3	-0.144	-0.155	2.6043	0.107
		4	-0.068	-0.045	2.9846	0.225
		5	-0.097	-0.072	3.7620	0.288
		6	0.023	0.024	3.8058	0.433
		7	0.200	0.198	7.2133	0.205
		8	0.051	-0.013	7.4379	0.282
		9	0.095	0.070	8.2240	0.313
		10	-0.055	-0.026	8.4972	0.386
		11	-0.077	-0.062	9.0268	0.435
		12	0.024	0.107	9.0779	0.525
		13	0.060	0.051	9.4083	0.584
		14	0.037	-0.027	9.5350	0.657
		15	-0.100	-0.123	10.504	0.652
		16	-0.043	-0.060	10.685	0.711
		17	-0.121	-0.074	12.141	0.668
		18	0.002	0.031	12.141	0.734
		19	-0.033	-0.059	12.251	0.785
		20	0.115	0.065	13.648	0.752
		21	0.032	-0.007	13.760	0.797
		22	-0.067	-0.089	14.251	0.818
		23	-0.208	-0.157	19.067	0.581
		24	-0.130	-0.036	20.988	0.521
		25	-0.038	-0.006	21.152	0.572
		26	-0.032	-0.059	21.271	0.623
		27	0.066	-0.003	21.793	0.648
		28	0.009	-0.039	21.803	0.699
		29	-0.119	-0.146	23.575	0.654
		30	-0.050	0.038	23.891	0.687
		31	-0.115	-0.062	25.623	0.646
		32	-0.002	0.005	25.624	0.694
		33	-0.040	-0.052	25.849	0.729

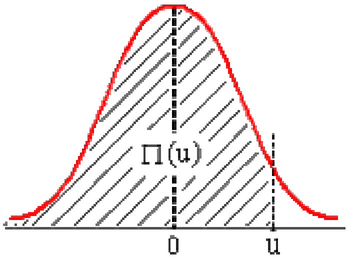
Correlogram of Residuals squared of AR (15) Model

الملحق [9] : التوزيع الطبيعي المعياري " Z Distribution"

Fonction de répartition Π de la loi normale centrée réduite.

Probabilité de trouver une valeur inférieure à u .

Π (-u) = 1 - Π (u)

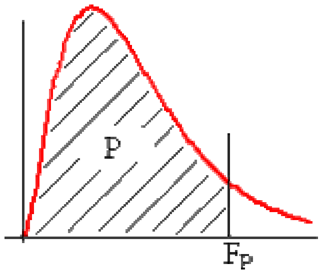


u	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.0	0.50000	0.50399	0.50798	0.51197	0.51595	0.51994	0.52392	0.52790	0.53188	0.53586
0.1	0.53983	0.54380	0.54776	0.55172	0.55567	0.55962	0.56356	0.56749	0.57142	0.57535
0.2	0.57926	0.58317	0.58706	0.59095	0.59483	0.59871	0.60257	0.60642	0.61026	0.61409
0.3	0.61791	0.62172	0.62552	0.62930	0.63307	0.63683	0.64058	0.64431	0.64803	0.65173
0.4	0.65542	0.65910	0.66276	0.66640	0.67003	0.67364	0.67724	0.68082	0.68439	0.68793
0.5	0.69146	0.69497	0.69847	0.70194	0.70540	0.70884	0.71226	0.71566	0.71904	0.72240
0.6	0.72575	0.72907	0.73237	0.73565	0.73891	0.74215	0.74537	0.74857	0.75175	0.75490
0.7	0.75804	0.76115	0.76424	0.76730	0.77035	0.77337	0.77637	0.77935	0.78230	0.78524
0.8	0.78814	0.79103	0.79389	0.79673	0.79955	0.80234	0.80511	0.80785	0.81057	0.81327
0.9	0.81594	0.81859	0.82121	0.82381	0.82639	0.82894	0.83147	0.83398	0.83646	0.83891
1.0	0.84134	0.84375	0.84614	0.84849	0.85083	0.85314	0.85543	0.85769	0.85993	0.86214
1.1	0.86433	0.86650	0.86864	0.87076	0.87286	0.87493	0.87698	0.87900	0.88100	0.88298
1.2	0.88493	0.88686	0.88877	0.89065	0.89251	0.89435	0.89617	0.89796	0.89973	0.90147
1.3	0.90320	0.90490	0.90658	0.90824	0.90988	0.91149	0.91309	0.91466	0.91621	0.91774
1.4	0.91924	0.92073	0.92220	0.92364	0.92507	0.92647	0.92785	0.92922	0.93056	0.93189
1.5	0.93319	0.93448	0.93574	0.93699	0.93822	0.93943	0.94062	0.94179	0.94295	0.94408
1.6	0.94520	0.94630	0.94738	0.94845	0.94950	0.95053	0.95154	0.95254	0.95352	0.95449
1.7	0.95543	0.95637	0.95728	0.95818	0.95907	0.95994	0.96080	0.96164	0.96246	0.96327
1.8	0.96407	0.96485	0.96562	0.96638	0.96712	0.96784	0.96856	0.96926	0.96995	0.97062
1.9	0.97128	0.97193	0.97257	0.97320	0.97381	0.97441	0.97500	0.97558	0.97615	0.97670
2.0	0.97725	0.97778	0.97831	0.97882	0.97932	0.97982	0.98030	0.98077	0.98124	0.98169
2.1	0.98214	0.98257	0.98300	0.98341	0.98382	0.98422	0.98461	0.98500	0.98537	0.98574
2.2	0.98610	0.98645	0.98679	0.98713	0.98745	0.98778	0.98809	0.98840	0.98870	0.98899
2.3	0.98928	0.98956	0.98983	0.99010	0.99036	0.99061	0.99086	0.99111	0.99134	0.99158
2.4	0.99180	0.99202	0.99224	0.99245	0.99266	0.99286	0.99305	0.99324	0.99343	0.99361
2.5	0.99379	0.99396	0.99413	0.99430	0.99446	0.99461	0.99477	0.99492	0.99506	0.99520
2.6	0.99534	0.99547	0.99560	0.99573	0.99585	0.99598	0.99609	0.99621	0.99632	0.99643
2.7	0.99653	0.99664	0.99674	0.99683	0.99693	0.99702	0.99711	0.99720	0.99728	0.99736
2.8	0.99744	0.99752	0.99760	0.99767	0.99774	0.99781	0.99788	0.99795	0.99801	0.99807
2.9	0.99813	0.99819	0.99825	0.99831	0.99836	0.99841	0.99846	0.99851	0.99856	0.99861
3.0	0.99865	0.99869	0.99874	0.99878	0.99882	0.99886	0.99889	0.99893	0.99896	0.99900
3.1	0.99903	0.99906	0.99910	0.99913	0.99916	0.99918	0.99921	0.99924	0.99926	0.99929
3.2	0.99931	0.99934	0.99936	0.99938	0.99940	0.99942	0.99944	0.99946	0.99948	0.99950

الملحق [10]: توزيع كاي تربيع (χ^2)

Cette table donne les fractiles F_P de la loi de khi deux

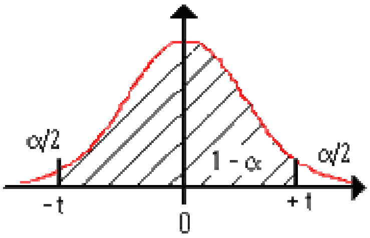
à ν degrés de liberté: P = Probabilité ($\chi^2 < F_P$)



P / ν	0.01	0.02	0.05	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.7	0.75	0.8	0.9	0.95	0.98	0.99
1	0.000	0.001	0.004	0.016	0.064	0.148	0.275	0.455	1.074	1.323	1.642	2.706	3.841	5.412	6.635
2	0.020	0.040	0.103	0.211	0.446	0.713	1.022	1.386	2.408	2.773	3.219	4.605	5.991	7.824	9.210
3	0.115	0.185	0.352	0.584	1.005	1.424	1.869	2.366	3.665	4.108	4.642	6.251	7.815	9.837	11.345
4	0.297	0.429	0.711	1.064	1.649	2.195	2.753	3.357	4.878	5.385	5.989	7.779	9.488	11.668	13.277
5	0.554	0.752	1.145	1.610	2.343	3.000	3.656	4.351	6.064	6.626	7.289	9.236	11.070	13.388	15.086
6	0.872	1.134	1.635	2.204	3.070	3.828	4.570	5.348	7.231	7.841	8.558	10.645	12.592	15.033	16.812
7	1.239	1.564	2.167	2.833	3.822	4.671	5.493	6.346	8.383	9.037	9.803	12.017	14.067	16.622	18.475
8	1.647	2.032	2.733	3.490	4.594	5.527	6.423	7.344	9.524	10.219	11.030	13.362	15.507	18.168	20.090
9	2.088	2.532	3.325	4.168	5.380	6.393	7.357	8.343	10.656	11.389	12.242	14.684	16.919	19.679	21.666
10	2.558	3.059	3.940	4.865	6.179	7.267	8.295	9.342	11.781	12.549	13.442	15.987	18.307	21.161	23.209
11	3.053	3.609	4.575	5.578	6.989	8.148	9.237	10.341	12.899	13.701	14.631	17.275	19.675	22.618	24.725
12	3.571	4.178	5.226	6.304	7.807	9.034	10.182	11.340	14.011	14.845	15.812	18.549	21.026	24.054	26.217
13	4.107	4.765	5.892	7.041	8.634	9.926	11.129	12.340	15.119	15.984	16.985	19.812	22.362	25.471	27.688
14	4.660	5.368	6.571	7.790	9.467	10.821	12.078	13.339	16.222	17.117	18.151	21.064	23.685	26.873	29.141
15	5.229	5.985	7.261	8.547	10.307	11.721	13.030	14.339	17.322	18.245	19.311	22.307	24.996	28.259	30.578
16	5.812	6.614	7.962	9.312	11.152	12.624	13.983	15.338	18.418	19.369	20.465	23.542	26.296	29.633	32.000
17	6.408	7.255	8.672	10.085	12.002	13.531	14.937	16.338	19.511	20.489	21.615	24.769	27.587	30.995	33.409
18	7.015	7.906	9.390	10.865	12.857	14.440	15.893	17.338	20.601	21.605	22.760	25.989	28.869	32.346	34.805
19	7.633	8.567	10.117	11.651	13.716	15.352	16.850	18.338	21.689	22.718	23.900	27.204	30.144	33.687	36.191
20	8.260	9.237	10.851	12.443	14.578	16.266	17.809	19.337	22.775	23.828	25.038	28.412	31.410	35.020	37.566
21	8.897	9.915	11.591	13.240	15.445	17.182	18.768	20.337	23.858	24.935	26.171	29.615	32.671	36.343	38.932
22	9.542	10.600	12.338	14.041	16.314	18.101	19.729	21.337	24.939	26.039	27.301	30.813	33.924	37.659	40.289
23	10.196	11.293	13.091	14.848	17.187	19.021	20.690	22.337	26.018	27.141	28.429	32.007	35.172	38.968	41.638
24	10.856	11.992	13.848	15.659	18.062	19.943	21.652	23.337	27.096	28.241	29.553	33.196	36.415	40.270	42.980
25	11.524	12.697	14.611	16.473	18.940	20.867	22.616	24.337	28.172	29.339	30.675	34.382	37.652	41.566	44.314
26	12.198	13.409	15.379	17.292	19.820	21.792	23.579	25.336	29.246	30.435	31.795	35.563	38.885	42.856	45.642
27	12.878	14.125	16.151	18.114	20.703	22.719	24.544	26.336	30.319	31.528	32.912	36.741	40.113	44.140	46.963
28	13.565	14.847	16.928	18.939	21.588	23.647	25.509	27.336	31.391	32.620	34.027	37.916	41.337	45.419	48.278
29	14.256	15.574	17.708	19.768	22.475	24.577	26.475	28.336	32.461	33.711	35.139	39.087	42.557	46.693	49.588
30	14.953	16.306	18.493	20.599	23.364	25.508	27.442	29.336	33.530	34.800	36.250	40.256	43.773	47.962	50.892

الملحق [11]: توزيع ستودنت " T Distribution "

Cette table donne les fractiles de la loi de Student à ν degrés de liberté : valeur t ayant la probabilité α d'être dépassée en valeur absolue : P (- t < T < t) = 1 - α.
Ou : P (T < - t) = α /2 = P (T > t)



	α bilatéral		1 - α / 2 (unilatéral)		ν (degré de liberté)

	0.9	0.8	0.7	0.6	0.5	0.4	0.3	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01	0.005	0.001
	0.55	0.6	0.65	0.7	0.8	1.376	0.85	0.9	0.95	0.975	0.99	0.995	0.9975	0.9995
1	0.1584	0.3249	0.5095	0.7265	1	1.3764	1.9626	3.0777	6.3137	12.706	31.821	63.656	127.32	636.58
2	0.1421	0.2887	0.4447	0.6172	0.8165	1.0607	1.3862	1.8856	2.92	4.3027	6.9645	9.925	14.089	31.6
3	0.1366	0.2767	0.4242	0.5844	0.7649	0.9785	1.2498	1.6377	2.3534	3.1824	4.5407	5.8408	7.4532	12.924
4	0.1338	0.2707	0.4142	0.5686	0.7407	0.941	1.1896	1.5332	2.1318	2.7765	3.7469	4.6041	5.5975	8.6101
5	0.1322	0.2672	0.4082	0.5594	0.7267	0.9195	1.1558	1.4759	2.015	2.5706	3.3649	4.0321	4.7733	6.8685
6	0.1311	0.2648	0.4043	0.5534	0.7176	0.9057	1.1342	1.4398	1.9432	2.4469	3.1427	3.7074	4.3168	5.9587
7	0.1303	0.2632	0.4015	0.5491	0.7111	0.896	1.1192	1.4149	1.8946	2.3646	2.9979	3.4995	4.0294	5.4081
8	0.1297	0.2619	0.3995	0.5459	0.7064	0.8889	1.1081	1.3968	1.8595	2.306	2.8965	3.3554	3.8325	5.0414
9	0.1293	0.261	0.3979	0.5435	0.7027	0.8834	1.0997	1.383	1.8331	2.2622	2.8214	3.2498	3.6896	4.7809
10	0.1289	0.2602	0.3966	0.5415	0.6998	0.8791	1.0931	1.3722	1.8125	2.2281	2.7638	3.1693	3.5814	4.5868
11	0.1286	0.2596	0.3956	0.5399	0.6974	0.8755	1.0877	1.3634	1.7959	2.201	2.7181	3.1058	3.4966	4.4369
12	0.1283	0.259	0.3947	0.5386	0.6955	0.8726	1.0832	1.3562	1.7823	2.1788	2.681	3.0545	3.4284	4.3178
13	0.1281	0.2586	0.394	0.5375	0.6938	0.8702	1.0795	1.3502	1.7709	2.1604	2.6503	3.0123	3.3725	4.2209
14	0.128	0.2582	0.3933	0.5366	0.6924	0.8681	1.0763	1.345	1.7613	2.1448	2.6245	2.9768	3.3257	4.1403
15	0.1278	0.2579	0.3928	0.5357	0.6912	0.8662	1.0735	1.3406	1.7531	2.1315	2.6025	2.9467	3.286	4.0728
20	0.1273	0.2567	0.3909	0.5329	0.687	0.86	1.064	1.3253	1.7247	2.086	2.528	2.8453	3.1534	3.8496
25	0.1269	0.2561	0.3898	0.5312	0.6844	0.8562	1.0584	1.3163	1.7081	2.0595	2.4851	2.7874	3.0782	3.7251
30	0.1267	0.2556	0.389	0.53	0.6828	0.8538	1.0547	1.3104	1.6973	2.0423	2.4573	2.75	3.0298	3.646
40	0.1265	0.255	0.3881	0.5286	0.6807	0.8507	1.05	1.3031	1.6839	2.0211	2.4233	2.7045	2.9712	3.551
45	0.1264	0.2549	0.3878	0.5281	0.68	0.8497	1.0485	1.3007	1.6794	2.0141	2.4121	2.6896	2.9521	3.5203
50	0.1263	0.2547	0.3875	0.5278	0.6794	0.8489	1.0473	1.2987	1.6759	2.0086	2.4033	2.6778	2.937	3.496
60	0.1262	0.2545	0.3872	0.5272	0.6786	0.8477	1.0455	1.2958	1.6706	2.0003	2.3901	2.6603	2.9146	3.4602
100	0.126	0.254	0.3864	0.5261	0.677	0.8452	1.0418	1.2901	1.6602	1.984	2.3642	2.6259	2.8707	3.3905
110	0.126	0.254	0.3863	0.5259	0.6767	0.8449	1.0413	1.2893	1.6588	1.9818	2.3607	2.6213	2.8648	3.3811
120	0.1259	0.2539	0.3862	0.5258	0.6765	0.8446	1.0409	1.2886	1.6576	1.9799	2.3578	2.6174	2.8599	3.3734
140	0.1259	0.2538	0.3861	0.5256	0.6762	0.8442	1.0403	1.2876	1.6558	1.9771	2.3533	2.6114	2.8522	3.3613
Infini	0.1257	0.2533	0.3853	0.5244	0.6744	0.8416	1.0364	1.2816	1.6449	1.96	2.3264	2.5759	2.8072	3.2908

البيبليوغرافيا

1- **الكتب:**

أ- باللغة العربية:

1-[م.الحمصي- 79] محمود الحمصي: التخطيط الإقتصادي ، دار الطليعة، بيروت، لبنان، الطبعة الثالثة-1979 .

2-[م.أبو صالح- 83] محمد أبو صالح وعدنان محمد عوض : مقدمة في الإحصاء ، دار A Wiley Arabook، USA- 1983 .

3-[ع.س.أبوقحف-02] عبد السلام أبو قحف : أساسيات التنظيم والإدارة ، دار الجامعة الجديدة للنشر، الإسكندرية، ج م ع-2002 .

4-[ع.س.أبو قحف- 90] عبد السلام أبو قحف : أساسيات الإدارة ، دار الجامعة للنشر، الإسكندرية ، ج م ع- 1990.

5-[ع.ق.بودقة- 79] عبد القادر بودقة : التخطيط الإقتصادي ، أسلوب لإدارة الإقتصاد الوطني ، مؤسسة الكتب للطباعة والنشر، الموصل، العراق - 1979 .

6-[ص.تومي-99] صالح تومي: مدخل لنظرية القياس الإقتصادي ، ديوان المطبوعات الجامعية (OPU)، الجزائر- 1999 .

7-[ج .جلاطو- 99] جيلالي جلاطو : الإحصاء مع تمارين ومسائل محلولة ، ديوان المطبعات الجامعية (OPU) ، الجزائر- 1999 .

8-[م.حشمان -02] مولود حشمان : نماذج وتقنيات التنبّؤ القصير المدى ، ديوان المطبعات الجامعية (OPU)، الجزائر- 2002 .

9-[د.سلفاتور- 82] دومينيك سلفاتور: الإحصاء و الإقتصاد القياسي، سلسلة ملخصات شوم ، ديوان المطبعات الجامعية (OPU)، الجزائر- 1982 .

10-[ع.شرابي-00] عبد العزيز شرابي: طرق إحصائية للتوقع الرياضي، ديوان المطبعات الجامعية (OPU)، الجزائر- 2000 .

11-[ع.شريف-81] عصام عزيز شريف : مقدمة في القياس الإقتصادي ، الطبعة الثانية ، ديوان المطبوعات الجامعية (OPU)، الجزائر- 1981.

12-[م.ع. الرحيم-88] محمد عبد الله عبد الرحيم : التسويق المعاصر، مطبعة دار الجامعة و الكتاب الجامعي، القاهرة ، ج م ع- 1988.

13-[م.عبيدات -01] محمد عبيدات ، هاني الضمور، شفيق حداد: إدارة المبيعات والبيع الشخصي، دار وائل للطباعة للنشر، عمان، الأردن-2001 .

14-[ع.ق.عطية-02] عبد القادر محمد عبد القادر عطية: الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق ، الطبعة الثانية، الدار الجامعية، الإسكندرية، ج م ع - 2000 .

15-[و.فاندل-92] والتر فاندل : السلاسل الزمنية من الوجهة التطبيقية ونماذج بوكس- جنكنز، تعريب عبد المرضي حامد عزام، دار المريخ للنشر، الرياض، م ع س-1992.

16-[ع.غ.محبوب-82] عادل عبد الغني محبوب : الإقتصاد القياسي، إيكونومتركسس ، مطابع مديرية الكتب للطباعة والنشر جامعة الموصل، العراق-1982.

17-[ن.إ.ن الله-02] نعمة الله نجيب إبراهيم: مقدمة في مبادئ الإقتصاد القياسي، مؤسسة شباب الجامعة ، الإسكندرية، ج م ع- 2002 .

ب - باللغات الأجنبية :

18-[G.ANSION-90] GUY ANSION
Les méthodes de prévision en économie
Ed .Amand Colin ,Paris.France -1990

19-[G.BRESSON-95] BRESSON George et PIROTTE Alain
Econométrie des séries temporelles - Théorie et Application
Edition PUF.France-1995

20-[P.J.BROKWELL-91] Peter. J.BROKWELL - Richard .A.DAVIS
Time Series :Theory and Methods
Springer -Verlag - New york INC.2nd Edition. USA -1991

21-[C.CHATFIELD-96] CHRIS CHATFIELD
The Analysis Of Time Series , An Introduction
CHAPMAN & HALL / CRS, 5th Edition . FLORIDA .USA-1996

22-[B.COUTROT-84] B.COUTROT et F.DROESBEKE
Les méthodes de prévision en économie
Que sais-je .Ed PUF Paris.France -1984

23-[J. J.DROESBEKE-94] Jean Jaque DROESBEKE - Bernard FICHET- Philipe TASSI
Modélisation ARCH
Théorie statistique et application dans la domaine de la finance
Edition de L'université de Bruxelles. Belgique-1994

24-[W.A.FULLER-96] Wayne A .FULLER
Introduction to Statistical Time Series
John willey and sons .INC. New York .USA-1996

25-[C.GOURIEROUS-95] C.GOURIEROUS et A.MONFORT
Séries temporelles et modèle dynamiques
Ed Economica . 2ème édition , Paris. France -1995 .

26 -[C.W.J.GRANGER -86] C.W.J.GRANGER et Paul NEWBOLD
Forecasting economic time series
Academic Press .INC .California .USA - 1986

27-[W.GREENE-05] William GREENE
Econométrie
Pearson Education . 5ème édition .France - 2005.

28 -[J.D.HAMILTON -94] James Douglas HAMILTON
Times series Analysis
Princeton university press .Princeton. New jersey. USA - 1994

29-[G.M.JENKINS -94] Gwilym M. JENKINS-George E.O.BOX -Gregory C.REINSEL
Time Series Analysis : Forecasting and control
Prentice - Hall , new Jersey3rd edition .USA- 1994.

30 -[J.JOHNSON -99] Jack JOHNSON et John DINARDO
Méthodes économétriques
Economica , Paris .France - 1999

31- [C.MARMUSE-83] C.MARMUSE
Les Aides à la décision
2ème édition , Ed Fernand Nathan - 1983.

32-[A.SPANOS-86] Aris SPANOS
Statistical Foundations of Econometric Modeling
Cambridge University Press - 1986 .

33 - [M.TENANHAUS -94] M.TENANHAUS
Méthode Statistique En Gestion
Ed .Dunod , Paris. France - 1994 .

34 -[R.S.TSAY-02] RUEY, S TSAY
Analysis of financial Time series
John Willey and Sons .INC .New York .USA-2002 .

35 -[J.C.USINER -82] Jean Claude USINIER et Régis BOURBOUNNAIS
Pratique de la prévision à court terme
Conception de Système de prévision
Ed .Dunod , Paris. France - 1982 .

36 -[G.VANGREVELINEGHE-73] G.VANGREVELINEGHE
Econométrie
Ed Hermann, Paris. France - 1973 .

2- الأطروحات و الرسائل والمجلات :

1-[ش .الوافي- 98] شهرزاد الوافي : الطاقة الكهربائية في الجزائر، محاولة التوقع بالإستهلاك باستخدام نماذج قياسية، مذكرة مكملة لنيل شهادة الماجستير، فرع إدارة الأعمال، كلية العلوم الإقتصادية والتسيير، جامعة قسنطينة- 1998 .

2-[ع.ق.بابا-79] عبد القادر بابا : دراسات استخدامات وتطورات نموذج المدخلات والمخرجات مع محاولة تحليلية لجدول المدخلات والمخرجات TES الجزائري ، رسالة لنيل شهادة الماجستير في العلوم الإقتصادية، فرع التخطيط جامعة الجزائر- 1979 .

3-[ع.ق.بوالسبت-01] عبد القادر بوالسبت : دراسة تحليلية وتنبؤية لإنتاج الحبوب الشتوية في الجزائر، رسالة ماجستير،جامعة قسنطينة ، كلية العلوم الإقتصادية والتسيير، جامعة قسنطينة- 2001 .

4-[ز.حوري-89] حوري زينب :تقييم الأداء في منشأة صناعية،حالة تطبيقية عن المقاولة العمومية لصناعة المواد والأثاث قسنطينة للفترة 80-84 ، معهد العلوم الإقتصادية ، جامعة قسنطينة - 1989 .

5-[ب.خنخار-01] بوزيد خنخار : وظائف الإدارة المالية على مستوى المنشأة الإقتصادية مع تطبيق في المؤسسة الجزائرية، دراسة حالة بشركة الخزف الصحي بالميلية، كلية العلوم الإقتصادية والتسيير، جامعة قسنطينة-2001 .

6-[س .رجال- 84] السعدي رجال :أسس استخدام جدول التشابك في التنبؤ بهيكل التعليم في الجزائر، رسالة ماجستير، معهد العلوم الإقتصادية،جامعة قسنطينة- 1984 .

7-[س .رجال- 98] السعدي رجال : نمذجة خطة تنموية، دراسة تطبيقية على الإقتصاد الجزائري من خلال معطيات الخطة الخماسية الأولى (80- 84) ، أطروحة مقدّمة لنيل دكتوراه دولة في العلوم الإقتصادية، فرع الإقتصاد الكمي، كلية العلوم الإقتصادية والتسيير، جامعة قسنطينة-1998.

8-[س.عطيوي-98] سميرة عطيوي : تحسين التوقع بالطلب على المنتوجات الصيدلانية، دراسة تطبيقية بمؤسسة أنكوفارم، رسالة ماجستير، معهد العلوم الإقتصادية، جامعة قسنطينة- 1998.

9-[س .مرابط-02] ساعد مرابط :التوقع بالمبيعات على المدى القصير باستعمال طريقة بوكس- جنكينز، دراسة حالة بالمؤسسة الوطنية لصناعة اللوالب والسكاكين والصناعي(B.C.R)، وحدة عين الكبيرة، سطيف،رسالة ماجستير، كلية العلوم الإقتصادية والتسيير،جامعة منتوري- 2002.

10-[Z.BELOGBI -05] **Zakïa BELOGBI**
Adaptation du modèle macro économétrique de Haque et Alii à l'économie Algérienne ,
Thèse pour l'obtention du diplôme de doctorat d'état en science Economiques,Option :Econométrique ,
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion ,
Université D'ALGER . 2004-2005.

12-[ONS -03] **Collection statistique N°111-2003**
Séries E:Statistique Economique N°29

13-[م .ف.السباعي-01] د.السباعي محمد الفقي:بحث بعنوان نحو استراتيجيه لإدارة خطر سعر الفائدة بالبنوك التجارية مجلة المال و الصناعة،بنك الكويت الصناعي، الكويت، العدد التاسع عشر- 2001 .

14-[م.ن.الخياط -83]   ملم نسيب الخياط : تقويم تجربة التوقع الإقتصادي، مجلة النفط والتعاون العربي، منظمة الأقطار العربية المصدرة للبترول، العدد 54 - 1983 .

3- المكتبة الإلكترونية :

1 - [إ.بختي-06]   إبراهيم بختي: نمذجة التنبؤ بالمبيعات ، (اطلع عليه يوم 5 مارس 2006)،[على الخط]، http:// bbeckti.online.fr

2- [إ.بختي-06]   إبراهيم بختي: دليل إجراءات إعداد مذكرة التخرج ، (اطلع عليه يوم 5 مارس 2006)،[على الخط]، http:// bbeckti.online.fr

3 - [ع. بري-02]   عدنان عبد الرحمن برّي :طرق التنبؤ الإحصائي (الجزء الأول)، (اطلع عليه يوم 10 أكتوبر 2006) [على الخط]، http://www.abarry.net/or/or221book1.pdf

4- الموقع الإلتروني لمجمع ERCE: (اطلع عليه يوم 2006/12/15)،[على الخط]، www.erce-dz.com

5- الموقع الإلتروني لبوابة الجزائر(اطلع عليه يوم 2007/1/20) ،[على الخط] ، http:www.babeldjazair.com/models.php؟name:news&file

6-[Y.ARAGON-04]   Yves ARAGN
Introduction aux Séries temporelles , septembre 2004
(page consulter le 25 AVRIL 2006) , [En Ligne] ,
http:// w3.univ-tlse1.fr / GREMAQ / statistique / yves web / docs / lup-cours.pdf

7-[M.V.ASOKAN-01] M.V.ASOKAN, Shoja'Eddin CHENOURI ,Basili Khalil Mahmoobadi
Projet Roport on : ARCH and GARCH models , Departement of Statistics & Acturial Sciences ,University of Waterloo , Canada ,
(page consulté le 5 AVRIL 2006), [En Ligne] ,
http:// www.math.unwaterloo.ca /~ schnour/ stat 929.pdf

8-[M.BOUTAHAR -05]   Mohamed BOUTAHAR
MASTER M2-AE2 PRO :Econométrie Bancaire et Financière
Analyse des Séries Chronologiques ,
(page consulté le 4/2/2006) , [En ligne] ,
http://lumimath.univ-mrs.fr/~boutahar/AE2PRO.pdf

9-[G.CHEVILLON-04]   Guillaume CHEVILLON,*OFCE et Université D'oxford* ,
Janvier 2004 Pratique des séries temporelles ,
(page consulté le 10 AVRIL 2006), [En Ligne] ,
http:// www.guillaume .chevillon.free.fr/lecture notes.pdf

10-[C.HURLIN-04] **Christophe HURLIN**
Master ESA , Econométrie et Statistique Appliquée.
Université D'Orléon économétrie pour la finance
(page Consulter le 20/05/2006) , [En Ligne] ,
http://www.dauphine.fr/eurisco/ch_cours/cour_finance.pdf

11-[C.G.RENFRO-03] **Charles G. RENFRO**
Econometric Software : The first Fifty years in perspective
(page consulté le 4 AVRIL 2006) , [En Ligne] ,
http:// w3.Autobox.com / pdfs / econometrics.pdf

الملخصات

الملخـــــص :

يُعتبر التوقع الصحيح القائم على الأسس العلمية والطرق الرياضية والإحـصائية جـوهر الإدارة، ولـذا قمنـا في هـذا البحـث بتطبيق أشهر طرق التوقع بالمبيعات وهي طريقة بوكس–جنكنز(1970)، والـتي تعتـبر كفـن يعتمـد علـى الممارسـة وخـبرة الباحث أكثر من اعتمادها على قواعد تابثة، وذلك بالمرور بالمراحل الأربعة إنطلاقاً من تحديد شكل النمـوذج، سـواءًا كـان في شكله البسيط ARMA، أو الموسّع SARIMA في حالة وجود المركبة الموسمية، ثم تقدير معلماتـه، وأخـيرًا التوقـع باسـتعمال النموذج المختار بعد تشخيصه والتأكد من أن بواقيه تشكل صدمات عشوائية، الشيء الذي جعلها وحسب العديد من الأبحـاث تتفوق بشكل هائل في جميع الميادين التطبيقية على طرق التمليس الأسي، والـتي تفـترض وجـود قـانون أساسـي معـيّن تتبعـه السلسلة الزمنية، وهذا ما أثبتناه من خلال المقارنة بين نتائج طريقتي التمليس الأسي و بوكس–جنكنز .

إلا أنه وبرغم انتشار استعمال نماذج ARMA، إلا أنها تعاني قصورًا هي أنها مبنية على أساس ثبـات التبـاين، إلا أنـه في الواقع فإن غالبية السلاسل القياسية تتميـز بعـدم ثبـات التبـاين، وهـذا مـا دفـع R.F.Engle (1982) إلى اقـتراح نمـوذج ARCH الذي يأخذ في الإعتبار عـدم تبـاث التبـاين، كمـا تبعـه T. Bollerslev (1986) بـاقتراح النمـوذج GARCH، والذي يأخذ في الإعتبار قصور النموذج ARCH .

الكلمات المفتاحية :

- التوقع بالمبيعات ،
- تحليل السلاسل الزمنية ،
- شروط الإستقرارية ،
- نماذج ARMA ،
- عدم تبا ث التباين ،
- نماذج ARCH-GARCH .

Summary :

Accurate forecasting based on scientific methods like mathematics and statistics is considered as the essence of management, for this we have applied one of the most famous methods of sales forecasting called BOX-JENKINS method (1970). It is an art which depends on the practice and experience of the researcher rather than relying on fixed rules, and that by passing through four stages: the first stage consists on the identification of the model form. The simple form ARMA or expended SARIMA in the case of the existence of the seasonal combination, the estimation of the model parameters identified, finally forecasting by using the model chosen after diagnostic checking and to make sure that the residuals are random shocks. According to several researches, these models are superior in all areas of application against exponential smoothing methods. This is supposed to be some fundamental law suit of the time series, and is what we prove by comparing the results of exponential smoothing and BOX-JENKINS method.

However, Despite the popularity of ARMA models in forecasting the time series, it have a significant limitation, namely it assumes a constant conditional variance. Most of the econometric data exhibit the non-constant conditional variance, Engle (1982) introduced ARCH model, which allows the conditional variance to change over time, and T. Boolerslev (1986) introduced GARCH model which takes into account the disadvantages of ARCH model .

Key words :

- Sales Forecasting ,
- Time Series Analysis ,
- Stationarity Condition ,
- ARMA models ,
- Heteroscedasticity ,
- ARCH-GARCH models .

Résumé :

La bonne prévision est celle basée sur les méthodes scientifiques, mathématiques et statistiques. Elle est considérée comme le Soubassement de la gestion. Pour toutes ces raisons nous nous intéressons dans cette recherche à l'une des plus célèbres méthodes de prévision des ventes à savoir la méthode de BOX- JENKINS (1970).Cette méthode est considérée comme un art qui dépend de la pratique et de l'expérience du chercheur plutôt que des règles fixes. Elle passe par quatre étapes : La première étape consiste en l'identification de la forme du modèle, forme simple ARMA et la forme dans le cas de l'existence de la composante saisonnière se nomme SARIMA , La seconde étape consiste à estimer les paramètres du modèle identité. L'étape finale consiste en la prévision en utilisant le modèle choisi après le diagnostic qui vérifie que les résidus sont des processus de chocs aléatoires. Ce qui permet à ce type de modèle d'être supérieur dans tous les domaines d'application sur les méthodes de lissage exponentiel, qui elles supposent l'existence de loi fondamentale suivi par la série chronologique. Ce que nous essayons de prouver parle biais de la comparaison entre les résultats des méthodes de lissage exponentiel et la méthode de BOX-JENKINS.

Cependant, en dépit de la popularité des modèles ARMA dans la prévision des séries chronologiques, ceux-ci ont une limite significative, à savoir la constance de la variance conditionnelle. Mais en réalité la majorité des données économétriques ont montré le caractère hétérogène de la variance conditionnelle. R.F.Engle (1982) a présenté le modèle ARCH, qui considère que la variance conditionnelle n'est pas constante. Pour palier aux insuffisances dans le modèle ARCH. T.Boolerslev (1986) a présenté le modèle GARCH .

Mots clé :

- Prévision des ventes ,
- Analyses des séries chronologiques ,
- les conditions de stationnarité ,
- les modèles ARMA ,
- Hétéroscédasticité ,
- les modèles d'ARCH-GARCH .

فهرس الجداول والأشكال والملاحق

فهرسة الجداول

=*=*=*=*=*=

فهرسة الأشكال

=*=*=*=*=

فهرسة الملاحق

=*=*=*=*=*=

فهرس المحتويات

الفهـــــــرس

==*=*=*

الفصل الثاني : طريقة بوكس – جنكنز لتحليل السلسلة الزمنية العشوائية

الفصل الثالث: التوقع بواسطة نماذج ARCH-GARCH

الفصل الرابع: التعريف بالشركة وتشخيص المزيج التسويقي

الفصل الخامس : الدراسة التطبيقية