

الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية



وزارة التعليم العالي والبحث العلمي

جامعة الدكتور الطاهر - سعيدة"

كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير

مذكرة تخرج لنيل شهادة الماستر

في شعبة علوم اقتصادية - تخصص: طرق الكمية في تسيير

بعضوان:

**محاولة التنبؤ بمبيعات شركة الإسمنت SCIS
باستخدام
منهجية (Box-Jenkins)**

تحت إشراف:

صوار يوسف

إعداد الطالب:

تاهاى محمد أمين

أعضاء اللجنة المناقشة:

الدكتور.....رئيسا

الدكتور.....مشرفا

الدكتور.....ممتحننا

الدكتور.....ممتحننا

السنة الجامعية: 2012-2013

تشكرات

من لا يشكر الله لا يشكر الناس

اللهم إقبل العمل مع قلته، واجهد مع ضالته، والسعي مع شوائبه

عز جاهك وجل ثنائك ولا إله إلا أنت .

أتوجه بجزيل الشكر إلى الأستاذ الفاضل *صوار يوسف* .

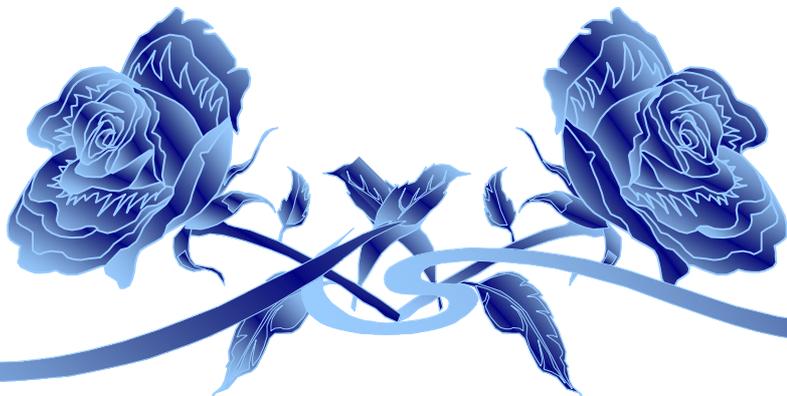
الذي كان جديا في عمله، وحريصا على أن تكون هذه المذكرة ثمرة جهدي

وعصارة أفكاره فله مني أرقى عبارات الشكر والإمتنان .

وإلى جميع أساتذة العلوم الإقتصادية والتجارية وعلوم التسيير

الذين كان لهم الفضل في تنمية معارفي، ولا أنسى أمي العزيزة التي لها الفضل بعد

الله عز و جل .



الإهداء

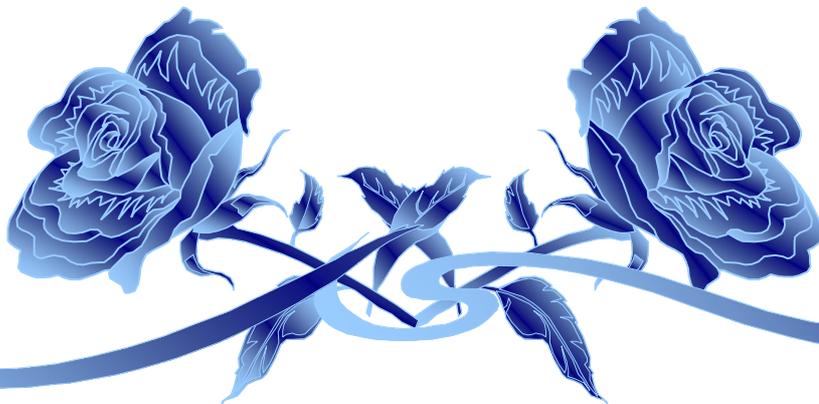
لكل إنسان أمل يجعل له نورا في هذه الدنيا يحقق به غايته ، و عند بلوغ هذه الغاية يكون أشبه بمن يلمس الشمس بيديه فغايته أن أكون قد بلغت رسالتي و التي أهديتها :
لي التي لا مثيل لها إذا اشتبهت ، و لا أنيس غيرها إذا كرهت ، و لا صدر أوسع من صدرها إذا فرغت ،
و لا حنانا أزكى من حنانها إذا مرضت إلى من هي رجائي في حزني ، إلى التي تملك مفتاح الحنان ، و
عطفها يفوق تخيل الإنسان إليك : أمي ثم أمي ثم أمي ... "أمي خيرة" حفظك الرحمن و أطال الله في
عمرك يا أغلى من روحي .

إلى أعز ما في الوجود إلى من كتبت إسمه بأحرف من ذهب في قلبي إلى الذي علمني أصول الحياة ، و رسم
طريق حياتي ، ولولاه لما وصلت إلى ما أنا فيه إلى أحن أب في الدنيا والذي العزيز حفظه الله و أطال في
عمره "بن ديدة" .

إلى جدي *عائشة* رحمها الله و أسكنها فسيح جنانه والتي كان لها الفضل الأكبر في رسم طريق النجاح
إلى من قاسموني سعادتي و أحزاني و ربطني بهم أسمى معاني الحب و الوفاء إلى خالتي *سعدية ومعزوزة*
إلى أعز الأحاب الذي كان بمثابة الوالد والصديق و العراب *ميمون*
إلى الجد *محمد* الذي ساندني وأرشدني في هذه الحياة وإلى الجدة الغالية *مرابطة*
و إلى جميع أفراد عائلة تاهي

إلى الأستاذ الذي لم يكشر يوما في وجهي وفتح لي أبواب المعرفة والنصح والإرشاد و الذي يستقبلني دوما
بتسامته والذي كان بمثابة الأخ و الصديق و الأب الدكتور "صوار يوسف" و كل عائلته حفظهم الله عز
وجل .

إلى جميع الزملاء في دفعة التخرج 2012 وجميع الأساتذة
إلى كل من صادفتهم ابتسامتي و صادفتني ابتسامتهم فاحتلوا مكانا في قلبي.



الملخص :

في ظل السياسة التنموية التي تتبناها الدولة في دعم المشاريع العمومية، و التي جعلت هذه الأخيرة بمثابة ورشة بناء، و نظرا لما تشهده السوق الجزائرية من صعوبات (إنقطاعات) في تمويل تلك المشاريع بمادة الإسمنت والتي تعتبر مادة إستراتيجية، ارتئينا أنه من الضروري إجراء دراسة قياسية هدفها التنبؤ بمبيعات شركات الإسمنت، وذلك بتطبيق منهجية (Box-Jenkins) في دراسة و تحليل السلسلة الزمنية ، بهدف التنبؤ، حيث تم إختيار سلسلة زمنية قصدية تمثلت في المبيعات الشهرية لشركة الإسمنت بدائرة الحساسنة للمدة من جانفي 2002 إلى غاية ديسمبر 2012 كدراسة تطبيقية. و تم التوصل إلى أن سلسلة البيانات الشهرية لمبيعات الإسمنت غير مستقرة و تحتوي على إتجاه عام، مما يعني أن نموذج التنبؤ الملائم من النوع TS، وتم الإعتماد على أساليب الإقتصاد القياسي بإستخدام البرنامج التطبيقي eviews7 لإجراء التنبؤ .

الكلمات المفتاحية: التنبؤ بالمبيعات، منهجية بوكس - جينكيز، TS: نموذج الإتجاه العام .

Abstract:

-In light of the Development Policy adopted by the State in support of public projects have made this a recent building workshop, the Algerian market of difficulties (interruption) in supply cement those projects with a substance which is a strategic material, we have seen that it is necessary to have a study to predict record sales cement companies, by applying the methodology (box-jenkins) in study and analysis of time series, with a view to predicting, , where selected time series represented in monthly sales in the region of Hsasna Circle Cement Company for as long as from January 2002 to december 2012 applied study. And it was found that a series of monthly data for sales of cement is unstable and contains the general trend, which means that the model of predictability of the appropriate type TS rely on the econometric methods applied using the program eviews 7 for predictability.

Key words: Sales preduct, Méthodology Box-Jenkins, TS: Trend Stationnary.

قائمة المحتويات

الصفحة	الموضوع
	التشكرات الإهداء الملخص قائمة المحتويات قائمة الجداول قائمة الأشكال قائمة الملاحق
أ	مقدمة
أ	أ- تمهيد
ب	ب- طرح الإشكالية
ب	ت- فرضيات البحث
ب	ث- مبررات إختيار الموضوع
ج	ج- هدف البحث
ج	ح- حدود الدراسة
ج	خ- منهج البحث و الأدوات المستخدمة
ج	د- صعوبات الدراسة
د	ذ- هيكل البحث
2	الفصل الأول: الإطار النظري والدراسات السابقة
3	المبحث الأول: الأدبيات النظرية
3	المطلب الأول: التنبؤ بالمبيعات
3	1-1-1 مفهوم التنبؤ
3	2-1-1 مستويات التنبؤ
6	3-1-1 خطوات عملية التنبؤ
8	1-2-1 مفهوم التنبؤ بحجم المبيعات
9	2-2-1 أهمية التنبؤ بحجم المبيعات
10	3-2-1 تقسيمات أساليب التنبؤ
11	المطلب الثاني : مركبات السلسلة الزمنية و طرق الكشف عنها

14	2-1 كشف مركبة الإتجاه العام
14	2-1-1 الإختبارات الحرة
14	2-1-2 الإختبارات غير الحرة
15	2-2 كشف مركبة الفصلية
15	2-2-1 الإختبارات الحرة
16	2-2-2 الإختبارات غير الحرة
17	المطلب الثالث : الإستقرارية .
17	3-1 التعريف و الخصائص
17	3-2 إختبارات التشويش الأبيض
28	3-3 دالة الارتباط الذاتي الكلية
28	3-4 دالة الارتباط الذاتي الجزئية
29	3-5 كيفية إزالة عدم الإستقرارية في السلاسل
30	المطلب الرابع : تحليل السلاسل الزمنية بإستخدام (ARIMA)
30	4-1 نماذج ARIMA
41	4-2 مراحل تطبيق منهجية Box & Jenkins
43	4-2-1 مرحلة تحديد (تمييز) النموذج
50	4-2-2 مرحلة تقدير معالم النموذج
54	4-2-3 مرحلة تشخيص (إختبار) النموذج
59	4-2-4 مرحلة التنبؤ
65	المبحث الثاني : الدراسات السابقة
70	الفصل التطبيقي : الدراسة الميدانية
71	المبحث الأول : الطريقة و الأدوات
71	1-1 نبذة عن شركة الإسمنت SCIS
72	2-1 الموقع الجغرافي للشركة
72	2- مجتمع وعينة الدراسة
73	3- متغيرات الدراسة
73	4- أسلوب جمع البيانات
73	5- الأدوات المستخدمة في الدراسة
74	المبحث الثاني : نتائج الدراسة و المناقشة

74	1- دراسة الإستقرارية.
79	2- تحديد النموذج
79	3- تقدير النموذج
80	4- تشخيص النموذج
82	5- التنبؤ
84	النتائج والتوصيات
84	1- الإستنتاجات
84	2- التوصيات
87	الخاتمة العامة
89	المراجع
94	الملاحق

قائمة الجداول

الصفحة	العنوان	رقم الجدول
47	طبيعة النموذج وفق منحى الارتباط الذاتي	1
73	كميات مبيعات شركة الإسمنت بالحاسنة للمدة من (2002 إلى 2012)	2
76	نتائج دالة الارتباط الذاتي الكلية و الجزئية "Corrélogramme"	3
78	نتائج إختبار جذر الوحدة ل ديكي - فولار	4
79	نتائج تقدير معالم النموذج TS بإستخدام طريقة MCO	5
80	نتائج كشف إستقرارية السلسلة الجديدة بالإعتماد على "Corrélogramme"	6
81	نتائج دالة الارتباط الكلية و الجزئية "Corrélogramme" لإختبار البواقي	7
83	مقارنة بين القيم التنبؤية و القيم المحققة للمبيعات	8

قائمة الأشكال

الصفحة	العنوان	رقم الشكل
8	خطوات عملية التنبؤ	1
11	مركبة الاتجاه العام بميل موجب	2
11	مركبة الاتجاه العام بميل سالب	3
12	المركبة الفصلية	4
13	المركبة الدورية	5
13	المركبة العشوائية	6
25	منهجية مبسطة لإختبارات الجذر الأحادي	7
32	دالة الارتباط الذاتي العينية للسيرورة $MA(1)$	8
42	خطوات منهجية <i>Box-Jenkins</i>	9
74	تغيير كميات مبيعات الإسمنت للمدة من (2002 إلى 2012)	10
82	نتائج إختبار التوزيع الطبيعي للبواقي	11

قائمة الملاحق

الصفحة	العنوان	رقم الملحق
94	جداول ديكي- فولر - TBLES DE DICKEY- FULLER	1
95	جدول توزيع كاي تربيع Table de la loi du chi deux	2



أ- تمهيد:

لقد أصبح الإتجاه العام في البحوث والدراسات الإقتصادية و الإجتماعية و الإدارية هو إستخدام طرق القياس الكمية و وسائل الإقناع الإحصائية و ذلك لتحديد الخصائص و إبرازها و تحليل العلاقات المتشابكة و المتبادلة بين الظواهر على أساس موضوعي غير متحيز ، فعلم الإحصاء يعطي العديد من الطرق و الأساليب اللازمة للقيام بالدراسات و البحوث بحيث تعتبر السلاسل الزمنية من بين أهم الأساليب الإحصائية التي يمكن من خلالها معرفة طبيعة التغيرات التي تطرأ على قيم الظاهرة مع الزمن و تحديد الأسباب و النتائج و تفسير العلاقات المشاهدة بينها و التنبؤ بما سيحدث من تغير على قيم الظاهرة في المستقبل على ضوء ما حدث لها في الماضي .

هذا ما يجعل التنبؤ بحجم أي ظاهرة في المستقبل أمر مهم يساعد في فهم سلوكيات الظاهرة مع الزمن ، و بالتالي كيفية مواجهتها، فلا يمكن وضع خطط مستقبلية لمواجهة الظاهرة إلا بتحديد أبعادها المستقبلية و معرفة شكل هذه الأبعاد و أنماطها، وتشكل مبيعات الإسمنت ظاهرة داخل المجتمع لها طابع حركي (ديناميكي) ، لأنها غير ثابتة إذ تتأثر بتغير و تنوع حاجات الأفراد ،بالإضافة إلى كثرة المؤسسات الناشطة في هذا المجال الأمر الذي يستدعي القيام ببحوث التسويق والتي بدورها تلجأ إلى الإعتماد على أساليب التحليل سواء الكمية منها أو النوعية وهذا لا يقتصر على التسويق فحسب بل يمتد ليشمل جميع فروع الإدارة من تنظيم و أفراد و إنتاج و نظم المعلومات و وظائفها بما فيها و وظيفة البيع و التنبؤ بالمبيعات . إذ أن القيام بالنشاط التسويقي في بيئة و ظروف مستمرة التغير يظهر الحاجة إلى التنبؤ ، و قد تظهر أهمية هذا الأخير في تحديد المؤسسة لمبيعاتها المستقبلية حتى تعرف كيف تتجاوب معها (أي إتخاذ القرارات المناسبة).

إذا أتينا على مؤسساتنا في هذا المجال و في ظل الإقتصاد المفتوح أصبح عليها العمل بمنطق (إنتاج ما يمكن بيعه لا يبيع ما يمكن إنتاجه) مما يخلق جو من المنافسة ، هذه الأخيرة أجبرت المؤسسات الجزائرية على القيام بالتنبؤ بمبيعاتها للحفاظ على حصتها من السوق أولا ثم تحقيق أهدافها ثانيا .

ونظرا لما تشهده السوق الجزائرية من أزمة (زيادة الطلب) على مواد البناء (الإسمنت ، الجير،...) و التي تعزى للسياسة التنموية التي تبنتها الدولة كتمويل المشاريع العمومية الضخمة (مثل : بناء المسجد الأعظم) بالإضافة إلى إنجاز آلاف الوحدات السكنية على غرار الطريق السيار شرق غرب و شمال جنوب ، كان لابد من إجراء دراسة قياسية هدفها التنبؤ بمبيعات شركات الإسمنت وذلك في محاولة لمساعدة مسؤولي الشركات على ترشيد

قراراتهم ، بحيث تم إختيار سلسلة زمنية تمثلت في كميات المبيعات الشهرية لشركة الإسمنت بدائرة الحساسنة للفترة (2002 - 2012) كمثال تطبيقي .

طرح الإشكالية :

إنطلاقاً مما سبق جاءت إشكالية البحث و التي مفادها :

هل من الممكن تطبيق منهجية بوكس-جنكينز (Box-Jenkins) للتنبؤ بمبيعات شركة الإسمنت محل الدراسة ؟

ومن هذه الإشكالية تفرعت الأسئلة التالية :

- ✓ هل سلسلة مبيعات الإسمنت لشركة الحساسنة مستقرة ؟
- ✓ ما مدى ملائمة منهجية Box-Jenkins للتنبؤ بمبيعات شركة إسمنت الحساسنة ، ومن تم ما هو أنسب نموذج ARIMA للتنبؤ بمبيعات هذه المؤسسة إن أمكن؟

أ- فرضيات البحث :

وبناء على الإشكالية السابقة و الأسئلة المتفرعة عنها ،قمنا بصياغة الفرضيات التالية بغية معالجة موضوع البحث :

- ✓ تعتبر سلسلة مبيعات شركة الإسمنت غير مستقرة .
- ✓ ملائمة منهجية Box-Jenkins للتنبؤ بمبيعات الشركة على المدى القصير .
- ✓ يمكن بناء نموذج تنبؤي لمبيعات الإسمنت بالإعتماد على نماذج ARIMA

ب- مبررات إختيار الموضوع :

- إن من أهم الأسباب التي أدت بنا إلى تناول هذا البحث دون غيره هي محاولة لفت نظر صانعي القرار و دعوتهم إلى إستعمال أساليب كمية من شأنها المساعدة على رسم و تحديد الخطط المستقبلية و بناء توقعاتهم و وفق أسس علمية كمية .
- القيام بإبراز دور الأساليب الكمية كأسلوب Box-Jenkins في رصد التغيرات الطارئة على سلسلة المبيعات و دعوة هذه المؤسسات على الإستفاقة و مواكبة هذا التطور الحاصل في هذا المجال .

- محاولة الوقوف أمام مشكلة أزمة الطلب على مادة الإسمنت التي يشهدها السوق الجزائري خاصة في الأونة الأخيرة و ذلك بالإعتماد على أساليب كمية من شئنها المساعدة على ترشيد و دعم القرارات .

هدف البحث :

يهدف هذا البحث إلى التنبؤ بالمبيعات الشهرية في مصنع الإسمنت بدائرة الحساسنة من خلال تطبيق منهجية Box-Jenkins في محاولة لبناء أنسب نموذج يساعد على التنبؤ بالمبيعات المستقبلية للشركة ، بالإعتماد على بيانات حقيقية تمثل حجم المبيعات الحقيقي لشركة الإسمنت .

ت- حدود الدراسة : تتمثل حدود الدراسة في :

1. الحدود الزمنية : وتغطي مبيعات شركة الإسمنت بدائرة الحساسنة للمدة من جانفي 2002 إلى ديسمبر 2012 .

2. الحدود المكانية : تم تطبيق منهجية Box – jenkins (ARIMA) لتحليل البيانات الخاصة بمعدلات المبيعات لشركة الإسمنت في دائرة الحساسنة ،بلدية موجران ،ولاية سعيدة ،الجزائر .

ث- منهج البحث و الأدوات المستخدمة :

للإجابة على الإشكال المطروح و تحليل أبعاد الموضوع و الإلمام بجوانبه إعتمدنا على المنهج الوصفي التحليلي ،ولجأنا إلى تطبيق منهجية Box-Jenkins بغرض إظهار أهمية الأساليب الكمية للتنبؤ بالمبيعات. وذلك بالإعتماد على برنامج EVIEWS 7 .

صعوبات الموضوع :

إن من بين الصعوبات التي إعترضتنا في إنجاز هذه الدراسة هو :

- قلة المراجع و المصادر المتخصصة التي تطبق منهجية Box-Jenkins في عملية التنبؤ باللغة العربية .
- غياب قاعدة بيانات داخل المؤسسة تشمل إجراء مثل هذه الدراسات .

هيكل البحث :

للتأكد من صحة الفرضيات السابقة إعتدنا في تنظيم دراستنا على المنهجية التالية التي يمكن حصرها في فصلان (فصل نظري ، و فصل تطبيقي) مرتبطة و متسلسلة على النحو التالي :

مقدمة:

تتضمن فكرة شمولية عن الدراسة وأهدافها وأهميتها وأسئلتها وعناصرها وفرضياتها المختلفة التي تغطي أهدافها، ومحدداتها وخطتها.

الفصل الأول: الإطار النظري للدراسة Conceptual Therotical Framework

المبحث الأول: يتناول الأدبيات النظرية وتم تقسيمه إلى أربعة مطالب متسلسلة كالآتي :

المطلب الأول : حاولنا فيه توضيح ماهية التنبؤ بالمبيعات بالإضافة إلى تحديد مستوياته وأهميته .

المطلب الثاني : تناول مفهوم السلسلة الزمنية مع توضيح جميع مركباتها وطرق الكشف عنها .

المطلب الثالث : عمدنا في هذا الجزء إلى إعطاء فكرة عامة عن الإستقرارية وخصائصها و بعض الإختبارات التي تساعد في تحديدها.

المطلب الرابع : تم تخصيص هذا الجزء لإبراز كيفية تحليل السلسلة الزمنية بإستخدام منهجية Box-Jenkins .

المبحث الثاني: حُصص لمراجعة الأدبيات السابقة في مجالات التنبؤ بإستخدام منهجية Box-Jenkins ، من خلال الرجوع إلى المقالات العالمية المنشورة في المجلات و عبر الشبكة العالمية (الإنترنت) والتي لها علاقة بموضوع الدراسة.

الفصل التطبيقي: فيشمل الدراسة التطبيقية لمنهجية Box-Jenkins و الذي أخذنا فيه شركة الإسمنت بدائرة الحساسنة كحالة تطبيقية وذلك لتماشي منتج الشركة مع موضوع بحثنا ، وإستخدام معطيات الشركة لإتخاذ القرار .



مقدمة :

يعد التنبؤ أحد عناصر عملية التخطيط إذ لا يمكن بناء خطة بدون تقديرات كبيانات معدة مسبقا تساعد في الإعداد المحكم للخطة، وبما أن أهم نشاط تعرف به المؤسسة أو يمثل واجهة المؤسسة في محيطها هو مبيعاتها أو ما توجد به في السوق، فبات من الأمور المهمة أن تعد تقديرات لمبيعاتها والتي على أساسها توضع باقي تقديرات الوظائف الأخرى من إنتاج وتموين وأفراد... إلخ، و عليه سوف يتم تقسيم هذا الفصل إلى مبحثين الأول يتعلق بالإطار النظري الذي أدى إلى تبني فكرة الدراسة حيث سيتم تقسيمه إلى أربعة مطالب أما المبحث الثاني فقد خصص إلى مراجعة الأدبيات السابقة المتعلقة بموضوع الدراسة .

المبحث الأول : الأدبيات النظرية

المطلب الأول : التنبؤ بالمبيعات :

1-1-1 مفهوم التنبؤ :

صيغت عدة مفاهيم للتنبؤ من طرف العديد من المفكرين الإقتصاديين و من ضمن تلك التعاريف نذكر ما يلي:

تعريف أول : التنبؤ هو عملية عرض حالي لمعلومات مستقبلية باستخدام معلومات تاريخية بعد دراسة سلوكها في الماضي .(مولود حشمان،ص177،1998).

تعريف ثاني: التنبؤ عنصر مهم لجميع إجراءات التسيير إذ يمثل حكم على ما يتوقع أن يحصل داخل أو خارج المؤسسة، و محاولة تحديد ما ستكون عليه جميع العناصر المؤثرة في أداء المؤسسة. (1985,Jean piérre)

تعريف ثالث: يمثل التنبؤ توقع أحداث المستقبل كأن تتنبأ بكمية الإنتاج الصناعي للعام القادم مثلا، وعملية التنبؤ تشمل دراسة إحصائية وكمية للفترات الماضية، وكذلك دراسة الاتجاهات في المستقبل وعلى أساس هذه الدراسات نتوصل إلى وضع إفتراضات للفترة المستقبلية. (فر كوس محمد، 1995)

2-1-1 مستويات التنبؤ :

إن الفترة التي يغطيها التنبؤ و كذا المجال الذي يطبق فيه التنبؤ يمثلان أساسا لتحديد تقسيمات أو مستويات التنبؤ، فمن حيث الفترة التي يغطيها يمكن تقسيم التنبؤ إلى قصير، متوسط وطويل المدى، أما من حيث مجال التطبيق (موضوع أو مجال التنبؤ) فيمكن تقسيمه إلى تنبؤ بالنشاط أو المناخ الإقتصادي العام، التنبؤ بمبيعات الصناعة (أي المناخ العام للصناعة)، التنبؤ بحصة المبيعات التسويقية (أي التنبؤ بنصيب المشروع من السوق).

أ – من حيث الفترة التي يغطيها التنبؤ :

1 – التنبؤ قصير المدى :

يغطي هذا النوع من التنبؤات فترة زمنية أقل من ثلاثة أشهر، كما له نتائج عالية الدقة وبعيدة عن الإحتمال كون أن التغير في الظروف المؤثرة في الأجل القصير يكون أقل منه في الأجل الطويل ، كما أن الأحداث المتوقع

أن تحدث في القريب العاجل يمكن توقعها بسهولة نسبية عن تلك التي سوف تحدث في المستقبل البعيد، وكمثال على ذلك حالة الطقس مثلا (محمد صالح الحناوي، 2001)

وتتمد هذه الفترة التي يغطيها هذا النوع حتى سنة، لكن بشكل عام فإن الفترة الزمنية التي يغطيها التنبؤ قصير المدى هي عادة ثلاثة أشهر، ويتميز بنتائجه السريعة والأكثر دقة في نفس الوقت، لذا نجده واسع الانتشار أكثر من غيره في أغلب المؤسسات، فالعوامل التي تؤثر على الطلب تتغير يوميا، لذلك كلما إمتدت عملية التنبؤ لتغطي فترة أطول كلما قلت الدقة والتحكم أكثر، ويستعمل التنبؤ القصير الاجل لعدة أغراض كتخطيط عمليات الشراء، مستويات الإنتاج و حجم الأعمال .

2 - التنبؤ متوسط المدى :

يغطي هذا النوع من التنبؤات فترة زمنية تتراوح من ثلاثة أشهر إلى ثلاثة سنوات و هذا النوع ذو فائدة كبيرة بالنسبة لمشاكل معينة مثل إمكانية التوسع في تجارة معينة، ويستخدم لأغراض تخطيط المبيعات تخطيط الإنتاج، الموازنات النقدية وتحليل مختلف الخطط التشغيلية .

3 - التنبؤ طويل المدى :

عادة ما يكون لفترة أكثر من خمس سنوات، ويستخدم في التخطيط للمنتجات الجديدة و تقدير المصاريف الرأسمالية، وكذلك إختيار الموقع، وكذلك ميدان البحث والتطوير، وهذا النوع من التنبؤ ليس واسع الإستعمال عكس الأنواع الأخرى .

ب - من حيث مجال التطبيق :

وينقسم نشاط التنبؤ إلى ثلاثة مستويات أولها التنبؤ بالطاقة الإستيعابية للسوق ككل والتي يوفرها المناخ الإقتصادي العام لكل العاملين في الصناعة، ثم التنبؤ بحجم مبيعات الصناعة، يليها التنبؤ بحجم مبيعات المنشأة المرتقبة . (علي رابعة، فتحي ذياب، 2010)

ويمكن عرض العناصر التي يحتاج التنبؤ عموما لتقديرها كما يلي :

1 - التنبؤ بالمناخ الإقتصادي العام :

تختلف الكثير من القرارات الإدارية وفقا للكثير من المؤثرات الإقتصادية العامة، وخاصة التخطيط للنمو و التوسع المستقبلي، وذلك مثل الخطط المتعلقة بشراء وتوفير المعدات الرأسمالية و مستويات الإنتاج والتخزين و برامج التمويل و تصميم المنتجات و الإستثمارات..... إلخ .

و في مقدمة العوامل المؤثرة التي يجري التنبؤ بها وتحديد العوامل البيئية وخاصة السياسات الحكومية و إتجاهات السكان وإتجاهات النشاط الإقتصادي والإجتماعي، هذا فضلا عن الإمكانيات التكنولوجية المستقبلية و دورها بالنسبة للمنشأة، إذ كلما تغيرت هذه الظروف كلما أثرت في زيادة أو نقص حجم النشاط الذي تتعامل فيه الصناعة ككل .

2 - التنبؤ بالمناخ العام للصناعة :

بعد الحصول على معلومات عامة عن المناخ الإقتصادي يسعى المديرون إلى جمع معلومات عن المناخ العام للصناعة التي تعمل فيها المنشأة من خلال التنبؤ بحجم و نوعية المنتجات من المنشآت المنافسة و كذا ما يستورد من الخارج وما يشكله من منافسة بالنسبة للمنشأة، هذا ويتم التنبؤ أيضا بالمستوى التكنولوجي المتوقع في الصناعة، ومدى قدرة المنشأة على إستخدام التكنولوجي، وحتى نصل إلى التنبؤ بالسوق فإن إدارة التسويق تقوم بما يلي :

- أ- تحديد أعلى مستوى ممكن من الطلب بإعتباره يمثل الحد الأقصى لإمكانية السوق في ظل حدوث تغيرات معينة، وبحيث يكون القيام بأي جهود تسويقية جديدة ذات أثر ضعيف على زيادة الطلب .
- ب- التنبؤ بالمستوى المتوقع لطلب الصناعة والذي يمكن الوصول إليه بجهود تسويقية معينة .

3 - التنبؤ بالمبيعات أو بحصة المبيعات التسويقية :

ويقصد بذلك تحديد حجم المبيعات المتوقع تحقيقه من سلعة معينة في إطار خطة تسويقية معينة. أي التنبؤ بنصيب الشركة من السوق الكلية للصناعة .

3-1-1 خطوات عملية التنبؤ :

التنبؤ يكون وفقا لخطوات محددة متعارف عليها من شأنها أن تجعل هذا التنبؤ أقرب ما يكون إلى الصحة (أقرب إلى الفعلي) ويمكن أن نعرض خطوات التنبؤ تدريجيا كما يلي : (سونيا محمد البكري، 2001)

أ - تحديد الغرض من القيام بالتنبؤ ، وذلك لأن المعلومات الخاصة بالتنبؤ يستخدمها مديرو الوظائف المختلفة في مباشرتهم لوظائفهم و إتخاذهم لقراراتهم الإدارية .

فمثلا التنبؤ بالإيراد السنوي قد يكون مفيد لمدير إدارة الإنتاج والعمليات لإتخاذ القرارات المتعلقة بتحديد مستويات الإنتاج والإحتياجات من المواد والعمالة ، لكن مدير إدارة الإنتاج والعمليات قد لا يستفيد من الرقم الإجمالي للتنبؤ مثل مدير التسويق ويحتاج إلى معلومات أكثر تفصيلا ليستطيع إعداد جداول الإنتاج التفصيلية . بما يتفق مع إحتياجات المستهلكين ولهذا لا بد لنظام المعلومات أن يوفر إمكانية تعديل أرقام التنبؤ والذي يمكن أن يتم في أي جزء من المنظمة ليفي إحتياجات المديرين لمختلف الوظائف .

ب - جمع البيانات التاريخية سواء عن الإتجاهات الإقتصادية من المستندات الحكومية أو سجلات الشركة ، وفي حالة المنتجات الجديدة والتي لا تتوفر عنها البيانات الإحصائية التاريخية قد يكون من الضروري إستخدام البيانات المتاحة عن منتجات مشابهة أو منافسة .

ج - عرض البيانات التاريخية على رسم بياني لتحديد مدى وجود نمط معين لإتجاه البيانات سواء أظهرت وجود دورة معينة للبيانات أو وجود بيانات بإتجاهات موسمية تمكن من توقع البيانات في المستقبل ويجب تخليص (تنقية) البيانات التاريخية من أي أحداث حدثت في الماضي وربما لا يتكرر حدوثها في المستقبل، فمثلا قد تكون البيانات الماضية قد تأثرت بوقوع عطل في النظام الألي ولكن تم إصلاح هذا العطل ولن يتكرر ، وبالتالي يكون الصحيح التخلص من هذه البيانات المتعلقة بهذا الوقت ، وينتج عن عرض البيانات التاريخية عبر فترة محددة فهم أحسن للسلوك السابق وتحسين التنبؤ .

د - إختيار نموذج للتنبؤ والذي قد يستخدم في المواقف الإدارية المختلفة وعلى مدير إدارة الإنتاج والعمليات تطبيق النموذج الذي يتماشى مع إحتياجاته .

ه - يتم في هذه المرحلة إجراء التجارب التي تظهر مدى صحة الطرق التي إستخدمت في التنبؤ بالقيم الحقيقية التي ظهرت خلال الفترة الماضية، وعادة ما يستخدم الأسلوب الذي يتيح أصغر متوسط للخطأ، ونستخدمه للتنبؤ بالفترة القادمة .

و- يتم فيها استخدام أسلوب التنبؤ بقيم المتغيرات التابعة إثر حدوثها خلال فترة التنبؤ ويلاحظ هنا استخدام الأساليب ممكن لإنشاء مستوى تحليل موثوق به .

ز - يتم فيها إدماج التأثير الخاص بالعوامل الداخلية و الخارجية على النتائج التي يتم الحصول عليها بإستخدام اسلوب معين للتنبؤ .

ح - يتم فيها متابعة نتائج تطبيق أسلوب التنبؤ عن طريق تسجيل الأداء الفعلي ومراقبة خطأ التنبؤ و على المدير أن يقرر على فترات ما إذا كانت عمليات التنبؤ الحالية تؤدي إلى تنبؤ مقبول، إذا كان الأمر كذلك فإن الأسلوب الذي تم إختياره يستمر في تطبيقه أما في حالة عدم قبول مقدار الخطأ لتجاوزه ما هو مسموح به في هاته الحالة نحتاج إلى أسلوب تنبؤ جديد و هنا نعود إلى الخطوة الثالثة وهكذا تتكرر الدورة في كل مرة .

والشكل أدناه يمثل مختلف الخطوات السابقة :



الشكل 01: خطوات عملية التنبؤ.

المصدر : سونيا محمد البكري، 2001، ص 72

1-2-1 مفهوم التنبؤ بحجم المبيعات :

حاول العديد من مؤلفي الإدارة و الإقتصاد إيجاد تعريف لمفهوم التنبؤ بحجم المبيعات و لعل من بين أبرز هذه المحاولات ما يمكن ذكره في :

تعريف أول : التنبؤ بالمبيعات يعطي مؤشرا عن حجم المبيعات المتوقعة و الذي يمكن تحقيقه من سلعة أو مجموعة من السلع خلال فترة زمنية مقبلة و في ضوء خطة تسويقية معينة .(علي ربابعة، فتحي ذياب، 2010)

تعريف ثاني : التنبؤ بحجم المبيعات هو عبارة عن تغطية واستيفاء لمجموع دراسات بهدف تحديد وبأكبر وضوح ودقة ممكنة لرقم الأعمال بالكمية والقيمة، للمؤسسة ككل ولكل مسؤول له علاقة بادرة المبيعات (Thierry Cuyaubere, Jacques Muller ,1991)

تعريف ثالث : التنبؤ بحجم الطلب هو تقدير حجم وتوقيت الطلب الكلي على منتجات المنظمة على مدى فترات زمنية قادمة. (أحمد سيد مصطفى، 1999)

1-2-2 أهمية التنبؤ بحجم المبيعات :

يتيح التنبؤ معلومات و مؤشرات تسترشد بها الإدارة - عموما- و إدارة المبيعات و إدارة الإنتاج والعمليات بشكل خاص في تصميم الأهداف والإستراتيجيات الإنتاجية، كما تفيد تلك المعلومات والمؤشرات في عملية صنع قرارات الإنتاج و العمليات. الأمر الذي يوضح أهمية هذه العملية في التخطيط لجميع الأنشطة في المنشأة، بحيث يمكن الإعتماد عليها فيها يلي : (محمود ج الصميدعي، ردينة ع يوسف، 2006)

- 1 - تقديم المنتجات التي تلي حاجات و رغبات المستهلكين وفقا للمؤشرات الخاصة لإتجاهات الطلب .
- 2 - إستخدام الموارد المتاحة لدى المنظمة في إنتاج المنتجات التي يقع عليها الطلب في السوق .
- 3 - وضع الميزانيات التقديرية للمبيعات .
- 4 - يعتبر الأساس في تخطيط في مجمل أنشطة المنظمة الإنتاجية و التسويقية و البيعية .
- 5 - تقدير الإيرادات المحتمل الحصول عليها في المستقبل .
- 6 - تقدير تكاليف الأنشطة التي سوف يتم تنفيذها .
- 7 - تحديد الأسعار بالشكل الذي يتسم و طبيعة السوق و قدرات المستهلكين ، وذلك وفق الإيرادات والتكاليف المتوقعة .
- 8 - تحديد نفقات الترويج اللازم إنفاقها ، وذلك وفقا للمبيعات المتوقعة .
- 9 - مراقبة نشاط إدارة المبيعات و رجال البيع و معرفة مدى كفاءتهم في تنفيذ المبيعات المتوقعة (المخطط لها) .
- 10 - يعتبر أساس تخطيط المبيعات .

1-2-3 تقسيمات أساليب التنبؤ:

نظرا لأهمية موضوع التنبؤ بالمبيعات و الطلب فإن هناك الكثير من الطرق و الأساليب التي تستخدم في هذا المجال ، و يمكن أن نحدد مدخلين أو إتجاهين أساسيين أحدهما كمي (نظامي) و الآخر وصفي (غير نظامي). (محمود ج الصميدعي، ردينة ع يوسف، 2010)

1-1- الأساليب الوصفية (غير نظامية) :

و هي عبارة عن تلك الأساليب التي تعتمد على الخبرة و التخمين و دراية العاملين داخل المنظمة و خاصة المتخصصين بشؤون التسويق و المبيعات كرجال البيع، دوائر بحوث التسويق، مدراء المبيعات مسؤولي نقاط البيع التابعة للمنظمة .. إن هذا النوع رغم أهميته إلا أنه في الوقت الحاضر لا يستخدم من قبل المنظمات بسبب عدم دقة الأرقام المتوقعة للمبيعات قياسا بالأرقام الفعلية التي يتم الحصول عليها .

2 - الأساليب الكمية (النظامية) :

إن هذا الإتجاه يعتمد على الطرق الإحصائية و الرياضية في عملية التنبؤ بالمبيعات، و يعتبر السائد في الوقت الحاضر و خاصة بإستخدام برامج خاصة تطبق على الحاسوب ذات نتائج جيدة جدا خاصة عند إختيار الأسلوب المناسب للبيانات المتوفرة مضاف إليها قدرة و خبرة القائم على عملية التحليل .

في الواقع هناك عدة طرق و أساليب كمية متعددة في مجال التنبؤ بالمستقبل و خاصة فيما يتعلق بالتنبؤ بالطلب و المبيعات . و من بين هذه الطرق و الأساليب الشائعة و الأكثر إستخداما في مجال التنبؤ بالمبيعات هي :

- أ- الأساليب التي تعتمد على السلاسل الزمنية .
- ب- الأساليب التي تعتمد على العلاقات السببية .
- ت- الأساليب و الطرق الأخرى .

المطلب الثاني : مركبات السلسلة الزمنية و طرق الكشف عنها .

تعريف السلسلة الزمنية :

تعددت تعاريف السلسلة الزمنية بحسب طبيعة الغرض من الدراسة و بحسب طبيعة طبيعة التخصص ، و من أبرز التعاريف ما يمكن ذكره :

تعريف أول : السلسلة الزمنية هي عبارة عن مجموعة ملاحظات لمتغير ما، عبر فترات زمنية . (joseph G ,1993)

تعريف ثاني :

السلسلة الزمنية هي عبارة عن مجموعة مشاهدات حول ظاهرة ما أخذت بترتيب زمني معين عادة ما يكون فيه تساوي الفترات الزمنية مثل: الساعات ، الأيام ، الأشهر ، أو السنوات.(عوض منصور،2000)

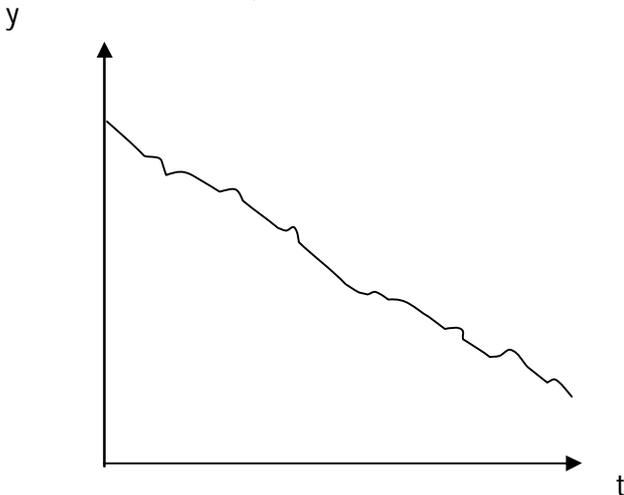
مركبات السلسلة الزمنية : (مولود حشمان،1998)

مركبة الإتجاه العام : (La Tendance Général) :

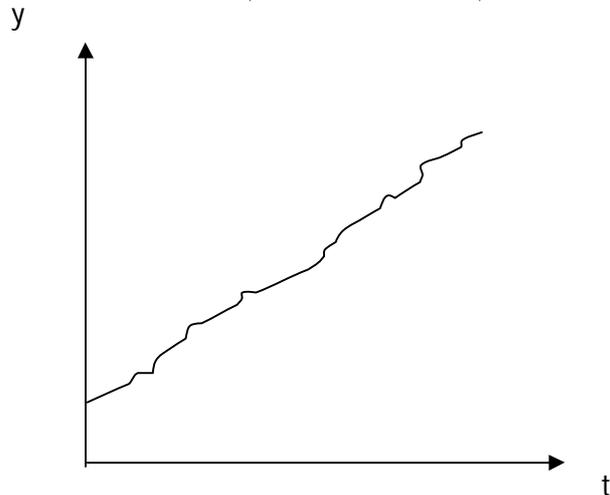
وهو العنصر الذي يقصد به الحركة المنتظمة للسلسلة عبر فترة زمنية طويلة نسبيا ، ويعتبر في العادة أهم العناصر المكونة للسلسلة الزمنية و عادة ما يعتمد كعنصر وحيد في بناء التوقعات المستقبلية .

كما يقصد به تطور السلسلة في الأجل الطويل ، وقد يكون الإتجاه العام تزايديا ، إذا كانت قيمة الظاهرة تتزايد عبر الزمن ، كما قد يكون تناقصيا إذا ما إتجهت قيمة الظاهرة إلى النقصان ، وكذلك قد يأخذ الإتجاه العام شكل الخط المستقيم كما قد يأخذ شكل المنحني ، ويعكس الإتجاه العام تأثير العوامل الطويلة الأجل على السلسلة الزمنية .

الشكل(3): مركبة الاتجاه العام بميل سالب

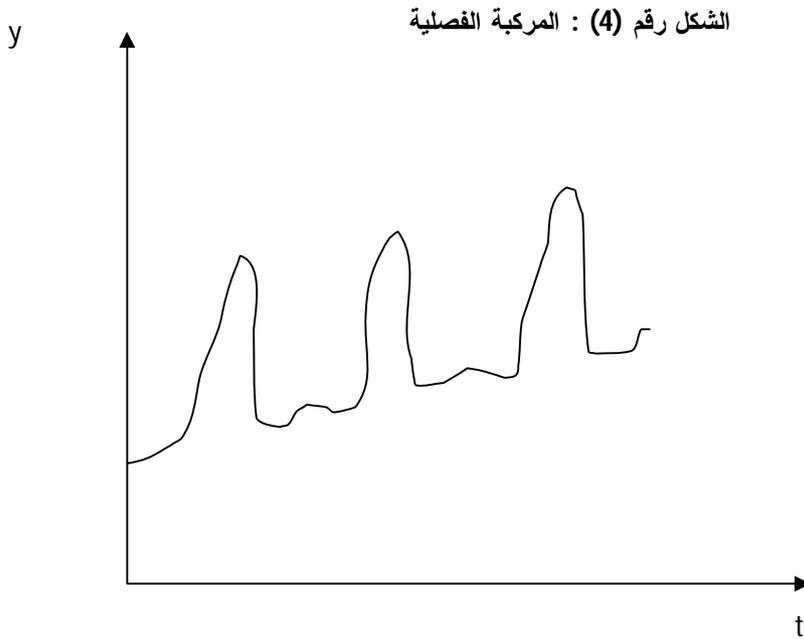


الشكل رقم(2): مركبة الاتجاه العام بميل موجب



المركبة الفصلية (الموسمية) :

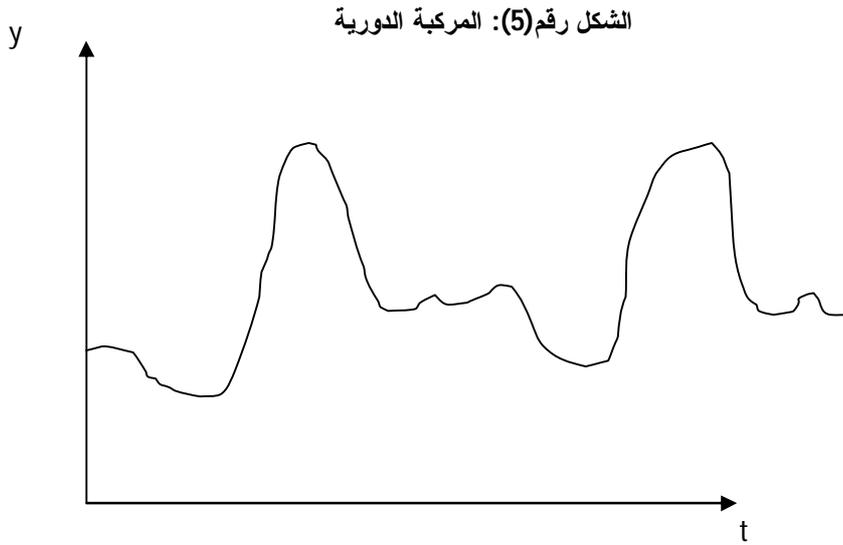
تعبر هذه المركبة عن التغيرات و التذبذبات الموسمية أو الفصلية الناتجة عن التغيرات في الفصول بسبب تأثير عوامل خارجية وهي تتم غالباً بطريقة منتظمة ، في شكل دورات لا يزيد طولها عن السنة فقد تكون أسبوعية أو شهرية أو فصلية ، أي أنها تمثل المتغيرات المتشابهة التي تظهر في الأسابيع أو الأشهر أو الفصول المتناظرة خلال الفترات الزمنية المختلفة التي تعود إليها مشاهدات السلسلة الزمنية ، ومن أمثلتها التغيرات في عدد المسافرين من ساعة إلى أخرى أو من يوم إلى آخر في إحدى المحطات، أو تغيرات مبيعات الألبسة القطنية من فصل إلى آخر في السنة الواحدة ، و الشكل أدناه يمثل نموذج للتغير الموسمي لمبيعات أحد المنتوجات على الشكل التالي:



المصدر : مولود حشمان، 1998، ص 13

المركبة الدورية (أو العامل الدوري) :

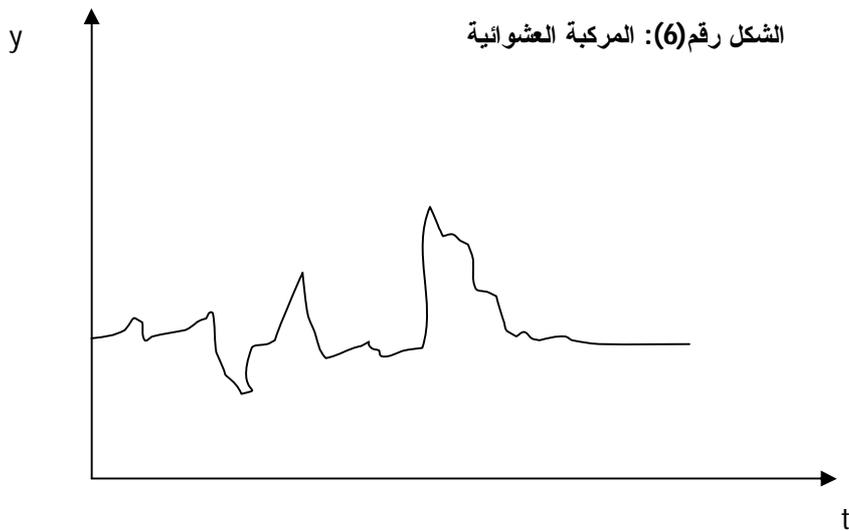
وهي التغيرات التي تطرأ على قيم السلسلة الزمنية بصورة زمنية منتظمة أو غير منتظمة ويزيد أمدتها عن السنة ، والتغيرات الدورية تقيس فترة أو دورة التغير للمعطيات وتتكون من دوال الجيب وشبه الجيب التمام ولكن بأطوال وسعات قد تكون مختلفة. إذن تبين هذه المركبة أثر تطور النشاط الاقتصادي ، حيث تناسب هذه المركبة مع مراحل الدورة الاقتصادية (ركود ، انتعاش ، رواج ، كساد)، وهي تتكرر باستمرار عبر الزمن ويمكن تمثيلها بالشكل التالي :



المصدر : مولود حشمان،1998،ص 13

المركبة العشوائية (غير منتظمة) :

ويقصد بها التحركات المفاجئة في السلسلة الزمنية الراجعة للعوامل العشوائية **Randomes** مثل الزلازل والبراكين و الأوبئة والحروب والاضرابات العمالية، التي لا يمكن التنبؤ بها أو تحديد حجمها نظرا لعشوائيتها، كما تعتبر من قبيل التحركات العرضية التغيرات التي تطرأ على السلسلة الزمنية خلال فترة معينة نتيجة الصدفة ، فعلى سبيل المثال قد يزيد حجم المبيعات لأحد المحلات فجائيا خلال شهر ما نتيجة إقامة مهرجان رياضي غير متوقع بالقرب منه خلال ذلك الشهر ، والشكل الموالي يمثل نموذج للتغيرات العشوائية:



المصدر : مولود حشمان،ص15

1-2 كشف مركبة الإتجاه العام .

1-1-2 الإختبارات الحرة : (مولود حشمان،1998)

نقصد بها إستعمال الأدوات الإختبارية التي لا تخضع بالضرورة لأي توزيع إحصائي، فهي إذا حرة التوزيع ومن بينها :

✓ إختبار الإشارة : يعتمد على إشارة الفروق من الدرجة الأولى للسلسلة من موجبة و سالبة ($x_{t-1} - x_t$)
 $(\Delta x_t x_t)$ كما يفترض هذا الإختبار التوزيع العشوائي للمعطيات .
 شكل الإختبار : } H: السلسلة عشوائية (لا يوجد إتجاه عام)
 H₁ : يوجد إتجاه عام .

تكوين الإختبار : نقوم بحساب "s" الذي يرمز لعدد الفروقات الموجبة، بينما "n" تمثل عدد الفروقات غير الصفرية، كما أن S يخضع لتوزيع طبيعي و يستعمل لما يكون ($n \geq 20, \alpha$)

$$S \longrightarrow N (E(s) ; V(s))$$

القرار : 1 - رفض H إذا كان $Z > Z_{\alpha/2}$ حيث $Z = \frac{s-E(s)}{\sigma_s}$ يعطى بالعلاقة : أي وجود إتجاه عام حيث : $E(s) = \frac{n}{2}$ و $\sigma_s = \sqrt{\frac{n}{4}}$.

✓ إختبار دانيال : (مولود حشمان،1998)

يعتبر من أقوى المعايير السابقة و يستعين كذلك بمعامل الإرتباط لسبيرمان ، يعتمد هذا المعامل إلى قياس الإرتباط الخطي بين ترتيبين ،الرتبي (تصاعديا مثلا) ، R_t و الزمن t ، بتعبير رياضي : $t = 1 \dots T$ و $R_t = f(t)$ منه فمعامل الإرتباط النظري يعرف بالعلاقة التالية :

$$r_s = \frac{COV(R,t)}{\sqrt{VAR(R_t)VAR(t)}} \quad \text{حيث} \quad VAR(R_t) = VAR(t) \quad \text{يعادلان} \quad \frac{T^2-1}{12}$$

ويكون في العينة الغير مكررة المشاهدات : $r_s = \frac{\sum_{t=1}^T (R_t - R)(t - t)}{\sum_{t=1}^T (t - t)}$ حيث و بمراعات عدم تكرار الرتب ،نعوض الرتب

المكررة و المتساوية بوسطها الحسابي بعدم السماح بتكرار الرتب و بذلك تصبح صيغة معامل سبيرمان كالتالي:

$$r_s = 1 - 6 \frac{\sum_{t=1}^T (R_t - t)^2}{T(T^2 - 1)} \quad \text{حيث } -1 < r_s < 1$$

إذن ومنه شكل الإختبار يكون : H : السلسلة عشوائية ، لا يوجد إتجاه عام .
 H_1 : يوجد إتجاه عام .

القرار : بعد حساب معامل الارتباط r_s يتم رفض H و ذلك حسب حجم العينة كما يلي :

1 - في العينات الصغيرة " $T \leq 30$ " نرفض لما يكون $|r_s| > \frac{r_\alpha}{2}$.

2 - في العينات الكبيرة " $T > 30$ " يخضع (r_s) إلى التوزيع الطبيعي بأمل رياضي معدوم و إنحراف معياري

يقدر ب $\sigma_{r_s} = 1/\sqrt{T-1}$ ، ثم نحسب قيمة (Z) : $Z = \frac{r_s - E(r_s)}{\sigma_{r_s}}$. و نرفض لما يكون $|Z| > \frac{Z_\alpha}{2}$

2-1-2 الإختبارات غير الحرة :

1 - إختبارات ديكي - فولار :

ونتطرق إلى هذا الإختبار بأكثر تفصيل خلال تحليل السلاسل الزمنية بإستعمال طريقة بوكس جنكيتز وهذا عند تعرضنا للإستقرارية .

2-2 كشف المركبة الفصلية .

1-2-2 الإختبارات الحرة :

إختبار (kurstcall-wallis) : والذي يستعمل لكشف الفصلية . (مولود حشمان، 1998)

شكله : H : لا توجد فصلية .
 H_1 : يوجد فصلية .

و العلاقة معطاة من الشكل الرياضي التالي :

$$K.W = \frac{12}{T(T+1)} \sum_{i=1}^p \frac{R_i^2}{n_i} - 3(T+1) \longrightarrow X^2_{(p-1)}$$

حيث : R_i : تمثل جميع الرتب المقابلة للفصل .

n_i : تمثل عدد المشاهدات المقابلة للفصل .

P : الدورة وهي تساوي (4) في المشاهدات الفصلية، و (12) في المشاهدات الشهرية ، وهذا فإذا كان n_i أكبر من 5 و فرضية العدم صحيحة يمكن إظهار أن يتبع $k.w$ تقريبا توزيع X^2 بدرجة حرية $(p-1)$.

القرار : رفض H_0 إذا كان $K.W > X_{p-1}^2$.

ملاحظة : حتى لا يكون هذا الإختبار غير صحيح "مغلطا" يجب إزالة مركبة الإتجاه العام ثم تجري الإختبار .

2-2-2 الإختبارات غير الحرة :

1 - التحليل البياني : (مولود حشمان، 1998)

في كثير من الحالات يمكن كشف المركبة الفصلية بكل بساطة عند معرفة موضوع السلسلة الزمنية ، فيمكن مسبقا توقع وجود مركبة فصلية في معطيات فصلية مثل الطلب على غاز التدفئة . كما يمكن كشف هذه المركبة من خلال رسم بياني ، حيث نسجل قمم و إنخفاضات في فترات منتظمة . إلى أنه قد يتعذر كشفها في بعض السلاسل الشديدة التذبذب و خاصة عند توافر مجموعة هائلة من المعطيات، لذلك نلجأ إلى بعض الأساليب الإحصائية .

2 - دالة الارتباط الذاتي :

تعتمد على فكرة الارتباط بين المشاهدات و في فترات مختلفة، و تظهر الفصلية في هذه الدالة في شكل قمم و إنخفاضات في فترات زمنية تعادل $p-$ ، أي أنه تظهر قمم أو إنخفاض في الدورة p .

المطلب الثالث : الإستقرارية

1-3 تعريف و الخصائص : (Régis-Bourbonnais ,8e édition)

تكون السلسلة العشوائية مستقرة ،إذا تذبذبت حول وسط حسابي ثابت و تباين غير مرتبط بالزمن ، بحيث تفترض كل الدراسات التطبيقية التي تستخدم في السلسلة الزمنية أنه هذه السلسلة مستقرة أو ساكنة و هذه الإستقرارية تتحدد ببعض الخصائص :

- ثبات متوسط القيم عبر الزمن $E(y_t) = \mu$.
- ثبات التباين عبر الزمن و يكون منته. $VAR(y_t) = E(y_t - \mu)^2 = \sigma_y^2 < \infty$.
- التباين بين قيمتين لنفس المتغير غير متعلق بالزمن . $E(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu) = y_k$.

إذ تعرف السلسلة الزمنية على أنها مستقرة إذا كانت لا تحتوي على إتجاه عام و لا على مؤثرات فصلية . و لا على أي عامل يتغير بتغير الزمن .

إختبارات التشويش الأبيض (Bruit blanc) و الإستقرارية :

إننا لا نستطيع التحديد بوضوح المميزات لأية سلسلة زمنية، إلا إذا كانت مستقرة، و دراسة الإستقرارية تعتمد أساسا على دراسة دوال الارتباط الذاتي أو من خلال تمثيلاتها البياني .
فالسلسلة الزمنية المستقرة هي التي لا تحتوي لا على مركبة إتجاه عام ولا على المركبة الفصلية . ومن أهم السلاسل الزمنية المستقرة هي : التشويش الأبيض .

تعريف التشويش الأبيض (Bruit blanc) : هي المركبة العشوائية التي تكون قد تولدت نتيجة ظروف عشوائية . و تعطى بالشكل : $y_t = \varepsilon_t$ و هي مستقلة تبادليا و موزعة توزيعا طبيعيا ، ويمكن تلخيص

خصائصها فيما يلي : (Régis-Bourbonnais ,8e édition)

$$\varepsilon \longrightarrow N(0, \sigma^2)$$

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$s \neq t \forall \quad E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0$$

$$V(\varepsilon_t) = \sigma^2$$

و هناك عدة معايير تستخدم في إختبار صفة الإستقرارية للسلسلة و منها :

3-3 تحليل دالة الارتباط الذاتي : عندما ندرس دوال الارتباط الذاتي لسلسلة زمنية، السؤال الذي يطرح هو

تحديد (p_k) التي تكون معنويا تختلف عن الصفر .

(Régis-Bourbonnais ,8^e édition)

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : 0 = p_k \\ H_1 : 0 \neq p_k \end{array} \right. \quad \text{شكل الإختبار :}$$

إذن نستطيع إستعمال معامل الارتباط الذي يرتكز على إحصائية ستودانت (Student) الحسابي و الجدولي.

برهن "كنوي" على أنه من أجل كل عينة كبيرة ($n \geq 30$) المعامل p_k ينتهي تقريبا إلى التوزيع الطبيعي ذو

الوسط المعدوم و الإنحراف المعياري $\frac{1}{\sqrt{n}}$ و منه يعطى مجال الثقة للمعامل p_k كما يلي : $p_k = 0 \pm \frac{t_{\alpha}}{\sqrt{n}}$

فإذا كان المعامل المحسوب p_k خارج هذا المجال فهو معنويا يختلف عن الصفر. معنوية α ، لكن في معظم

البرامج توفر لنا "Correlogramme" و معه مجال الثقة مما يمكننا من التفسير اللحظي .

2- 2 - إحصائية "بوكس - بييرس" و "لوجينغ - بوكس" :

يعتمد إختبار " بوكس - بييرس" إلى توضيح نموذج الشوشرة البيضاء (Bruit blanc). إذ أن هذه الأخيرة

يجب أن يكون فيه $p_1 = p_2 = \dots = p_h = 0$ و منه تكون لدينا الفرضية التالية : (Régis-

Borbonnais ,241)

$$\left\{ \begin{array}{l} H : p_1 = p_2 = \dots = p_h = 0 \\ H_1 : \exists i : p_i \neq 0 \end{array} \right.$$

و من أجل إجراء هذا الإختبار نرجع إلى هذه الإحصائية "بوكس - بييرس" المعطاة بالعلاقة التي تكون على

الشكل التالي : $Q = n \sum_{k=1}^T \hat{p}_k^2$.

حيث أن h : عدد التأخرات .

\hat{p}_k : إرتباط ذاتي ذي الدرجة k.

n : عدد المشاهدات .

حيث أن الإحصائية Q موجبة و تتبع توزيع (Chi-deux) ذي درجة حرية (h) أي :

$$Q \longrightarrow \chi_h^2$$

ومنه نرفض فرضية الشوشرة البيضاء بمعنوية α إذا كانت الإحصائية $Q < \chi_h^2$ (المجدولة).

كما يمكن إستخدام إحصائية "لوجينغ - بوكس" و هي عبارة عن مشتق العلاقة السابقة بحيث هي أيضا تتبع توزيع χ^2 "Chi-deux" و المعطالت بالعلاقة التالية :

$$\hat{Q} = n(n+2) \sum_{k=1}^h \frac{\hat{p}_k^2}{n-k}$$

إختبارات التوزيع الطبيعي : (les test de normalité) :

من أجل حساب مجال الثقة للتنبؤ و من أجل إعتقاد إحصائية ستودنت ، يجب إختبار طبيعية الأخطاء . و يمكن

حصر هذه الإختبارات فيما يلي : (Régis-Bourbonnais , 8^e édition)

إختبار سكيونس : (Skewness) "التناظر" ، و كيرتوزيس (Kurtosis) "التفلطح" :

إذا كان : $\mu_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x - \bar{x})^k$ العزم الممركز من الرتبة فإن :

$$\beta_1^{1/2} = \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}} \quad \text{معامل سكيونس}$$

$$\beta_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2^2} \quad \text{معامل كيرتوزيس}$$

فإذا كان التوزيع طبيعي و عدد المشاهدات معتبر $n > 30$ فإن : $\beta_1^{1/2} \longrightarrow N(0, \sqrt{6/n})$

$$\beta_2 \longrightarrow N(3, \sqrt{24/n})$$

ومنه قيمة الإحصاءات التي نقارنها بالقيمة 1.96 بمعنوية 5% هي :

$$v_1 = \frac{\beta_1^{\frac{1}{2}} - 0}{6}$$

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{24/n}}$$

القرار : إذا كان $v_1 < 1.96$ و $v_2 < 1.96$ فإننا نقبل فرضية التوزيع الطبيعي، أي نقبل فرضية التناظر و التفلطح الطبيعي .

إختبارات "جارك - بيرا" (Jarque-Berra) : (Régis-Bourbonnais ,8^e édition)

هو إختبار يجمع بين نتائج الإختبارين السابقين، فإذا كانت β_2 ، $\beta_1^{\frac{1}{2}}$ تتبعان التوزيع الطبيعي فإن قيمة (S) تتبع توزيع (Chi-deux) بدرجة حرية تقدر ب 2 . حيث أن :

$$S = \frac{n}{6} \beta_1 + \frac{n}{24} (\beta_2 - 3)^2 \rightarrow x_{1-\alpha}^2$$

القرار : إذا كانت $S > x_{1-\alpha}^2$ ، فإننا نرفض فرضية التوزيع الطبيعي للأخطاء. بمعنى α .

إختبارات الإستقرارية :

إختبار ديكلي - فولار (Test de Dickey -fuller) :

إن إختبارات ديكلي - فولار لا تعمل فقط على كشف مركبة الإتجاه العام، ولكنها تعمل على تحديد الطريقة المناسبة لجعل السلسلة مستقرة، و من أجل فهم إختبارات Dickey- fuller نفرق بين نوعين من النماذج:

1 - نموذج "TS" (Trend Statinnary) : هذه النماذج تبر عدم الإستقرارية من النوع التحديدي

$$x_t = f + \varepsilon_t \text{ : حيث : } \varepsilon_t \text{ (déterministe) . و تأخذ الشكل التالي :}$$

f : دالة كثير حدود للزمن (خطية أو غير خطية) .

ε_t : شوشرة بيضاء .

النماذج الأكثر إنتشارا هو من الدرجة 1. يأخذ الشكل التالي : $x_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varepsilon_t$ ، هذا النموذج غير مستقر و لأن متوسطه $E(x_t)$ متعلق بالزمن ، ويمكن جعله مستقرا بعد تقدير $\hat{\alpha}_0$ ، $\hat{\alpha}_1$ بطريقة المربعات الصغرى (MCO) ، و نطرح المقدار $\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 t$ من x_t اي : $x_t - (\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 t)$.

(2) - نموذج "DS" (diffrence Stationary) : هذه النماذج أيضا غير مستقرة من النوع العشوائي (Stockastique) و تأخذ الشكل التالي : $x_t = x_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$ و يمكن جعلها مستقرة بإستعمال الفروقات أي : $(1 - D)^d x_t = \beta + \varepsilon_t$

بحيث : β : ثابت حقيقي .

D : معامل التأخر .

d : درجة الفروقات .

وفي غالب الأحيان نستعمل الفروق من الدرجة الأولى (d=1) في هذه وتكتب :

$$(1 - D)^d x_t = \beta + \varepsilon_t \Leftrightarrow x_t = x_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$$

و تأخذ هذه النماذج شكلين :

- إذا كان $\beta = 0$ يسمى نموذج DS بدون مشتقة و يكتب : $x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t$ و يسمى بالمشي العشوائي.

- إذا كان $\beta \neq 0$ يسمى نموذج DS بالمشتقة و يكتب : $x_t = x_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$.

إختبار الجذور الوحودية : (1979) : (Régis-Bourbonnais ,8^e édition)

تعمل هذه الإختبارات و التي من بينها "إختبار ديكي - فولار" على البحث في الإستقرارية أو عدمها لسلسلة زمنية ما ، وذلك بتحديد نوعها (DS أو TS) كما أنها تساعد في معرفة الطريقة الأفضل لجعلها مستقرة سواء كانت من النوع التحديدي أو العشوائي . لعرض هذا الإختبار نبدأ بالنموذج التالي الذي يسمى بنموذج

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$$

الإنحدار الذاتي من الدرجة الأولى AR(1) ، والذي يكتب من الشكل :

بمبحث ε_t : حد الخطأ العشوائي، والذي يفترض أن يتبع توزيع القانون الطبيعي ويسمى أيضا بالتشويش الأبيض.

ويلاحظ أن معامل الإنحدار يساوي الواحد (1)، وإذا كان هذا هو الأمر في الواقع، فإن هذا يؤدي إلى وجود مشكلة الجدر الوجودي الذي يعني عدم إستقرار بيانات السلسلة، حيث يوجد هناك إتجاه في البيانات. ولذا قمنا بتقدير الصيغة التالية: $X_t = \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$ ، و أتضح أن $\phi_1=1$ فإن المتغير X_t يكون له جدر الوحدة، ويعاني من مشكلة عدم الإستقرار. و تعرف السلسلة التي يوجد لها جدر مساو للوحدة بسلسلة السير العشوائي وهي إحدى الأمثلة للسلسلة الغير مستقرة .

و يطرح X_{t-1} من طرفي المعادلة ($X_t = \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$) نتحصل على الصيغة التالية :

$$\nabla x_t = (\phi_1 - 1) x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\nabla x_t = \lambda x_{t-1} + \varepsilon_t \quad : \lambda = (\phi_1 - 1)$$

حيث: $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ ، و الآن أصبحت الفرضيات من الشكل :

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : \lambda = 0 \\ H_1 : \lambda \neq 0 \end{array} \right.$$

ويلاحظ أنه إذا ثبت في الواقع أن $\lambda = 0$: فإن $\nabla x_t = \varepsilon_t$ ، و عندئذ يقال أن سلسلة الفروقات من الدرجة 1 من المسار العشوائي مستقرة، لذا فإن السلسلة الأصلية تكون متكاملة من الرتبة الأولى ، ونرمز لها بالرمز $I(1)$ وهكذا. و إذا كانت السلسلة الأصلية مستقرة يقال أنها متكاملة من الرتبة صفر أي $I(0)$. و لإختبار مدى إستقرارية السلسلة تتبع الخطوات التالية :

نقوم بحساب ما يسمى ب: τ (تاو) بعد تقدير الصيغة $X_t = \phi X_{t-1} + \varepsilon_t$ ، بقسمة $\hat{\phi}_1$ على الخطأ

$$\tau = \frac{\hat{\phi}_1}{SE(\hat{\phi}_1)} .$$

نستطيع مقارنة τ المحسوبة بقيم الجدولية، حتى في العينات الكبيرة، لأنها تتبع هذا التوزيع، و إنما نبحث عن τ الجدولية في جداول معدة خصيصا بواسطة ديكي-فولار، ولذا يعرف هذا الإختبار بإختبار ديكي-فولر (DF-test).

القرار :

إذا كانت (τ_c المحسوبة $\tau_t <$ الجدولية) نرفض فرضية العدم $H_0 : \phi_t = 1$ ، و نقبل الفرضية البديلة $H_1 : \phi_t \neq 1$ ، وبالتالي السلسلة مستقرة .

إذا كانت (τ_c المحسوبة $\tau_t >$ الجدولية) نقبل فرضية العدم $H_0 : \phi_t = 1$ ، و نرفض الفرضية البديلة $H_1 : \phi_t \neq 1$ ، وبالتالي السلسلة غير مستقرة .

ولقد جرت العادة على إجراء إختبار ديكي-فولر بإستخدام عدد من صيغ الإنحدار تتمثل في :

$$\nabla x_t = (\phi_1 - 1) x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{نموذج إنحدار ذاتي ذي الدرجة -1-}$$

$$\nabla x_t = (\phi_1 - 1) x_{t-1} + c + \varepsilon_t \quad \text{نموذج إنحدار ذاتي بثابت}$$

$$\nabla x_t = (\phi_1 - 1) x_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t \quad \text{نموذج إنحدار ذاتي بمركبة إتجاه}$$

$$\nabla x_t = \lambda x_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(1) \quad \text{و إذا وضعنا } \lambda = (\phi_1 - 1) \text{ تصبح}$$

$$\nabla x_t = \lambda x_{t-1} + c + \varepsilon_t \dots\dots\dots(2)$$

$$\nabla x_t = \lambda x_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t \dots\dots\dots(3)$$

حيث أن إختبار الفرضية هو نفسه إختبار الفرضية $H_0 : \phi_t = 1$ ($\lambda=0$) H_0 ، مع مراعات أنه إذا تم إدخال الحد الثابت "c" في الصيغة (2)، و إدخال حد للإتجاه العام يتمثل في الزمن "t" في الصيغة (3). وفي كل صيغة من الصيغ الثلاثة تكون الفروض

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : \lambda=0 (\phi_1 =1) \\ H_1 : \lambda \neq 0 (\phi_1 \neq 1) \end{array} \right. \quad \text{من الشكل :}$$

إن مبدأ هذا الإختبار بسيط هو :

إذا تحققت الفرضية $(H_0 : \phi_t = 1)$: $\lambda=0$ في أحد النماذج الثلاثة فإن السلسلة غير مستقرة :
في النموذج (3) ، إذا قبلنا الفرضية البديلة $H_1 : \phi_t \neq 1$ ، وكانت (\hat{b}) معنوياً تختلف عن الصفر ، فإن
النموذج من النوع "TS" (و يمكنه جعله مستقراً كما وسبق الذكر) .

حسب الفرضية " H_0 " فإن القاعدة الإحصائية من الممكن تطبيقها من أجل الإختبار .

لذلك عمداً "ديكي" و"فولار" إلى دراسة التوزيع التقاربي للمقدار " ϕ_1 " ، و ذلك بمساعدة محاكاة "مونت-كارلو" (Monte-Carlo) ، حيث جدولوا القيم الحرجة من أجل العينات مختلفة الأطوال .

إختبار ديكي - فولار المطور :

في النماذج السابقة عند إستعمالنا لإختبار ديكي فولار البسيط ، فإن النموذج " ϵ_t " عبارة عن صدمات عشوائية إفتراضاً ، و بذلك أهملنا احتمال إرتباط الأخطاء ، لذلك فإن إختبار ديكي فولار المطور (ADF test 1981) عمل على إدراج هذه الفرضية .

إن إختبارات ADF تركز على الفرضية $(H_0 : |\phi_1| \leq 1)$ و على التقدير بواسطة المربعات الصغرى للنماذج :

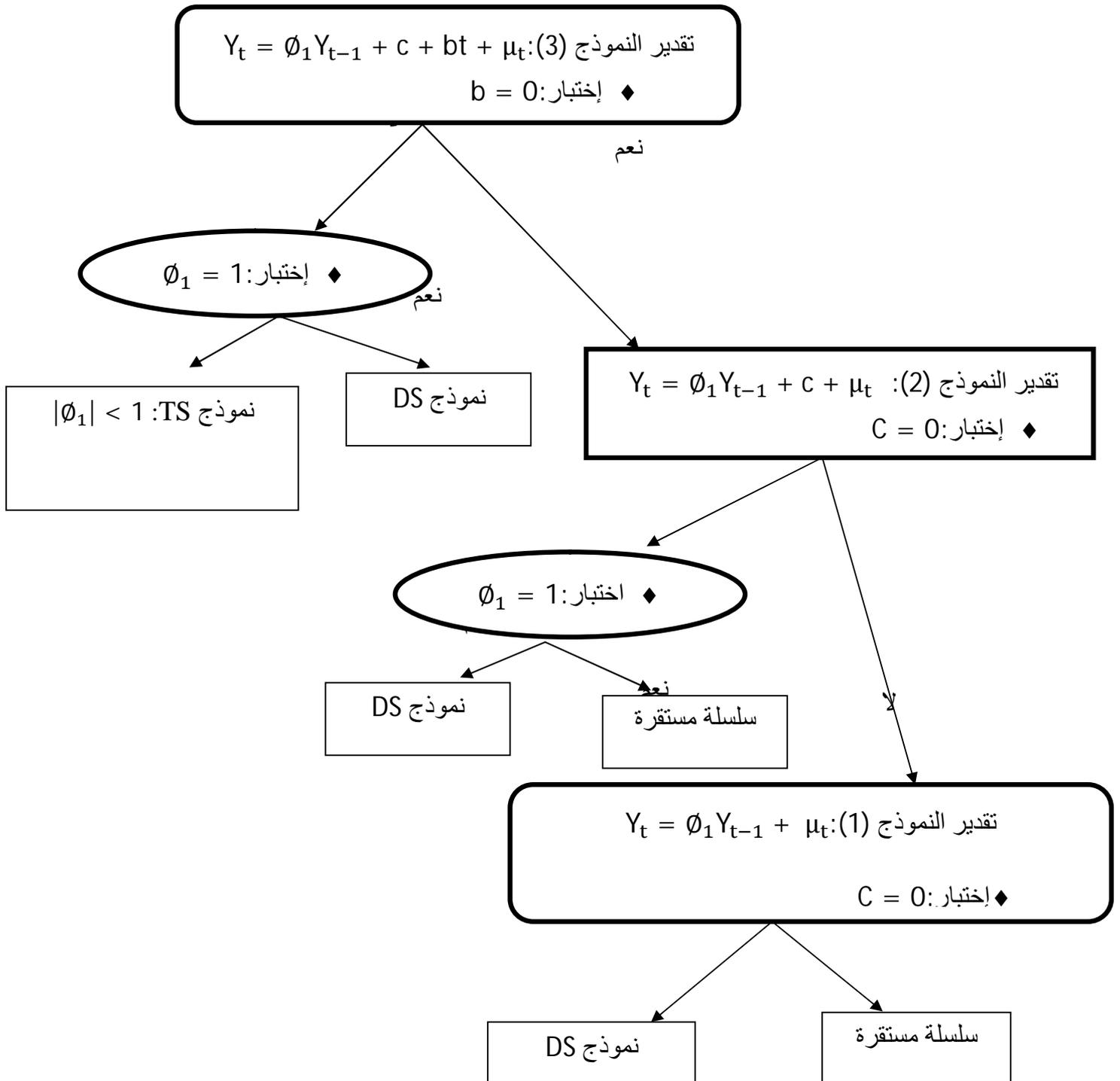
$$\left\{ \begin{array}{l} \nabla x_t = Lx_{t-1} - \sum_{j=2}^L \phi_j \Delta x_{t-j+1} + \epsilon_t \dots(4) \\ \nabla x_t = Lx_{t-1} - \sum_{j=2}^L \phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + \epsilon_t \dots(5) \\ \nabla x_t = Lx_{t-1} - \sum_{j=2}^L \phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + bt + \epsilon_t \dots(6) \end{array} \right.$$

نستطيع ان نحدد القيمة "L" حسب معيار Akaike . M أو معيار Schwarz .

إن إختبار ADF يحمل نفس خصائص إختبار DF ، بحيث يستخدم الفروق ذات الفجوة الزمنية ∇X_{t-j+1} حيث : $\nabla X_{t-1} = X_{t-1} - X_{t-2}$ ، $\nabla X_{t-2} = X_{t-2} - X_{t-3}$ ، إلخ . ويتم إدراج عدد من الفروق ذات الفجوة الزمنية حتى تختفي مشكلة الإرتباط الذاتي .

وفيما يلي صورة مبسطة لمنهجية إختبارات جذر الوحدة لديكي - فولار

الشكل رقم (7): منهجية مبسطة لاختبارات الجذر الأحادي



المصدر: REGIS BOURBONNAIS, 8 édition, p249

اختبار فيليبس وبيرون (1988) Le test de Phillips et Perron

هذا الاختبار يعتمد إلى تصحيح غير معلمي لإحصاءات ديكي- فولار، من أجل أخذ بعين الاعتبار الأخطاء المرتبطة، فهو يسمح بإلغاء التحيزات الناتجة عن المميزات الخاصة للتذبذبات العشوائية، حيث اعتمد فيليبس وبيرون نفس التوزيعات المحدودة لاختباري DF و ADF. ويجري هذا الاختبار في أربعة مراحل :

(Régis-Bourbonnais, 8^e édition)

1. تقدير بواسطة MCO النماذج الثلاثة القاعدية لاختبار Dickey-Fuller، مع حساب الإحصائيات المرافقة.

2. تقدير التباين المعطى في الأجل القصير: $\sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2$ ، حيث e_t تمثل البواقي.

3. تقدير المعامل المصحح S_1^2 (correctif)، المسمى التباين الطويل الأجل، والمستخرج من خلال التباينات المشتركة لبواقي النماذج السابقة، حيث:

$$S_1^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2 + 2 \sum_{i=1}^l \left(1 - \frac{i}{l+1}\right) \frac{1}{n} \sum_{t=i+1}^n e_t e_{t-1}$$

من أجل تقدير هذا التباين يجب من الضروري إيجاد عدد التأخيرات (troncature de Newey

$$l \approx 4 \left(\frac{n}{100}\right)^{2/9} \text{ (West) } l \text{، المقدر بدلالة عدد المشاهدات الكلية } n \text{، على النحو التالي:}$$

4. حساب إحصائية فيليبس وبيرون (la statistique de PP):

$$t_{\phi_1}^* = \sqrt{k} \times \frac{(\phi_1 - 1)}{\sigma_{\phi_1}} + \frac{n(k-1)\sigma_{\phi_1}}{\sqrt{k}}$$

مع $k = \frac{\sigma^2}{S_1^2}$ ، والذي يساوي 1- في الحالة التقريبية (asymptotique) - عندما تكون e_t

تشويش أبيض.

هذه الإحصائية تقارن مع القيمة الحرجة لجدول ماك كينون (mackinnon)

5-4-2-4 اختبار KPSS (Le test de KPSS 1992)

(Régis-Bourbonnais ,8^e édition)

اقترح كل من Kwiatkowski و al سنة 1992م استخدام اختبار مضاعف لاغرانج ((multiplicateur de lagarange (LM))، لاختبار فرضية العدم التي تقرر الاستقرارية للسلسلة، ويكون اختبار KPSS على المراحل التالية:

1. فبعد تقدير النماذج (2) أو (3)، نحسب المجموع الجزئي للبواقي:

$$S_t = \sum_{i=1}^t e_i$$

2. نقدر التباين الطويل الأجل S_1^2 بنفس طريقة اختبار فيليبس وبيرون.

3. نحسب إحصائية اختبار KPSS من العلاقة: $LM = \frac{1}{S_1^2} \frac{\sum_{i=1}^n S_i^2}{n^2}$

- ◆ نرفض فرضية العدم (فرضية الاستقرار): إذا كانت الإحصائية المحسوبة LM أكبر من القيمة الحرجة المستخرجة من الجدول المعد من طرف Kwiatkowski و al.
- ◆ نقبل بفرضية الاستقرار: إذا كانت الإحصائية LM أصغر من القيمة الحرجة.

دالة الارتباط الذاتي الكلية (FAC) :

تسمى دالة الارتباط الذاتي تلك الدالة التي تقيم إرتباط السلسلة مع ذاتها متأخرة ب k فترة، و يرمز لها بالرمز p_k .

وتكتب من الشكل :

$$p_k = \frac{COV(y_t, y_{t-k})}{\sigma_{y_t} \cdot \sigma_{y_{t-k}}} = \frac{\sum_{t=k+1}^n (y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{t=k+1}^n (y_t - \bar{y})^2 \sum_{t=k+1}^n (y_{t-k} - \bar{y})^2}} = \frac{y_k}{\sqrt{\sigma^2 \sigma^2}} = \frac{y_k}{\sigma^2}$$

ومن أجل أسباب حسابية يفضل (إعادة حساب المتوسط و التباين) إستعمال قانون العينة والمعطى بالصيغة

$$\hat{p}_k = \frac{\sum_{t=k+1}^n (y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2} \quad \text{الآتية :}$$

ومقدرات هذه التباينات و التباينات المشتركة ثم معاملات الارتباط الذاتي الخاص بالعينة تكون : $p_k = \frac{\hat{y}_t}{\hat{y}_0}$ ومن أبرز خصائص هذه الدالة هو أنه تسمح دالة الارتباط الذاتي بتشكيل نماذج المتوسطات المتحركة كما سنرى لاحقاً .

دالة الارتباط الذاتي الجزئية (FAP) :

تكتب معادلة يول - والكر لدالة الارتباط الذاتي على النحو التالي :

$$p_1 = \phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p p_{p-1}$$

$$p_1 = \phi_1 p_{k-1} + \phi_2 p_{k-2} + \dots + \phi_p p_{k-p}$$

بالنسبة للتأخر k حيث : تصبح $k > p$ لدينا :

$$p_1 = \phi_1 p_{k-1} + \phi_2 p_{k-2} + \dots + \phi_p p_{k-p}$$

ويمكن حل معادلات يول - والكر إذا كانت p_1, p_2, \dots, p_p معروفة من أجل المعلمات ϕ_j حيث : $j = 1, \dots, p$.

ولكن عملياً يتطلب حل هذه الأخيرة معرفة مرتبة الإنحدار الذاتي p و تحديدها يعتبر صعباً ، ولهذا نفترض أننا نحل معادلات يول - والكر من أجل القيم المتتالية ل p : ، أي نبدأ بوضع الفرضية $p = 1$ ثم تصبح المعادلة على أنها $\hat{p}_1 = \hat{\phi}_1$ أو نستعمل الارتباطات الذاتية المقدره $\hat{\phi}_1 = \hat{p}_1$.

ولهذا إذا كانت القيمة المحسوب $\hat{\phi}_1$ معنوياً تختلف عن الصفر ، تمثل قيمة $\hat{\phi}_1$ ب α_1 ، ثم نعتبر الفرضية $p = 2$.

وللقيام بذلك نحل معادلات يول - والكر من أجل $p = 2$ ، و القيام بهذا يعطي مجموعة جيدة من المقدرات $\hat{\phi}_1, \hat{\phi}_2$ ثم تمثل $\hat{\phi}_2$ ب α_2 ثم نعيد هذه الطريقة بالنسبة للقيم المتتالية ل p لنحصل على السلسلة والتي نسميها دالة الارتباط الذاتي الجزئية .

3-5 كيفية إزالة عدم الإستقرارية .

من بين الطرق نذكر :

- تغير تباين السلسلة عبر الزمن .
- وجود إتجاه عام في بيانات السلسلة .
- وجود نمط متكرر للتقلبات الموسمية عبر الزمن .

1-تغير تباين السلسلة : من أهم التحويلات المستخدمة في تثبيت السلسلة الحصول على اللوغاريتم الطبيعي لبيانات السلسلة أو الحصول على الجذر التربيعي لها . و بعد إجراء التغيرات المطلوبة نعيد صيغة التقدير الأصلية (عبد القادر عطية،2000).

2-إزالة الإتجاه العام : يمكن تعريفه الإتجاه العام على أنه يتمثل في وجود تغير منتظم في مستوى السلسلة الزمنية في إتجاه محدد ، و من طرق إزالة الإتجاه العام :

طريقة الإنحدار : (Régis-Bourbonnais ,8^e édition)

فإذا كان الإتجاه العام للسلسلة خطيا يتم إستخدام الصيغة التالية : $y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varepsilon_t$

وتصبح بيانات السلسلة بعد إزالة الإتجاه العام كما يلي : $\varepsilon_t = y_t - \alpha_0 - \alpha_1 t$

أما إذا كان الإتجاه العام للسلسلة غير خطي كثير الحدود ،فيتم إستخدام الصيغة التالية :

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 b_t$$

وتصبح بيانات السلسلة بعد إزالة الإتجاه العام كما يلي : $b_t = y_t - \alpha_0 - \alpha_1 t - \alpha_2 t^2$

طريقة الفروق :

تقتضي هذه الطريقة طرح قيم المشاهدات من بعضها البعض لفترات إبطاء معينة لغاية نزع الإتجاه العام، و بإستخدام هذه الطريقة نحصل على الفروق من الدرجة الأولى أو الثانية لإزالة الإتجاه العام .

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$$

3-إزالة التقلبات الموسمية : (مولود حشمان،1998)

للتخلص من السلسلة الموسمية هناك مجموعة من الطرق المستعملة نقتصر على طريقة الفروق:

طريقة الفروق: تقوم على إجراء الفروقات من الدرجة p حيث :

$$\Delta^p Y_t = Y_t - Y_{t-p} \quad Z_t = Y_t - Y_{t-4}$$

فمثلا الفروقات ربع سنوية هي :

$$Z_t = Y_t - Y_{t-12}$$

أما الفروقات الشهرية فتحسب كما يلي :

المطلب الرابع : تحليل السلسلة الزمنية باستخدام **ARIMA** .

1-نماذج **ARIMA** :

يقصد بنماذج **ARIMA** (Autoregressive Integrated Moving Average Models)

بمعنى نماذج الإنحدار الذاتي و المتوسطات المتحركة التكاملية ، إذ تتكون هذه النماذج من مركبتين هما الإنحدار

الذاتي و المتوسطات المتحركة بالإضافة إلى الفروق (Difference) والتي يرمز لها بالرمز (I) و هو رمز

التكامل كما يقصد بنماذج (ARIMA) هي تلك المنهجية التي طبقها كل من George Box و

Gwilyn Jenkins وذلك في كتابهما Time Series analysis :forecasting & control

عام 1976 ، وهذه المنهجية تعتمد في صياغتها على ثلاثة أجزاء هي كالاتي :

أ- نموذج الإنحدار الذاتي (Autoregressive Model) AR .

ب- نموذج المتوسط المتحرك (Moving Average Model) MA .

ج- نموذج الإنحدار الذاتي و المتوسطات المتحركة ARMA و هي حالة خاصة من نماذج (ARIMA)

عندما تكون الفروق تساوي صفر أي بمعنى توجد إستقرارية بالمتوسط .

وتعد نماذج (ARIMA) أكثر نماذج السلاسل الزمنية إستخداما إذ أنه بالإمكان إشتقاق جميع

النماذج منها سواءا الإنحدار الذاتي او الأوساط المتحركة أو المختلطة . بحيث يستخدم الجزء الأول AR عادة

في التنبؤات للسلسلة الزمنية، كما يشير الجزء I(d) إلى الفروق اللازمة لجعل السلسلة مستقرة كما يشير الجزء

الأخير MA إلى نموذج الأوساط المتحركة ويمكن التعبير عنها بدون موسمية كما يلي: (, d , p

. ARIMA(q

بحيث p : رتبة نموذج الإنحدار الذاتي $AR(p)$.

q : رتبة نموذج الأوساط المتحركة $MA(q)$.

d : هي عدد الفروق التي تجعل السلسلة مستقرة .

و يمكن حصر نماذج $ARIMA$ فيما يلي :

1-1- نماذج المتوسط المتحرك (MA) : (تومي صاح، 1999)

تكون كل ملاحظة من السلسلة الزمنية Y_t ، في سيرورة المتوسط المتحرك ذو المرتبة $q \geq 1$ معممة (مفسرة) بواسطة متوسط مرجح للأخطاء العشوائية التي ترمز لها بـ $MA(q)$ ، وتكتب معادلتها على الشكل:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

حيث أن المعالم $(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q)$ مكن أن تكون موجبة أو سالبة.

$(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-q})$ متوسطات متحركة لقيم الحد العشوائي في الفترة t والفترات السابقة.

نفرض أن الأخطاء معممة واسطة سيرورة الاضطراب (التشويش) الأبيض، وكحالة خاصة هذه الأخطاء لها التوزيع الطبيعي، مستقلة ومتماثلة التوزيع، إذا كانت: $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-k}) = 0, Var(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2, E(\varepsilon_t) = 0$ من اجل $k \neq 0$ ، فإن وسط السيرورة $MA(q)$ يكون مستقلا عن الزمن t ما دام $E(Y_t) = \mu$ ليصبح التباين المشترك لهذه السيرورة:

$$E(Y_t Y_{t-k}) = E[Y_{t-k} (\mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q})]$$

لتكون السيرورة $MA(q)$ موضحة تماما بواسطة $(q+2)$ معلم، وهي الوسط μ وتباين الأخطاء σ_ε^2 ، وموجه المعالم $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q)$ والمحدودة لمرجحات سيرورة المتوسط المتحرك.

أما التباين، الممثل بواسطة y_0 ، لسيرورة المتوسط المتحرك $(k=0)$ ، ذو المرتبة q فهو على الشكل:

وكمثال نأخذ سيرورة المتوسط المتحرك من المرتبة الأولى (1):

إن هذه السيرورة لها وسط هو، وتباين، أما التباين المشترك فيكون على الشكل:

وعلى العموم نحدد التباين المشترك لـ فترة تأخير على الشكل:

ومنه فإن السيرورة $MA(1)$ لها تباين مشترك معدوم لما يكون التأخير أكبر من فترة واحدة، أي أن كل قيمة للسلسلة الزمنية Y_t تكون مرتبطة مع Y_{t-1} و Y_{t+1} دون قيم السلسلة الماضية والمستقبلية الأخرى (Y_{t+k}, Y_{t-k}) .

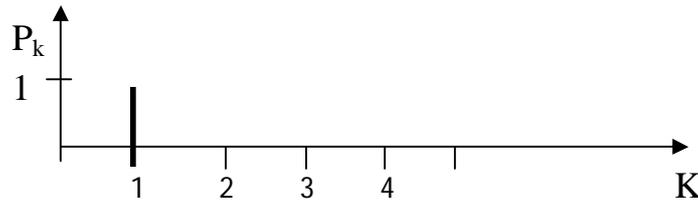
وهذا يعني أن الحوادث الظاهرة في أكثر من فترة زمنية واحدة في الماضي ليس لها أثر على السيرورة حالياً، كما أن الذاكرة المحدودة لسيرورة المتوسط المتحرك توفر معلومة محدودة من اجل التنبؤ بنموذج المتوسط المتحرك في المستقبل، تكون هذه المعلومات مساوية لعدد فترات التأخير ، وفي مثالنا تكون فترة واحدة في المستقبل فقط.

ومنه نقول أن دالة الارتباط الذاتي للسيرورة $MA(1)$ هي:

$$P_k = \frac{y_k}{y_0} = \begin{cases} \frac{-\theta_1}{(1+\theta_1^2)} = k = 1 \\ 0 & : k > 1 \end{cases}$$

والشكل البياني التالي يبين دالة الارتباط الذاتي العينية للسيرورة $MA(1)$:

الشكل رقم (8): دالة الارتباط الذاتي العينية للسيرورة $MA(1)$



المصدر: تومي صالح، مدخل لنظرية القياس، ج(2)، مرجع سابق، ص 165

- أما إذا أخذنا السيرورة $MA(2)$ على الشكل: $Y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2}$ فإن هذه الأخيرة لها وسط هو μ ، وتباين $(y_t) = y_0 = \sigma_\varepsilon^2(1 + \theta_1^2 + \theta_2^2)$ ، أما التباينات

المشتركة

$$\begin{cases} y_1 = -\theta_1(1 - \theta_2)\sigma_\varepsilon^2 \\ y_2 = -\theta_1\sigma_\varepsilon^2 \\ y_2 = 0 \end{cases} \quad \text{فهي:} \quad : k > 0$$

تسمى هذه المعادلات بالتباينات المشتركة الذاتية. أما دالة الارتباط الذاتي لنموذج السيرورة MA(2)

$$P_k = \frac{y_k}{y_0} = \begin{cases} \frac{-\theta_1(1-\theta_2)}{(1+\theta_1^2 + \theta_2^2)} & : k = 1 \\ \frac{-\theta_2}{(1+\theta_1^2 + \theta_2^2)} & : k = 2 \\ 0 & : k > 2 \end{cases}$$

فهي معطاة بـ:

إن السيرورة MA(2) لها ذاكرة بفترتين، وبالتالي فإن تتأثر فقط بالأحداث التي تأخذ مكانا في الفترة الحالية، الماضية والفترتين الماضيتين، أما السيرورة MA(q) فتكون لها ذاكرة بـ q فترة ماضية، ودالة ارتباطها P_k هي:

$$P_k = \frac{y_k}{y_0} = \begin{cases} \frac{-\theta_k + \theta_1\theta_{k-1} + \dots + \theta_{q-k}\theta_q}{(1+\theta_1^2 + \theta_2^2)} & : k = 1, 2, 3, \dots, q \\ 0 & : k > q \end{cases}$$

حيث أن دالة الارتباط الذاتي P_k للسيرورة MA(q) لها q قيمة تختلف عن الصفر، وتساوي الصفر فقط لما يكون $k > q$ ، لذلك يتم الاعتماد على دالة الارتباط الذاتي في تمييز النماذج، وتخصيص مرتبة السيرورة MA(q).

2- نماذج الانحدار الذاتي (AR) Autoregressive Models

طبقا لهذه النماذج تكون الملاحظة الحالية Y_t معممة (مفسرة) بواسطة متوسط الترجيح للملاحظات الماضية إلى فترة التأخير من المرتبة P مع الأخذ بعين الاعتبار حدا الخطأ العشوائي في الفترة الحالية، ونسمي ذلك بنموذج الارتباط الذاتي للسلسلة الزمنية Y_t ذو المرتبة P (Auto regressive of order P).

1-1-1 الصيغة الرياضية لنماذج الانحدار الذاتي:

تكتب نماذج الانحدار الذاتي من الرتبة p على الشكل:

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \delta + \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Y_t قيمة المتغير في الفترة الحالية t، ε_t : حد الخطأ العشوائي في الفترة الحالية t

($Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$): قيم المتغير في الفترات السابقة، δ : ثابت.

وعادة ما يكتب نموذج الانحدار الذاتي بواسطة معامل التأخير L :

$$Y_t = \delta + \phi_1 LY_{t-1} + \theta_2 L^2 Y_t + \dots + \phi_p L^p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$\Rightarrow (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) Y_t = \delta + \varepsilon_t$$

$$\Rightarrow \phi(L) Y_t = \delta + \varepsilon_t$$

$$\text{حيث: } \phi(L) = (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p)$$

2-1 شروط استقرارية نماذج AR:

إذا كانت السلسلة $AR(p)$ أعلاه مستقرة، فإن وسطها الممثل بـ μ ، يجب أن يكون غير متغير

بالنسبة للزمن، أي:

$$E(Y_t) = E(Y_{t-1}) = E(Y_{t-2}) = \dots = E(Y_{t-p}) = \mu$$

لينتج لدينا:

$$E(Y_t) = \delta + \phi_1 E(Y_{t-1}) + \theta_2 E(Y_{t-2}) + \dots = \phi_p E(Y_{t-p}) + (\varepsilon_t)$$

$$\mu = \delta + \phi_1 \mu + \theta_2 \mu + \dots + \phi_p \mu$$

$$\mu = \frac{\delta}{(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i)}$$

إن العبارة الأخيرة والخاصة بوسط السلسلة $AR(p)$ تعطي لنا أيضا شرط الاستقرار، فإذا كان μ

منتها فممن الضروري أن تكون: $\sum_{i=1}^p \phi_i < 1$ ، إن هذا الشرط ضروري، لكنه غير كافي لضمان حالة

الاستقرار، حيث هناك شروط أخرى يجب أن تتحقق.

وبوضع $y_t = Y_t - \delta$ وانطلاقا من نموذج الانحدار الذاتي المكتوب بواسطة معامل التأخير L يكون

$$y_t = \phi(L) Y_t = \varepsilon_t \quad \text{لدينا: } \varepsilon_t = \phi^{-1}(L) \varepsilon_t \text{ ومنه فإن}$$

إذن وحتى يكون النموذج $AR(p)$ مستقرا يجب أن يكون قابلا للانعكاس، أي يمكن كتابته على

شكل نموذج نهائي للأخطاء العشوائية. وبعبارة أخرى يجب أن تكون كثير الحدود $\phi(L)$ بالقيمة المطلقة أقل

من الواحد أي: (G. Bresson, G-C Michaud, 1995)

$$|r_i| < 1: \forall i = 1 \dots p \text{ حيث:}$$

$$\phi(L) = (1 - r_1) (1 - r_2^2) \dots ((1 - r_p L^p))$$

لنعتبر الآن خصائص السلسلة $AR(p)$ البسيطة بواسطة تحديد وسطها، تباينها وتبايناتها المشتركة،

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ ولنبدأ بالسلسلة } AR(1) \text{ على الشكل:}$$

إذا كانت $E(Y_t) = E(Y_{t-1}) = \mu$ فإن وسط هذه السلسلة هو: $\mu = \frac{\delta}{(1-\phi_1)}$

تكون السلسلة AR(1) أعلاه مستقرة إذا تحقق $|\phi_1| < 1$.

لنحسب الآن تباين هذه السلسلة y_0 ، إذا وضعنا $\delta=0$ مع وجود الشرط $|\phi_1| < 1$ يكون التباين ثابتاً

أي:

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y_t) &= Y_0 = E[(\phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t)^2] \\ &= \phi_1^2 y_0 + \sigma_\varepsilon^2 \end{aligned}$$

$$\text{Var}(Y_t) = Y_0 = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-\phi_1^2} \quad \text{وبالترتيب نجد:}$$

$$y_1 = E(Y_t)_{t-1} = \phi_1 y_0 \quad \text{أما التباينات المشتركة لـ } y_t \text{ حول وسطها فهي:}$$

$$y_2 = E(Y_t Y_{t-2}) = \phi_1^2 y_0$$

$$y_k = E(Y_t Y_{t-k}) = \phi_1^k y_0 \quad : k = 1, 2, 3 \dots$$

لتكون دالة الارتباط الذاتي للسلسلة بسيطة وتنخفض هندسياً على الشكل:

$$P_k = \frac{y_k}{y_0} = \begin{cases} 1 & : k = 0 \\ \phi_1^k & : k = 1, 2, 3 \dots \end{cases}$$

حيث نلاحظ أن السلسلة AR(1) لها ذاكرة غير منتهية، وذلك لاعتماد القيمة الحالية للسلسلة على كل

القيم الماضية، بالرغم من أن تصرف هذه التبعية ينخفض مع الزمن.

- إذا أخذنا السلسلة AR(2) على الشكل: $Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t$

وبتوفير الشرط الضروري للاستقرار $\phi_1 + \phi_2 < 1$ ، يكون هذه السلسلة: $\mu = \delta / [1 - (\phi_1 + \phi_2)]$

$$\phi_1 - \phi_2]$$

وبأخذ Y_t في شكل انحرافات عن وسطها، فتكون التباينات والتباينات المشتركة لـ Y_t هي:

$$\phi_1 y_1 + \phi_2 y_2 + \sigma_\varepsilon^2$$

$$y_1 = \phi_1 y_0 + \phi_2 y_1$$

$$y_2 = \phi_1 y_1 + \phi_2 y_0$$

$$y_k = \phi_1 y_{k-1} + \phi_2 y_{k-2} \quad \text{لـ } k \geq 2 \text{ يكون:}$$

نحل جملة المعادلات آتيا لنحصل على y_0 بدلالة المعلمتين ϕ_1, ϕ_2 و ϕ_ε^2 ، حيث نستطيع كتابة: $y_1 = \phi_1 y_0 / (1 - \phi_2)$ وبالتعويض المعادلة الثالثة في الأولى لجملة المعادلات نجد:

$$y_0 = \phi_1 y_1 + \phi_1 \phi_2 y_1 + \phi_2^2 y_0 + \sigma_\varepsilon^2$$

ومنه يمكن استعمال هذه المعادلات للحصول على دالة الارتباط الذاتي P_k ، لنجد في الأخير:

$$P_k = \begin{cases} \phi_1 / (1 - \phi_2) & : k = 1 \\ \phi_2 + \phi_1^2 / (1 - \phi_2) & : k = 2 \\ \phi_1 P_{k-1} + \phi_2 P_{k-2} & : k > 1 \end{cases}$$

تسمى هذه المعادلات بمعادلات Yule Walker، ومنه نقول من أجل دالة الارتباط الذاتي العينية للسلسلة الزمنية Y_t ، والمعجمة بواسطة السيرورة $AR(2)$ ، نستطيع أخذ قياس لـ P_1 و P_2 ثم تعويضهما في المعادلات Y-W لنحصل على معادلتين حيريتين واللذان نحلهما آتيا من أجل المعلمتين غير المعروفتين ϕ_1, ϕ_2 . وبالتالي يمكن استعمال معادلات (Y-W) للحصول على مقدرات معالم الارتباط الذاتي $\hat{\phi}_1$ و $\hat{\phi}_2$

3-2 دور دالة الارتباط الذاتي الجزئي في تحديد نماذج الانحدار AR:

إن أحد المشاكل المعروفة في بناء نماذج الارتباط الذاتي هي تمييز مرتبة السيرورة، فبالنسبة لنماذج المتوسط المتحرك يكون هذا المشكل بسيطا، حيث إذا كانت السيرورة من المرتبة q فإن الارتباطات الذاتية يجب أن تكون كلها قريبة من الصفر من أجل تأخيرات أكبر من q ، بالرغم من ان بعض المعلومات حول مرتبة الارتباط الذاتي يمكن الحصول عليها من التصرف الدوري لعينة دالة الارتباط الذاتي، فإن معلومات أكثر يمكن استنتاجها من دالة الارتباط الجزئية.

ولمعرفة هذه الأخيرة وكيفية استعمالها، نعتبر أولا التباينات المشتركة ودالة الارتباط الذاتي للسيرورة $AR(p)$ ، حيث نلاحظ أن التباين المشترك بتأخير K محدد من:

$$y_k = E[Y_{t-1}(\phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t)]$$

ولنترك الآن $k=0,1,2,\dots,p$ لنحصل على $p+1$ معادلات فروق والتي يمكن حلها نهائيا من

$$\begin{cases} y_0 = \phi_1 y_1 + \phi_2 y_2 + \dots + \phi_p y_p + \sigma_\varepsilon^2 \\ y_1 = \phi_1 y_0 + \phi_2 y_1 + \dots + \phi_p y_{p-1} \\ y_2 = \phi_2 y_1 + \phi_2 y_0 + \dots + \phi_p y_{p-2} \\ \vdots \\ y_p = \phi_1 y_{p-1} + \phi_2 y_{p-2} + \dots + \phi_p y_0 \end{cases} \quad \text{أجل: } y_0, y_1, \dots, y_p \text{ حيث:}$$

وبالنسبة للتأخيرات $k > p$ تصبح لدينا: $y_k = \phi_1 y_{k-1} + \phi_2 y_{k-2} + \dots + \phi_p y_{k-p}$

وللحصول على معادلات Yule Walker لدالة الارتباط الذاتي نقوم بتقسيم التباينات المشتركة على التباين فنحصل على:

$$P_1 = \phi_1 + \phi_2 P_1 + \dots + \phi_p P_{p-1}$$

⋮

$$P_p = \phi_1 P_{p-1} + \phi_2 P_{p-2} + \dots + \phi_p$$

ومن أجل التأخيرات $k > p$ ينتج لدينا: $P_k = \phi_1 P_{k-1} + \phi_2 P_{k-2} + \dots + \phi_p P_{k-p}$ إذا كانت P_1, P_2, \dots, P_p معروفة (مقاسة من دالة الارتباط الذاتي العينية)، فإن يمكن حل معادلات Yule Walker من أجل المعالم ϕ_j ($j = 1, 2, \dots, p$)، ولكن عمليا يتطلب حل هذه الأخيرة معرفة مرتبة الارتباط الذاتي p ، تحديد هذه المرتبة يعتبر أمرا صعبا، ولهذا نفترض أننا نحل معادلات (Y-W) من أجل القيم المثالية لـ p أي نبدأ بوضع الفرضية $p=1$ ، ومن ثم يصبح لدينا $\phi_1 = \rho_1$ ، أو نستعمل الارتباطات الذاتية العينية $\hat{\rho}_1 = \hat{\phi}_1$ ، ولهذا إذا كانت القيمة المحسوبة $\hat{\phi}_1$ لها معنوية إحصائية جيدة (مختلفة عن الصفر)، نقول أن سيرورة الارتباط الذاتي تكون على أقل من المرتبة الأولى.

وتمثل تلك القيمة (لـ $\hat{\phi}_1$) بواسطة a_1 ، ثم نعتبر الفرضية $p=2$ ، أي $AR(2)$ وللقيام بذلك نحل معادلات (Y-W) من أجل $p=2$ ، وهذا يعطي مجموعة جديدة من المقدرات $\hat{\phi}_1, \hat{\phi}_2$ ، حيث إذا كانت $\hat{\phi}_2$ لها معنوية إحصائية جيدة يمكن الاستنتاج أن السيرورة على الأقل من المرتبة الثانية، بينما إذا كانت $\hat{\phi}_2$ قريبة من الصفر، نقول أن $p=1$ ، لنمثل قيمة $\hat{\phi}_2$ بواسطة a_2 ، ونعيد هذه الطريقة بالنسبة للقيم المثالية لـ p ، ثم نسمي هذه السلسلة (a_1, a_2, \dots) ، بدالة الارتباط الذاتي الجزئية، وعلى العموم إذا كانت المرتبة الحقيقية للسيرورة هي p فإننا نلاحظ أن :

$a_j = 0 : j > p$ ، وبعبارة أخرى فإن دالة الارتباط الذاتي الجزئية لنموذج $AR(p)$ تنعدم بعد الفجوة الزمنية تساوي p (C.Gourierous, A.Manfort, 1983).

3-1- نماذج السيرورات المختلطة ARMA (p,q) Mixed process models

1-3-1 الصيغة الرياضية لنماذج ARMA (p,q) :

هناك سيرورات عشوائية لا يمكن نمذجتها على أنها مجرد متوسط متحرك أو انحدار ذاتي فقط، وذلك لاحتوائها على خصائص النوعين من السيرورات معا. بحيث تشمل هذه النماذج على القسم الانحداري ذو الدرجة p وقسم المتوسطات المتحركة ذو الدرجة q ، كما يظهر في الكتابة التالية: (مولود حشمان، 1998)

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \delta + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

كما أن الشرط الضروري لاستقرار السيرورة ARMA (p,q) هو $\sum_{i=1}^p \phi_i < 1$ ، حيث يكون

$$\mu = \delta / (1 - \sum_{i=1}^p \phi_i)$$

وسطها ثابتا عبر الزمن، ويعطي النتيجة التالية:

ومن خصائص دالة الارتباط الذاتي للسيرورة ARMA (p,q) أنها تأخذ الشكل الانحداري بعد الفجوة الزمنية q أي تتناقض بشكل أسّي انطلاقا من $k > p$ (M. Tenenhaus, 1994)

أما دالة الارتباط الجزئي فإنها تأخذ شكل دالة الارتباط الذاتي الجزئي لنموذج المتوسطات المتحركة بعد

الفجوات الزمنية p ، أي تتناقض بشكل أسّي انطلاقا من $k > p$ (G. Bresson, G.C Michaud).

ولنعبر أبسط حالة وهي ARMA (1.1) على الشكل: $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \delta + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$

وبوضع $\delta=0$ ، تكون التباينات والتباينات المشتركة لهذه الأخيرة:

$$y_0 = \text{Var}(Y_t) = E[Y_t(\phi_1 Y_{t-1} + \delta + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1})]$$

ومن أجل $|\phi_1| < 1$ ينتج في الأخير: $y_0 = \sigma_\varepsilon^2 [1 + \theta_1^2 - 2\phi_1 \theta_1] / (1 - \phi_1^2)$

$$y_1 = E(y_t y_{t-1}) = \phi_1 y_0 - \theta_1 \sigma_\varepsilon^2$$

أما التباينات المشتركة :

$$y_k = E(Y_t Y_{t-k}) = \phi_1 y_{k-1} \quad : k \geq 2$$

ومنه دالة الارتباط الذاتي للسيرورة ARMA (1.1) هي:

$$P_k = \begin{cases} (1 - \phi_1 \theta_1)(\phi_1 - \theta_1) / [1 + \theta_1^2 - 2\phi_1 \theta_1] & : k = 2 \\ \phi_1 P_{k-1} & : k \geq 2 \end{cases}$$

حيث من أجل السيرورة ARMA (p,q) يمكن أن نبين بأن:

$$y_k = E(Y_t Y_{t-k}) = \phi_1 y_{k-1} + \phi_2 y_{k-2} + \dots + \phi_p y_{k-p} \quad : k \geq q + 1$$

$$P_k = \phi_1 y_{k-1} + \phi_2 y_{k-2} + \dots + \phi_p y_{k-p} \quad : k \geq q + 1$$

ونلاحظ أن q هو ذاكرة الجزء $MA(q)$ ، وبالتالي من اجل $k \geq q + 1$ تأخذ دالة الارتباط الذاتي للسيرورة $ARMA(p,q)$ خصائص السيرورة $AR(p)$ فقط.

ويوجد نوعين من الطرق لتقدير النموذج $ARMA(p,q)$: الطرق الدقيقة وطريقة المربعات الصغرى المعممة. (c.Gourieroux et A.Monfort, 1995).

2-3 الشرط الضروري والكافي لاستقرار نماذج (ARMA): (Régis-Bourbonnais, 8^e)

(édition)

لدينا الصيغة الرياضية للسيرورة $ARMA(p,q)$:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \delta + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

ويادخال معامل التأخير L فإن الصيغة تصبح:

$$\Rightarrow (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) y_t = (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q) \varepsilon_t$$

$$\Phi(L) y_t = \theta(L) \varepsilon_t \Leftrightarrow ARMA(p, q)$$

حيث y_t هي انحراف Y_t عن وسطها، وإذا كانت Y_t مستقرة فإن $\Phi^{-1}(L)$ يجب أن تتقارب، ويتطلب ذلك أن تكون جذور المعادلة المميزة تقع خارج دائرة الواحد (outside unit circle) لتكون الحلول L_1, L_2, \dots, L_p للمعادلة $\Phi(L)=0$ كلها أكبر من الواحد (بالقيمة المطلقة)، وإذا تحقق ذلك نكتب

$$\text{المعادلة } \Phi(L) y_t = \theta(L) \varepsilon_t \text{ على الشكل:}$$

$$y_t = \Phi^{-1}(L) \cdot \theta(L) \varepsilon_t$$

ونقول عن y_t بأنها قابلة للعكس إذا استطعنا كتابة المعادلة على الشكل: $\theta^{-1}(L) \cdot \Phi(L) y_t =$

ε_t ، ومنه إذا استطعنا قلب السيرورة $ARMA(p,q)$ إلى السيرورة $AR(p)$ فقط، وإذا كانت Y_t قابلة للقلب، فإن $\theta^{-1}(L)$ يجب أن تتقارب بشرط أن تقع جذور المعادلة المميزة $\theta(L)=0$ خارج دائرة الواحد.

- وكمثال نعتبر السيرورة $MA(1)$ ، والتي تكون معادلتها المميزة هي: $\theta(L)=0$ ، ومنه فإن شرط وجود

$$\text{المقلوب: } L = \frac{1}{|\theta_1|} > 0 \text{ أو أن } |\theta_1| < 1.$$

- أما من أجل $MA(2)$ تكون المعادلة المميزة هي: $1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 = 0$

$$L = \frac{-\theta_1 \pm \sqrt{\theta_1^2 + 4\theta_2}}{2\theta_2} \text{: ومنه تكون جذور على الشكل:}$$

إن القيمتين L_1 و L_2 يجب أن تقع خارج دائرة الواحد، والتي تستلزم أن:

$$\theta_2 + \theta_1 < 1, -\theta_2 - \theta_1 < 1, |\theta_2| < 1$$

1-4- نموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك المكامل $ARIMA(p,d,q)$:

إذا كانت السلسلة الزمنية غير مستقرة عليها أيها متكاملة (Nondstationary= Integratedd)، وإذا كان من المتعين الحصول على فروق السلسلة عدد (d) مرة حتى تصبح مستقرة، يقال عندئذ أن السلسلة الأصلية متكاملة من الدرجة $d(I(d))$. (عبد القادر عطية، 2000) وبعبارة أخرى نقول أن هي سلسلة متجانسة وغير مستقرة (متكاملة) من الرتبة d إذا تحققت (وجدت) $W_t = \Delta^d Y_t$ سلسلة مستقرة جديدة، ومنه يمكن أن نمذج السلسلة الجديدة W_t كأنها سيرورة $ARMA(p,q)$ ، في هذه الحالة ينتج أن Y_t هي سيرورة $ARIMA(p,d,q)$ ، ونسمي ذلك بنموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك المكامل، هذا الأخير بالإضافة إلى الرتب p,q فإنه يتصف برتبة ثلاثة d. ويكتب على الشكل:

$$\Phi(L)(1-L)^d Y_t = \delta + \theta(L)\varepsilon_t \Leftrightarrow ARIMA(p,d,q)$$

$$\Phi(L)\Delta^d Y_t = \delta + \theta(L)\varepsilon_t \quad \text{أو:}$$

ويلاحظ أن وسط $W_t = (1-L)^d Y$ المستقر هو: $\mu_w = \delta / (1 - \sum_{i=1}^p \phi_i)$ ، وبالتالي إذا كانت $\delta=0$ فإن السلسلة المكاملة W_t سوف يكون لها اتجاه عام محدد البناء، وكمثال فإذا كان النموذج $ARIMA(1,1,1)$ فهذا يعني أنه يتعين الحصول على الفروق الأولى للسلسلة الأصلية ثم نجري عليها بعد ذلك تقدير $ARMA$ ، ذلك لأن هذا الأخير لا يجري إلا على سلسلة مستقرة، وتكون صيغة النموذج عندئذ:

$$\Delta Y_t = \phi_1 \Delta Y_{t-1} + \delta + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

وعموماً يمكن القول: $ARMA(p,0,q) = ARMA(p,q)$ وتكون السلسلة الأصلية مستقرة،

وأيضاً $ARMA(p,0,0) = AR(p)$ و $ARMA(0,0,q) = MA(q)$.

5-1- النماذج الموسمية المختلطة SARIMA :

تتميز السلاسل الزمنية في الواقع بوجود المركبة الفصلية، الشيء الذي يؤدي إلى ارتفاع كل من p و q ، وبالتالي تصعب عملية تقديرها، ولأجل وضع نموذج يسمى بالنموذج المختلط ذو المركبة الفصلية SARIMA (p,d,q).

ويمكن التعبير عنه كما يلي:

$$(1 - \phi_1 L^s - \phi_2 L^{2s} - \dots - \phi_p L^{ps}) w_t = (1 - \phi_1 L^s - \phi_2 L^{2s} - \dots - \phi_q L^{qs}) \varepsilon_t$$

$$\left. \begin{aligned} \Phi(L^s) &= (1 - \phi_1 L^s - \phi_2 L^{2s} - \dots - \phi_p L^{ps}) \\ \Theta(L^s) &= (1 - \phi_1 L^s - \phi_2 L^{2s} - \dots - \phi_q L^{qs}) \end{aligned} \right\} \text{وبوضع:}$$

نستطيع كتابة SARIMA (p,d,q) على الشكل: $\Phi(L^s) w_t = \theta(L^s) \varepsilon_t$

حيث: $W_t = (1-L^s)^D (1-L)^d Y_t$ ، مع $(1-L)^D$ يمثل الفروق المتتالية من الدرجة d ، كما

يمثل $(1-L^s)^D$ الفروق الموسمية من الدرجة D اللذان يستخدمان لتحقيق استقرارية Y_t .

2- مراحل تطبيق منهجية Box & Jenkins

تعتبر الطريقة التي وضعت سنة 1976 من طرف "Gwrym-M. Jenkins-Gorgre. e. Box" و أصبحت تعرف بإسميهما، وهي من طرق التنبؤ الكمية على دراسة السلاسل الزمنية و كشف خصائصها الجوهرية بهدف التنبؤ على المدى القصير، كما تتميز عن باقي الطرق الأخرى بقدرتها على النمذجة و التنبؤ بالظواهر العشوائية دون إفتراض أي نموذج مسبق .

و تتركز هذه الطريقة على أربعة مراحل هي :

1- مرحلة تحديد النموذج (Identification).

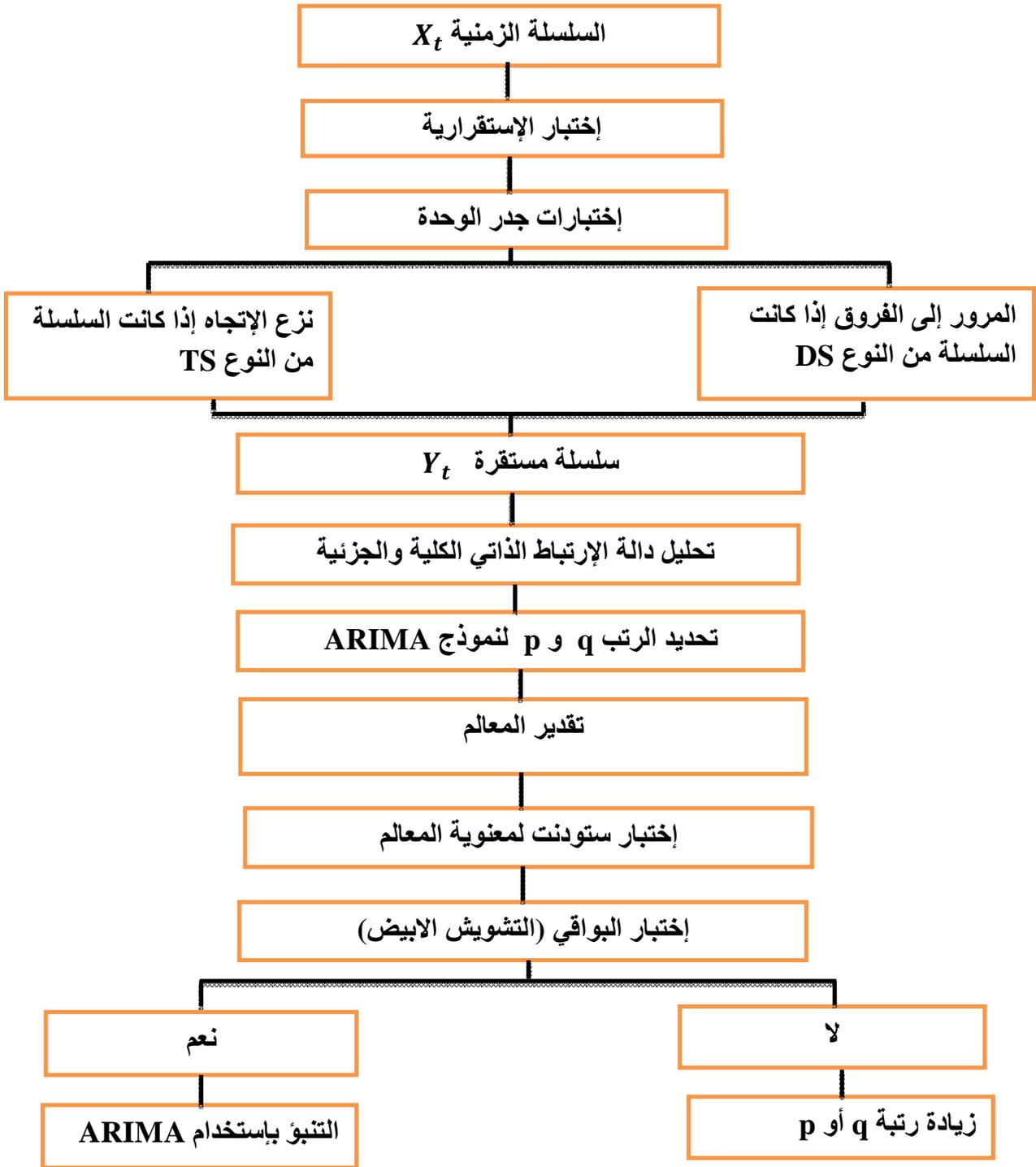
2- مرحلة تقدير المعالم (Estimation) .

3- مرحلة الإختبار (Validation) .

4- مرحلة التنبؤ

والمخطط التالي يبين الخطوات التسلسلية والأساسية حسب بوكس وجينكيز لبناء نموذج خطي لسلسلة زمنية واحدة، بغرض التوقع والمراقبة في المدى القصير:

الشكل رقم (9) : خطوات منهجية Box-Jenkins



المصدر: REGIS BOURBONNAIS, 8 édition, p249

1- مرحلة التعرف (التمييز):

إن أصعب مرحلة في بناء نماذج السلاسل الزمنية هي مرحلة التمييز، حيث ما يزال، ليومنا هذا دور كبير للتجربة الميدانية في تحديد المراتب (p,d,q) للنماذج ARIMA، حيث يمكن الحصول على عدة بدائل للنماذج الممكنة، كما يمكن للنموذج الأولي المختار أن يرفض في المرحلة ما قبل الأخيرة من التحليل. (تومي صالح، 1999)

1-1 أدوات تمييز نماذج السلاسل الزمنية:

إذا ظهرت السلسلة Y_t اتجاهها عاما قويا فإن التفريق مرة واحدة أو مرتين سوف ينتج غالبا السلسلة المستقرة W_t ، ولتحديد مرتبة الارتباط الذاتي p ، ومرتبة المتوسط المتحرك q يوجد ثلاثة أدوات هي:

أ. دالة الارتباط الذاتي Autocorrelation function ACF

ب. دالة الارتباط الذاتي الجزئية Partial Autocorrelation function PACF

ج. شكل الارتباط بين معامل كل دالة سابقة وطول الفجوة Correlogram

وتكون دالة الارتباط الذاتي العينية على الشكل:

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^n (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2} \quad : k = 0.1.2$$

مقترحة مقدرا واضحا لدالة الارتباط الذاتي P_k

وتكون التباينات المشتركة الذاتية لأية سيرورة تتصرف على الشكل:

$$y_k = \sum_{j=1}^p \phi_j y_{k-j} \quad : k > 0$$

وبتقسيم هذه العبارة على التباين y_0 تكون الارتباطات الذاتية على النحو:

$$P_k = \sum_{j=1}^p \phi_j P_{k-j} \quad : k > 0$$

أما الارتباط الذاتي الجزئي فهو مشابه لمعامل الانحدار الجزئي، وهو يمثل الارتباط بين قيم متتالية لمتغير ما خلال فترتين مع ثبات الفترات الأخرى، فمعامل الارتباط الجزئي بين Y_t و Y_{t-j} يشير إلى الارتباط بين قائمتي القيم Y_t, Y_{t-j} مع استبعاد أثر قيم Y الأخرى التي تقع بين الفترتين $t-j, t$ ويكون الارتباط الذاتي الجزئي من المرتبة K لأية سيرورة عشوائية، عبارة عن ϕ_{sj} ، ونحصل عليها بحل مجموعة المعادلات الخطية التالية:

$$P_k = \sum_{j=1}^p \phi_{sj} P_{k-j} \quad : k = 1, 2, \dots, s \quad (\text{عبد القادر عطية، 2000})$$

ونحل المعادلات الـ S الأولى لهذا النظام من أجل ϕ_{sj} ، وتكون النتيجة a_{ss} على أنهما ارتباط ذاتي جزئي، بحيث أنه من أجل سيرورة للانحدار الذاتي ذو المرتبة p تكون $\phi_{pp} = \phi_p$ ، كما أنه من أجل أية سيرورة للارتباطات الذاتية الجزئية ذات المرتبة الأكبر من p تكون كلها أكبر أو مساوية للصفر، حيث من أجل أي عدد صحيح وموجب m يكون:

$$P_k = \sum_{j=1}^p \phi_j P_{k-j} \quad : k = 0, 1, \dots, p, \dots, p + m$$

$$\phi_j^* = \begin{cases} \phi_j & : j = 1, 2, \dots, p \\ 0 & : j = 1, 2, \dots, p + m \end{cases}$$

أي أن: $P_k = \sum_{j=1}^{p+m} \phi_j^* P_{k-j}$ ، حيث أن:

إن المقدر المعقول للارتباطات الذاتية الجزئية ينتج من تعويض الارتباطات الذاتية العينية Γ_k أو P_k ، وحل تلك المعادلات. ومنه فإن الارتباط الذاتي الجزئي للعينة من المرتبة S هو $\hat{\phi}_{SS}$ ، ويعطى كحل لمجموعة المعادلات التالية:

$$r_k = \sum_{j=1}^S \phi_{sj} r_{k-j} \quad : k = 1, 2, \dots, S$$

2-1-1 مقاييس تحديد المرتب (p,d,q) للنماذج ARIMA:

إذا كان شكل الارتباط يقع داخل حدود فترة الثقة 95% منذ البداية، وبالتالي فإن معامل الارتباط الذاتي (ACF) لا يختلف جوهريا عن الصفر فإن هذا يعني أن سلسلة البيانات التي لدينا مستقرة ومتكاملة من الدرجة 0، في هذه الحالة نجري تحليلاتنا على القيم الأصلية للمتغير Y_t ، دون إجراء تحويلات عليها، أما إذا اتضح أن شكل الارتباط الذاتي يقع خارج حدود فترة الثقة 95% عبر فترة طويلة ومعاملات الارتباط الذاتي (ACF) تختلف عن الصفر لعدد كبير نسبيا من الفجوات الزمنية فإن السلسلة Y_t تكون غير مستقرة، في هذه الحالة يجب إجراء الفروق الأولى منها ثم نجري عليها نفس التحليل مرة أخرى حتى نصل إلى سلسلة ساكنة. بعد الحصول على الاستقرار فإنه يمكن دراسة الارتباطات الذاتية والارتباطات الذاتية الجزئية للعينة لتساعدنا على تمييز نوعية التصرف الخاص بالانحدار الذاتي أو المتوسط المتحرك أو لكليهما معا، ولاختيار النموذج نقترح المعايير التالية:

1-2-1 معيار Anderson (تومي صالح، 1999)

تقترح هذه الأداة بأن تكون الانحرافات المعيارية للارتباطات الذاتية الجزئية للعينة، \hat{a}_{SS} تقريبا مساوية للقيمة $n^{-1/2}$ من أجل $k > p$ ، حيث يرى Anderson (1942) أنه بوجود التوزيع الطبيعي

للأخطاء في العينات الكبيرة، فإنه من أجل عينات ذات حجم n تكون مقارنة الكميات العينية مع المجال $(0 \pm 2n^{-1/2})$ تعطي توجيهها جيدا للمعنوية الإحصائية.

2-2-1 معيار Hamman-Rissanen

حسب Hamman-Rissanen (1982م) إذا كانت n ملاحظات متوفرة (مع n كبيرة بدرجة كافية) وتوصلنا إلى درجة معقولة من التفريق للسيرورة، فإن السلسلة المحولة (المفرقة) W_t ذات الوسط 0 والشكل:

$$\Phi(L)W_t = \theta(L)\varepsilon_t \Leftrightarrow ARMA(p, q)$$

- نحاول أولا تفريقها بواسطة الانحدار الذاتي من المرتبة S (المطلوب تحديدها) ولتكن على الشكل:

$$W_t = \phi_{s1}W_{t-1} + \phi_{s2}W_{t-2} + \dots + \phi_{ss}W_{t-s} + \varepsilon_t$$

وبوجود الارتباطات العينية r_s ، فإن المعامل ϕ_{sj} يمكن تقديرها، بالتراجع وفقا لطريقة (Durbin 1960)

والتي تعطي:

$$\hat{\theta}_{11} = r_1, \hat{\theta}_{ss} = \frac{r_s - \sum_{j=1}^{s-1} \phi_{s-1,j} r_{s-j}}{1 - \sum_{j=1}^{s-1} \phi_{s-1,j} r_j}$$

حيث $\hat{\theta}_{ss}$ هي الارتباطات الذاتية الجزئية العينية.

3-2-1 اختبار مدلولية معاملات الارتباط الذاتي:

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

تقوم باختبار الفرضية التالية:

وهذا باستعمال الإحصائية: $t_{rk} = \frac{r_s}{\hat{\sigma}_{r_s}}$ حيث يمثل $\hat{\sigma}_{r_s}$ الانحراف المعياري لتوزيع عينة القيم r_s

والذي يساوي:

$$\hat{\sigma}_{r_s} = \frac{1}{\sqrt{n}} (1 + 2 \sum_{j=1}^{s-1} r_j^2)^{1/2}, s = 1, 2, \dots, m$$

حيث يمثل (m) العدد الأقصى الضروري للتأخير مع (المشاهدات $m \leq \frac{1}{4}$).

$$t_{\hat{\theta}} = \frac{\hat{\theta}_{ss}}{\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_{ss}}}$$

ويمكن استعمال نفس الاختبار على دالة الارتباط الجزئية المقدرة، حيث:

حيث $\hat{\theta}_{ss}$ تمثل معاملات الارتباط الجزئية المقدرة، $\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_{ss}}$: الانحراف المعياري لتوزيع عينة القيم $\hat{\theta}_{ss}$.

4-2-1 معيار Akiake (تحديد المرتبة المقربة للانحدار الذاتي):

يكون تحديد القيمة المناسبة لـ S (المرتبة المقربة للانحدار الذاتي) عن طريق استعمال المعلومات للباحث **Akiake** (1969) أي تختار قيمة S التي تتحقق أصغر للعبارة التالية: $AIC = n \cdot \text{Log} \hat{\sigma}_S^2 + 2s$

حيث أن AIC هي معيار المعلومات لـ **Akiake** ، s هو عدد المعالم، أما إذا استعملنا عدة عينات مختلفة الحجم بالنسبة لنفس السلسلة Y_t أو W_t ، فإننا نستعمل معيار المعلومات المرجح والذي يعطي أصغر قيمة للمقدار: $NAIC = \text{Log} \hat{\sigma}_S^2 + 2s/n$ حيث أن $\hat{\sigma}_S^2$ هو مقدار تباينات الأخطاء من الانحدارات الذاتية المقدره والتي يمكن إيجادها بالتراجع من:

$$\hat{\sigma}_S^2 = (1 - r_1^2) \sum_{t=1}^n \frac{W_t^2}{n} , \hat{\sigma}_S^2 = (1 - \hat{\phi}_{SS}^2) \hat{\sigma}_{S-1}^2$$

إن الهدف من تقدير الانحدار الذاتي المقرب هو الحصول على مقدرات للتجديدات ε_t (Innovations)، حيث إذا كانت القيمة المختارة لـ S هي S^* ، يمكن أن نستعمل لذلك البواقي على الشكل:

$$\hat{\varepsilon}_t = W_t - \hat{\phi}_{S^*1} W_{t-1} - \hat{\phi}_{S^*2} W_{t-2} - \dots + \hat{\phi}_{S^*S} W_{t-S} + \varepsilon_t$$

- ويمكن استعمال هذه البواقي مكان التجديدات المؤخرة في التشكيلة $ARIMA(p,q)$ ، ومنه يمكن أن نكتب:

$$W_t = \phi_1 W_{t-1} + \phi_2 W_{t-2} + \dots + \phi_p W_{t-p} + \hat{\varepsilon}_t + \theta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \theta_2 \hat{\varepsilon}_{t-2} + \dots + \theta_q \hat{\varepsilon}_{t-q}$$

إن مزايا هذه المعادلة هو أنه يمكن تقدير المعالم ϕ_j, θ_i ($j=1 \dots p, i=1 \dots q$) نسبيا بواسطة المربعات الصغرى العادية من اجل توفيقات القيم (p,q) ، حيث أن الباحثين **Hannan-Rissanen**

$$\log \sigma_{p,q}^2 + \frac{(p,q) \text{Log} n}{n}$$

يقترحان اختيار القيم الخاصة بـ (p,q) التي تحقق أصغر قيمة للعبارة التالية:

(Hannan, E,J , Rissannen,1982)

ولقد أثبت جدية هذه الطريقة عدة باحثين عبر تجارب مطبقة على مختلف العينات المطورة، ويقترح **Hannan-Kavlier** (1984) تحويلات مختلفة للطريقة الأصلية والتي تعطي مرتبة المقدرات المتسقة. وقبل التطرق إلى موضوع التقدير، نود تلخيص مجمل الخطوات الضرورية أثناء العمل التطبيقي المتمثل في المراحل التالية: (مولود حشمان، 1998)

1. تكون دالة الارتباط الذاتي (AC) مؤشرا مهما لكشف عدم استقرارية سلسلة زمنية، وهذا عندما لا تنعدم هذه الدالة بعد معينة تعادل $\frac{n}{4}$ (ربع عدد المشاهدات) نظريا، بينما تطبيقيا يجب أن تقع معاملات هذه الدالة داخل مجال ثقة مناسب حتى تكون السلسلة مستقرة (وإلا فلا)، وهنا نكون بصدد دراسة النماذج المركبة، كما أنها تعتبر كاشف مهم للفصلية من خلال القمم والتتواءات التي تظهر في شكل منتظم على هذه الدالة.
2. بالنسبة لنماذج المتوسطات المتحركة من الدرجة q تبتد دالة الارتباط الذاتي مباشرة بعد الدرجة q ، بينما دالة الارتباط الجزئية تبقى متدهورة أي متناقضة بعد هذه الفترة ولكنها لا تنعدم لحظيا.
3. بالنسبة لنماذج الانحدار الذاتي من الدرجة p ، فإن دالة الارتباط الذاتي الجزئية تبتد مباشرة بعد الدرجة هذه، بينما تبقى دالة الارتباط الذاتي متناقضة ولكنها لا تنعدم بنفس السرعة.
4. أما النماذج المختلطة فإن الدالتين تبقيان مستمرتان في التدهور ولكنهما لا تنعدمان عند الدرجتين المذكورتين سابقا.

والجدول التالي يلخص الحالات الثلاثة الأخيرة:

الجدول رقم (1): طبيعة النموذج وفق منحى الارتباط الذاتي

نوع النموذج	ACF	PACF
MA(q)	تنعدم بعد الفترة q	غير منعدمة DIES OUT
AR(p)	غير منعدمة DIES OUT	تنعدم بعد الفترة p
ARMA (p,q)	غير منعدمة DIES OUT	غير منعدمة DIES OUT

المصدر: مولود حشمان، مرجع سابق، ص 145

2- مرحلة تقدير معالم النموذج:

بعد الانتهاء من مرحلة التعرف على النموذج السلسلة الزمنية، وذلك بتحديد الرتب (p,d,q) ، يمكننا الانتقال إلى المرحلة التقنية الموالية والمتمثلة في مرحلة التقدير لمعالم النموذج.

1-2 تقدير معالم نموذج انحدار ذاتي AR:

في هذا النوع من النماذج، وبعد تحديد الدرجة p ، يصبح الميسور تقدير معالمه $(\phi_p, \dots, \phi_1, \phi_2)$ وذلك باستعمال إحدى الطرق التالية: (مولود حشمان، 1998)

1-1-2 طريقة معادلات يول-ولكر:

تلجأ هذه الطريقة على معادلات يول-ولكر التي تحدثنا عليها سابقا من خلال معاملات الارتباط الذاتي لتقدير معالم النموذج، حيث أنها (المقدرات) وفي حالة نماذج $AR(p)$ تكون فعالة: ففي حالة $AR(2)$ مثلا تكون لدينا معادلتين ليول وولكر وكما يلي:

$$P_1 = \phi_1 + \phi_2 P_1 \dots \dots \dots (2-7)$$

$$P_2 = \phi_1 P_1 + \phi_2 \dots \dots \dots (2-8)$$

$$\phi_1 = P_1(1 + \phi_2) \dots \dots \dots (2-9) \quad \text{فمن المعادلة (2-7) نحسب:}$$

$$P_2 = P_1^2(1 + \phi_2) + \phi_2 \quad \text{وبالتعويض في المعادلة (2-8) يكون لدينا:}$$

$$\phi_2 = \frac{P_2 - P_1^2}{1 - P_1^2} \dots \dots \dots (2-10)$$

$$\phi_1 = P_1 \left[1 - \frac{P_2 - P_1^2}{1 - P_1^2} \right] \quad \text{وبالتعويض في المعادلة (10-9) نستنتج:}$$

وبتعويض معلمتي دالة الارتباط الذاتي بالمعلمتين الخاصة بالعينة نحصل على:

$$\hat{\phi}_1 = r_1 \left[1 - \frac{r_2 - r_1^2}{1 - r_1^2} \right] = r_1 \left[1 - \frac{1 - r_2}{1 - r_1^2} \right], \quad \hat{\phi}_2 = \frac{r_2 - r_1^2}{1 - r_1^2}$$

وفي حالة $AR(3)$ يتم الحل عن طريق المصفوفات كما يلي:

$$\begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \\ r_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & r_1 & r_2 \\ r_1 & 1 & r_1 \\ r_2 & r_1 & 1 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \hat{\phi}_1 \\ \hat{\phi}_2 \\ \hat{\phi}_3 \end{bmatrix}$$

$$R = A \times \hat{\Phi} \quad \text{أي وبشكل مختصر:}$$

$$\hat{\Phi} = A^{-1} \times R \quad \text{ومنه:}$$

2-1-2 الطريقة الانحدارية: لتوضيح هذه الطريقة نفترض نموذج $AR(2)$ ، وبسبب مشكل القيم

الانطلاق، نبدأ عملية التقدير من الفترة $(t=p+1=3)$:

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$\left. \begin{aligned} Y_3 &= \delta + \phi_1 Y_2 + \phi_2 Y_1 + \varepsilon_t \\ Y_4 &= \delta + \phi_1 Y_3 + \phi_2 Y_2 + \varepsilon_t \\ &\vdots \\ Y_n &= \delta + \phi_1 Y_{n-1} + \phi_2 Y_{n-2} + \varepsilon_t \end{aligned} \right\} \text{وبالتعويض:}$$

وبكتابتها في شكل مصفوفات:

$$\begin{bmatrix} Y_3 \\ Y_4 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & Y_2 & Y_1 \\ 1 & Y_3 & Y_2 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & Y_{n-1} & Y_3 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \delta \\ \phi_1 \\ \phi_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

$$Y = X \times \Phi + E$$

$$[(n-p).1] [(n-p).1] \quad [(n+p).1] [(n-p).1]$$

وفي هذه الحالة وتحت فرضيات معينة معروفة يمكن تقدير شعاع المقدرات بطريقة المربعات

$$\hat{\Phi}' = [\hat{\delta} \hat{\phi}_1 \hat{\phi}_2] \text{، حيث: } \hat{\Phi} = (XX)^{-1}XY \text{ كما يلي:}$$

3-1-2 طريقة أعظم احتمال (المعقولة العظمى) Maximum Likelihood:

فالتقدير بهذه الطريقة يتوقف أساسا على تحقق التوزيع الطبيعي، وتعتمد مبدأ تصغير أو تدنيه مجموع

مربعات البواقي Min Rss، بمعنى أننا سنختار شعاع المعالم $(\phi_p, \dots, \phi_2, \phi_1)$ الذي يضمن تصغير

مجموع مربعات البواقي، أي:

$$\text{Min } S(\hat{\phi}) = \sum e_t^2$$

ويمكن الاستعانة بهذه الطريقة عند تقدير النماذج المختلطة حيث يتم اختيار مقدرات لشعاعي المعالم

الخاصة بالقسمين الانحداري أو المتوسطات المتحركة $\Phi = (\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p)$

و $\theta = (\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p)$ ، ويتم في هذا تصغير مجموع مربعات البواقي كالعادة: $\text{Min } S(\hat{\phi}) =$

$$\sum e_t^2 \text{ حيث: } e_t = \hat{\theta}^{-1}(L) \cdot \hat{\Phi}(L)Y_t$$

نشير إلى ان الطريقة تحتاج إلى قيم ابتدائية خاصة المتغير Y_t ، مثل Y_0 و Y_{-1} و Y_{-p} حيث دالة

المعقولة العظمى في هذه الحالة تكون شرطية لهذا السبب، ويمكن أن نفهم هذه الظاهرة بسهولة عند تعويض t

بـ $(p, \dots, 2, 1)$ في دالة المعقولة العظمى أو في علاقة البواقي أعلاه.

2-2 تقدير معالم المتوسطات المتحركة والمختلطة: (مولود حشمان، 1998)

تعتبر هذه النماذج $MA(q)$ و $ARMA(p, q)$ أعقد بكثير من حيث التقدير من النماذج الانحدارية، كونها غير خطية في المعالم من جهة، وعدم مشاهدة متغير الأخطاء من جهة أخرى.

فهدف التقدير هنا هو تحديد معالم القسم الانحداري وقسم المتوسطات المتحركة $ARMA(p,q)$

معاً، أو معالم قسم المتوسطات المتحركة لوحدها في نموذج $MA(q)$ ففي حالة النموذج المختلط التالي:

$$Y_t - \phi_1 Y_{t-1} - \phi_2 Y_{t-2} - \dots - \phi_p Y_{t-p} = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

$$\hat{\Phi}(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p \quad \text{أي :}$$

$$\hat{\Phi}(L) Y_t = \theta(L) \varepsilon_t \quad \text{حيث :}$$

$$\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_p L^p$$

$$\varepsilon_t = \theta^{-1}(L) \Phi(L) Y_t \quad \text{فإن } \theta(L) \text{ المعامل } \theta(L)$$

إذا فإن أي طريقة تقدير، يجب أن تأخذ بعين الاعتبار فكرة تدنية مجموع مربعات البواقي، أي:

$$\text{Min } \sum \varepsilon_t^2 = S(\phi, \theta)$$

$$\text{Min } \sum e_t^2 = S(\hat{\phi}, \hat{\theta}) \quad \text{وبالتالي :}$$

$$e_t = \hat{\theta}^{-1}(L) \hat{\Phi}(L) Y_t \quad \text{حيث :}$$

لقد رأينا إمكانية وسهولة تقدير معالم هذه العلاقة في حالة غياب الطرف $MA(q)$ ، بينما في حالة حضورها لوحدها أو مع مركبة النماذج الانحدارية $AR(p)$ ، فإن هذه العلاقة تصبح غير خطية المعالم، وبالتالي تتطلب طريقة تقدير تكرارية (Non Linear Iterative Routine)، ومن بين هذه الطرق:

1-2-2 طريقة البحث التشابكي Grid-search:

لتوضيحها ندرج المثال المختلط البسيط التالي $ARMA(1,1)$:

$$Y_t - \phi_1 Y_{t-1} = \varepsilon_t + \theta_t \varepsilon_{t-1}$$

$$Y_t = \frac{1}{(1-\phi_1 L)} (t + \quad \text{ومنه :} \quad (1 - \theta_1 L) \varepsilon_t = \varepsilon_t + \theta_1 L \varepsilon_{t-1}$$

$$\theta_1 \varepsilon_{t-1})$$

$$v_t = \phi v_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{فإذا سمينا } v_t \text{ بـ } \frac{1}{(1-\phi_1 L)} \varepsilon_t \text{ ، يصبح :}$$

نلاحظ عند هذه العلاقة الأخيرة، أنه لو توفرت قيم الشعاع v_t ، فإننا نستطيع تقدير المعلمة θ بطريقة المربعات الصغرى، ولكن بسبب عدم مشاهدتها نلجأ إلى العملية التالية حيث نستطيع كتابة:

$$Y_t = \frac{1}{(1-\phi L)} \varepsilon_t + \frac{\theta}{(1-\phi L)} \varepsilon_{t-1}$$

$$Y_t = v_t + \theta v_{t-1}$$

ومن هذه المعادلة وبتعويض θ بقيمها، والتي تقع ضمن المجال $|\theta| < 1$ من اجل شرط إمكانية قلب النموذج، وبتوفير القيم البدائية لـ v_t أو جعلها مساوية للصفر، (في هذا المثال $v_0=0$) نحصل على:

$v_t = Y_t + \theta v_{t-1}$ إذا تبدأ العملية بالتكرار الأول وذلك باختيار مثلا $\theta = -0.9$ ونسميها $\theta^{(1)}$ وكما يلي:

$$t = 1 : v_1^{(1)} = Y_1$$

$$t = 2 : v_2^{(1)} = Y_2 - \theta^{(1)} v_1^{(1)}$$

$$t = 3 : v_3^{(1)} = Y_3 - \theta^{(1)} v_2^{(1)}$$

⋮

$$t = n : v_n^{(1)} = Y_n - \theta^{(1)} v_{n-1}^{(1)}$$

حيث $V^{(1)} = [v_1^{(1)}, v_2^{(1)}, \dots, v_n^{(1)}] = Y_1$ وبتعويض هذا الشعاع الناتج، نستطيع تقدير

$$\hat{\theta}^{(1)} = \frac{\sum_t v_t^{(1)} v_{t-1}^{(1)}}{\sum_t [v_{t-1}^{(1)}]^2} : \text{المعلمة } \theta \text{ باستعمال الطريقة الخطية للتقدير (OLS)}$$

ثم عملية حساب مجموع مربعات البواقي المقابلة للمعلمتين $(\hat{\theta}^{(1)}, \hat{\phi}^{(1)})$ كالآتي:

$$\sum_t e_1^2 = \sum_t [v_t^{(1)} - \hat{\phi} v_{t-1}^{(1)}]^2$$

ونسمي مجموع المربعات هذه بالرمز المتعارف عليه والموافق للتكرار الأول RSS

ونعيد العملية للمرة الثانية (التكرار الثاني) حيث ووفق المراحل السابقة والتي نختصرها فيما يلي:

❖ حساب الشعاع $V^{(2)}$ باستعمال قيمة θ الموالية $\theta = -0.8$ مثلا (إذا كان مقدار الخطوة يعادل 0.1)

$$\hat{\theta}^{(2)} = \frac{\sum_t v_t^{(2)} v_{t-1}^{(2)}}{\sum_t [v_{t-1}^{(2)}]^2} : \text{تقدير المعلمة}$$

❖ حساب مجموع مربعات البواقي: $RSS^{(2)} = \sum_t e_1^2 = \sum_t [v_t^{(2)} - \hat{\phi}^{(1)} v_{t-1}^{(2)}]^2$

ونعيد هذه العملية حتى نغطي كامل مجال التعويض لـ θ ، وحتى نتحصل على المعالم التي تدني RSS

نشير هنا إلى أن هذه الطريقة تصبح غير مرغوب فيها لما يتجاوز عدد المعالم قسم المتوسطات المتحركة الرتبتيين ($q > 2$)، لصعوبة عملية الحساب من جهة وكذا عدم اتساق المعالم في هذه الحالة.

2-2-2 طريقة غوس-نيوتن Gauss-Newton:

تعتمد هذه الطريقة كذلك على تدنيه مجموع مربعات البواقي:

$$\text{Min } S(\phi, \theta) = \sum_t e_t^2 = \sum_t (\varepsilon_t / \phi, \theta, Y_t), \quad \varepsilon_t = \theta^{-1}(L)\Phi(L)Y_t$$

وبما أن هذه المعادلة غير خطية المعالم، فإنه لا يمكن تقديرها بواسطة التطبيق المباشر للمربعات الصغرى

العادية، لذلك للحصول على $\hat{\phi}, \hat{\theta}$ يمكن استعمال طريقة التقدير غير الخطي لـ Gauss-Newton ،

مستعملين منشور تايلور (Taylor) لضبط المعادلة السابقة في شكل خطي، حول قيمة انطلاق معينة

للموجهين ϕ و θ ، نعيد هذه السيرورة حتى يحدث التقارب. فإذا أخذنا نموذج السيرورة

ARMA(1,1): $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$ مع ε_t مستقلة ومتماثلة التوزيع بالنسبة لكل t ،

ومن أجل $|\phi_1| < 1$ نضرب طرفي المعادلة بالمقدار $\theta^{-1}(L)$ فنجد:

$$\theta^{-1}(L)Y_t = \theta^{-1}(L) \cdot \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

إن المشكل الأساسي في هذه المعادلة هو كيفية شرح المتغير المحول $\theta^{-1}(L)Y_t$ ، فهذا المتغير هو عبارة

عن مجموع الترجيحات للقيم الحالية والماضية للسلسلة Y المحتوية على قيم العينة السابقة والتي تكون غير

ملاحظة، وإذا فرضنا أن كل قيم العينة السابقة للسلسلة Y مساوية للصفر، تصبح العملية بسيطة، فانطلاقاً من

هذه الفرضية، تكون السلسلة المحولة هي:

$$Y_t^* = \theta^{-1}(L)Y_t \quad : t = 1, 2, \dots, n$$

$$Y_1^* = Y_1$$

والتي هي على الشكل:

$$Y_2^* = Y_2 + \theta_1 Y_1$$

$$Y_3^* = Y_3 + \theta_1^2 Y_1$$

⋮

$$Y_n^* = Y_n + \theta_1 Y_{n-1} + \theta_1^2 Y_{n-2} + \dots + \theta_1^{n-1} Y_1$$

وبالتراجع نستنتج أن السلسلة على الشكل: $Y_t^* = Y_t + \theta_1 Y_{t-1}^*$: $t = 1, 2, \dots, n$ مع

$$Y_0^* = 0$$

ومنه يمكن إعادة كتابة المعادلة $\theta^{-1}(L)Y_t = \theta^{-1}(L) \cdot \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$ على

الشكل: $Y_t^* = \theta_1 Y_{t-1}^* + \varepsilon_t$: $t = 1, 2, \dots, n$ ، حيث أن هذه المعادلة الأخيرة خطية في ϕ_1 ،

وإذا كانت θ_1 معطاة فإن قيم السلسلة المحولة: Y_t^* تصبح معروفة ليكون التطبيق المباشر لقانون المربعات الصغرى العادية يعطي مقدرا متسقا لـ ϕ_1 ، عمليا، تكون θ_1 غير معروفة، ومنه نضطر لتطبيق التقدير غير الخطي، وأبسط طريقة للحصول على المقدرات غير الخطية $\hat{\theta}_1$ و $\hat{\phi}_1$ هي استعمال طريقة البحث بمجال، حيث أن تطبيق قانون المربعات الصغرى من أجل قيمة لـ θ_1 في مجال مختار ويحقق الشرط $|\phi_1| < 1$ يعطي مقدرات متسقة، فمثلا نختار المجال $\theta \in]-1, +1[$ ونغير تدريجيا قيمة θ_1 في هذا المجال، مطبقين في كل مرة، قانون المربعات الصغرى من أجل الحصول على $\hat{\phi}_1$ ، ثم نختار قيمة θ_1 التي تحقق أصغر قيمة لمجموع البواقي للانحدار.

لكن تصبح هذه العملية مملة وتأخذ وقتا أكبر لما نواجه سيرورات لها مرتبة $2 < q$ ، لذا يفضل أغلب الكتاب استعمال طرق التدنئة مثل طريقة Gauss-Newton للمربعات الصغرى غير الخطية.

حيث من خلال المعادلات السابقة نستطيع كتابة:

$$---(2-11)$$

$$\varepsilon_t = \theta^{-1}(L)\Phi(L)Y_t = Y_t^* - \phi_1 Y_{t-1}^* : t = 1, 2, \dots, n$$

$$\Phi(L)Y_t = Y_t - \phi_1 Y_{t-1} : \text{حيث أن:}$$

وما دام ε_t في (2-11) ليس خطيا في ϕ_1 و θ_1 ، فنستعمل توسيعات تايلور للسلسلة ε_t حول

البواقي المقدرة $\hat{\varepsilon}_t(e_t)$ ، لنجد:

$$\varepsilon_t = \hat{\varepsilon}_t + [\partial\varepsilon_t/\partial\phi_t](\phi_t - \hat{\phi}_t) + [\partial\varepsilon_t/\partial\theta_t](\theta_t - \hat{\theta}_t) + R_1 - - (2 - 12)$$

$$\hat{\varepsilon}_t = \frac{-\partial\varepsilon_t}{\partial\phi_t}(\phi_1 - \hat{\phi}_t) - \frac{\partial\varepsilon_t}{\partial\theta_t}(\theta_t - \hat{\theta}_t) + \varepsilon_t \quad \text{وبوضع } R_1=0 \text{ نجد:}$$

يمكن اعتبار هذه الصيغة على أنها انحدار خطي حيث أن \hat{y}_t متغير تابع والمشتقات الجزئية $\frac{-\partial\varepsilon_t}{\partial\phi_t}$

و $\frac{-\partial\varepsilon_t}{\partial\theta_t}$ مقيمة عند $\hat{\phi}_t$ و $\hat{\theta}_t$ على الترتيب، هي المتغيرات المفسرة (المستقلة)، إن حساب هذا الانحدار سوف

يقدر القيم المراجعة للحصول على مقدرات جديدة للمعلمتين ϕ_1 و θ_t .

ويحدث ذلك عن طريق تقسيم المشتقات في المعادلة (2-12) مستعملين المعادلة (2-11) في كل

خطوة مراجعة والتي تعطي: $-\frac{\partial\varepsilon_t}{\partial\phi_t} = -Y_{t-1}^*$ ، أما بالنسبة لـ $\frac{\partial\varepsilon_t}{\partial\theta_t}$ فنكتب: $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} +$

$$\varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

لنجد أن: $\varepsilon_t = Y_t - \phi_1 Y_{t-1} + \theta_1 e_{t-1}$ وما دام Y_{t-1} و Y_t ملاحظتين من اجل كل t ،

$$\frac{\partial \varepsilon_t}{\partial \theta_t} = -\varepsilon_{t-1} + \theta_1 \frac{-\partial \varepsilon_t}{\partial \theta_t}$$

ونستعمل هذه الصيغة بالتراجع مع اعتبار: $\frac{\partial \varepsilon_t}{\partial \theta_t} = 0$ لما $t < 1$ ، ويمكن إعادة كتابتها على الشكل:

$$(1 - \theta L) \frac{\partial \varepsilon_t}{\partial \theta_t} = \varepsilon_{t-1}:$$

$$\varepsilon_{t-1}^* = \frac{-\partial \varepsilon_t}{\partial \theta_t} = \frac{-\partial \varepsilon_{t-1}}{(1-\theta L)}:$$

ولنعرف المتغير المحول على الشكل: ε_{t-1}^* ونستعمل طريقة Gauss-Newton لتحديد البواقي المقدرة ε_t^* في المتغيرات Y_{t-1}^* و $-\varepsilon_{t-1}^*$ ، لتقدير التراجعات للمقدرات $\hat{\phi}_1$ و $\hat{\theta}_1$ على الترتيب. إن المتغيرات المكونة أعلاه يجب مراجعتها عند كل مرحلة من سيرورة التكرار، لأنها تعتمد على المقدرات الحالية، ونواصل العملية حتى تقترب المقدرات المراجعة من الصفر.

3- مرحلة الفحص التشخيصي Diagnostic Checking:

بعد الانتهاء من مرحلتي تحديد وتقدير النموذج، نود التطرق إلى المرحلة الثالثة من عملية النمذجة، وهي اختبار قوة النموذج الإحصائية تم التنبؤية في مرحلة لاحقة، وهذه المرحلة تتطلب الخطوات التالية (مولود حشمان، 1998)

3-1 اختبار دالة الارتباط الذاتي للسلسلة:

وذلك بمقارنة دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الأصلية مع تلك المتولدة عن النموذج (المقدر)، فإذا لوحظ وجود اختلاف جوهري بينهما، فإنه يكون دليلا قاطعا على فشل عملية التحديد، وهذا يستدعي إعادة بناء النموذج وتقديره من جديد. أما إذا تشابهت الدالتان ، فإننا ننتقل إلى دراسة وتحليل بواقي النموذج، وهذه العملية تتطلب حساب ورسم دالة الارتباط الذاتي لهذه البواقي.

3-2 تحليل دالة الارتباط الذاتي للبواقي (اختبار):

يجب أن تقع معالم دالتي الارتباط الذاتي الكلية والجزئية لهذه البواقي داخل مجال المعنوية المعبر عنه بيانيا

$$|r_k| < \frac{2}{\sqrt{T}}$$

وتحت فرضية توزيع معاملات هذه الدالة طبيعيا وبوسط معدوم وتباين $\frac{1}{T}$ أي $r_k \sim N\left(0, \frac{1}{T}\right)$

$$Q = T \sum_{i=1}^k r_i^2 \sim \chi_{k-p-q}^2$$

حيث r_k معطى بالعلاقة: $r_k = \frac{\sum(e_t \cdot e_{t-k})}{\sum e_1^2}$ ، أين e_t تساوي: $e_t = \hat{\Phi}(L) \cdot \hat{\theta}^{-1}(L) Y_t$
 وبمقارنة الإحصائية: $Q = n \sum_{i=1}^k r_i^2$ مع X_{k-p-q}^2 (المستخرجة الجدول) نقبل مباشرة أو نرفض
 فرضية العدم التي تقول أن كل معاملات دالة الارتباط الذاتي للبواقي معدومة.

• فإذا كانت Q المحسوبة للأخطاء أقل من تلك الجدولة فإننا نقبل مباشرة الفرضية H_0 .

• أما إذا كانت Q المحسوبة للأخطاء أكبر من تلك الجدولة فإننا نرفض الفرضية H_0

نشير هنا أنه يمكن استعمال Q^* بدلا من Q حيث أن هذا الأخير يعاني من نفس عيب R^2 المذكور سابقا (لا يتأثر بزيادة المتغيرات المفسرة) ولذا:

$$Q^* = T(T + 2) \sum_{i=1}^k (T - i) r_i^2 \sim X_{k-p-q}^2$$

ويعرف هذا الأخير باختبار Ljung-Box-Pierce أو Modified Box-

Pierce ويحسب من طرف معظم البرامج الإحصائية مثل TSP و SPSS... الخ

عند اختبار الإحصائية Q أو Q^* يمكن رفع مستوى المعنوية من $a=5\%$ إلى 10% ، وهذا الإجراء وارد نظرا لضعف المعنوية في الميدان التطبيقي.

3-3 اختبار معنوية المعالم المقدرة والمعنوية الكلية للنموذج:

نظر للتوزيع الطبيعي التقاربي لمعالم النماذج العشوائية بوسط معدوم وتباين معين، فإن كل من الإحصاءة t و Fisher تصبح غير مبررة الاستعمال، وكبديل لهذه، نستعمل كل من $N(0.1)$ و X^2 واللذان

$$\left| \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{se(\hat{\beta}_j)} \right|$$

وهذا المعيار خاص بعملية اختبار المعلمة $\hat{\beta}$ ، حيث قيمة المعلمة تحت فرضية العدم: $H_0: \hat{\beta}_j = 0$

بينما $se(\hat{\beta}_j)$ هو عبارة عن الانحراف المعياري للمعلمة المقدرة $(\hat{\beta}_j)$. $H_a: \hat{\beta}_j \neq 0$

كما أن اختبار مجموعة من المعالم أنيا لا يتم بدلالة Fisher، وإنما بواسطة الإحصاءة X^2 ،

$$\frac{(RRSS - URSS)}{URSS/n} \sim \chi_m^2$$

حيث m هي : عدد المعالم المراد اختبارها.

أما $RRSS$ و $URSS$ هي عبارة عن مجموع مربعات البواقي تحت الفرضية H_0 و H_a على الترتيب.

3-4-4 معايير التفضيل بين النماذج المرشحة:

قد يحدث أحيانا في بعض الحالات وأن تتجاوز عدة نماذج الاختبارات السابقة، وللقيام بعملية المقاضلة بينها (النماذج غير المرفوضة بواسطة الأدوات الإحصائية السابقة الذكر) نستعمل المقاييس التالية:

3-4-1 معيار AKAIKE (1969م):

يسمى هذا المعيار بـ (AIC)، ويعد الأكثر استعمالا، ويعطى بالعلاقة التالية: $AIC =$

$$\hat{\sigma}^2 \cdot \exp \left\{ 2 \left(\frac{p+q}{n} \right) \right\}$$

حيث $\hat{\sigma}^2 = s^2$ محسوبا بطريقة المعقولة العظمى أي بقسمة مربعات البواقي على عدد المشاهدات فقط كما أن المقدار (p+q) هنا يشير إلى عدد معالم النموذج المقدر وليس مجموع درجتي النموذج، كما يمكن كتابة هذا المعيار في شكل لوغاريتمي كما يلي:

$$AIC = Ln(\hat{\sigma}^2) + \left\{ 2 \left(\frac{p+q}{n} \right) \right\}$$

وبسبب إعطائه وزن أكبر للنماذج المستعملة لأكبر عدد من المشاهدات عدل

$$NAIC = \frac{AIC}{n}$$

وهنا يكون الاختيار على أساس أصغر قيمة للمعيار، أي نفضل النموذج الذي يحقق أصغر AIC

و NAIC

3-4-2 معيار Schwarz (1979م): رغبة في تحقيق خصائص تقاربية، اقترح Schwarz

$$BIC = Ln(\hat{\sigma}^2) + \left\{ 2 \left(\frac{p+q}{n} \right) \right\} \cdot Ln(n)$$

التعديل التالي: يكون أساس اختيار النموذج إذن على أساس أصغر قيمة لهذا المعيار.

3-4-3 معيار Hannan-Quinn (1979م):

$$\varphi(p, q) = Ln(\hat{\sigma}^2) + (p, q) C \frac{Ln Ln(n)}{n}$$

يسمى هذا المعيار بـ φ ويعطى بالعلاقة: $\hat{\sigma}^2 = s^2$ المحسوبة بطريقة المعقولة العظمى وتساوي $\frac{\sum e_t^2}{n}$. ويكون النموذج الأفضل

حسب هذا المعيار الذي يعطي أقل قيمة (Min $\varphi(p, q)$).

4-4-3 مقاييس أخرى للمفاضلة بين النماذج:

في النموذج ARMA، خطأ التنبؤ بأفق يساوي واحد يعطي: $V[e_1(1)] = \sigma^2$ ، ومنه نستطيع

أن نختار النموذج ذو أصغر خطأ تنبؤ، كما توجد مقاييس أخرى للاختبار وهي: (T.C. Mils, 1992)

أ. تقدير التباين: $\hat{\sigma}^2 n$

ب. معامل التحديد: $R^2 = 1 - \frac{\hat{\sigma}^2 n}{V}$ ، حيث V التباين المحسوب للسلسلة الأصلية ذات الفروق من

الدرجة d.

ج. معامل التحديد المصحح: $\bar{R}^2 = 1 - \frac{\sigma^2 n / (n-p-q)}{V / (n-1)}$

هذا الاختبار يأخذ بعين الاعتبار درجة كثير الحدود للانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة.

د. إحصاءة فيشر: $F = \frac{(V-\hat{\sigma}) / (p+q)}{\hat{\sigma} / (n-p-q)}$

لتدنته المعيار -أ- يستلزم اختيار النماذج التي تعطي أكبر قيم للمعايير [ب-ج-د].

ملاحظة:

يمكن إضافة متغيرات الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك للنموذج في مرحلة التأكد من التشخيص، ومن

ثم ندرس ونختبر معنوياتها الإحصائية، ويمكن أن نستعين في اتخاذ هذا القرار معيار AKAIKE، كما يمكن

اختبار البواقي والنظر ما إذا كانت عشوائية أم لا. إن دوال الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي للبواقي يمكن أن

تبين ما كان من السهل شرحها بواسطة السيرورة ARMA. فإذا كانت البواقي ممثلة جيدا بواسطة

السيرورة AR(p)، يمكن زيادة مرتبة p للسيرورة الأصلية ARMA، وإذا كانت ممثلة جيدا بواسطة السيرورة

MA(q)، يمكن زيادة مرتبة q، وبعد إعادة تخصيص النموذج، نعيد تقديره، ونطبق فكرة التأكد من

التشخيص مرة أخرى حتى تصبح المعالم $\hat{\theta}_i, \hat{\phi}_j$ ذات معنوية، والبواقي ذات اضطراب أبيض.

5-3 طريقة Goldfrey (1979م) لتشخيص النماذج:

يقترح Goldfrey النموذج:

$$\Phi(L)W_t = \theta(L)\varepsilon_t \Leftrightarrow ARMA(p, q)$$

$$\Phi(L) = (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p - \phi_{p+1} L^{p+1} - \phi_{p+2} L^{p+2} - \dots - \phi_{p+p^*} L^{p+p^*})$$

$$\Phi(L) = (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_q L^q - \phi_{q+1} L^{q+1} - \phi_{q+2} L^{q+2} - \dots - \phi_{q+q^*} L^{q+q^*})$$

(حيث W_t السلسلة المستقرة بعد إجراء الفروقات من الدرجة d على السلسلة Y_t)

وتكون المعالم θ_{q+i}, ϕ_{p+j} في البداية مساوية للصفر، حيث $i=1,2,\dots,q^*$; $j=1,2,\dots,p^*$ ثم نقدر النموذج المقترح بالطرق المتحدث عنها سابقا، ومن ثم فإن الانحرافات المعيارية لمقدرات المعالم المضافة سوف تبين ما إذا كانت هذه المعالم المضافة تختلف عن الصفر أو لا، كما يمكن استعمال اختبار LM المقترح من طرف Goldfrey .

3-5-1 اختبار LM لـ Goldfrey:

يعتمد هذا الاختبار على مشتقات لوغاريتمية دالة المعقولة بالنسبة للمعالم المضافة، والمقيمة عند المعالم المقدرة في ظل الفرضية H_0 والقائلة بأن النموذج الأصلي هو الصحيح. نبين في ظل H_0 صحيحة بأن هذه المشتقات لها توزيعات تقاربية طبيعية، ومن أجل $ARMA(p,q)$ المعممة بواسطة التحديدات يمكن كتابة:

$$\text{Log } L(\phi, \theta, \sigma_\varepsilon^2) = \frac{-n}{2} \text{Log } 2\pi - \frac{n}{2} \text{Log } \sigma_\varepsilon^2 - \sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2 / 2\sigma_\varepsilon^2$$

حيث أن:

$$\varepsilon_t = \theta^{-1}(L)\Phi(L)W_t = (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q)^{-1} (1 + \phi_1 L + \phi_2 L^2 + \dots + \phi_p L^p) W_t$$

وتكون المشتقات الجزئية لهذه الدالة بالنسبة لمعالم الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك هي على الترتيب:

$$\frac{\partial \text{Log } L}{\partial \phi_j} = \sum_{t=1}^n (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q)^{-1} W_{t-j} \cdot \varepsilon_t / \sigma_\varepsilon^2$$

ويعتمد اختبار LM الإحصائي على هذه المشتقات حيث نعتبر النموذج الخاص بالسلسلة المرفقة W_t

مع عينة ملاحظات n .

$$W_t - \phi_1 W_{t-1} - \dots - \phi_p W_{t-p} = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_p \varepsilon_{t-p}$$

$$\Phi(L)W_t = \theta(L)\varepsilon_t$$

ونمثل مدرات المعقولة العظمى بواسطة $\hat{\phi}_j$ و $\hat{\theta}_i$ البواقي بواسطة: $\hat{\varepsilon}_t = \hat{\theta}^{-1}(L) \cdot \hat{\Phi}(L) \tilde{W}_t$

حيث أن \tilde{W}_t هي القيم الملاحظة فقط للسيرورة W_t ، وتكون السلسلتين X_t و Z_t من الشكل:

$$\hat{\theta}(L)X_t = \tilde{W}_t \Rightarrow X_t = \tilde{W}_t - \hat{\theta}_1 X_{t-1} - \dots - \hat{\theta}_q X_{t-q}$$

$$\hat{\theta}(L)Z_t = \hat{\varepsilon}_t \Rightarrow Z_t = \hat{\varepsilon}_t - \hat{\theta}_1 Z_{t-1} - \dots - \hat{\theta}_q Z_{t-q}$$

ونبدأ الحسابات عمليا في المعادلتين السابقتين، بواسطة وضع Z_t و X_t مساوية للصفر من أجل $[t=(1-q), \dots, -1, 0]$ ، ولنعتبر الآن اختبار نموذجنا بأنه مخصص بطريقة صحيحة ضد الفرضية البديلة والقائلة بأنه يجب إضافة m معالم في الجزء MA، وبالتالي يجب اختبار الفرضية:

$$H_0: \text{ARMA}(p, q)$$

$$H_A: \text{ARMA}(p, q+m)$$

ويقترح Goldfrey استعمال اختبار LM عن طريق التقدير نموذج الانحدار التالي بواسطة MCO:

$$\hat{\varepsilon}_t = a_1 X_{t-1} + \dots + a_p X_{t-p} + \beta_1 Z_{t-1} + \dots + \beta_q Z_{t-q} + \mu_t$$

حيث أن a_i و β_j هي معالم، و μ_t هو حد الخطأ، وليكن يمثل البواقي من معادلة الانحدار المقدرة.

$$Q = n \left[1 - \frac{\sum \hat{\mu}_t^2}{\sum \hat{\varepsilon}_t^2} \right] \sim \chi_m^2 \text{ صحيحة تجري الاختبار: } H_0 \text{ تحت}$$

ومن أجل قيم كبيرة لهذه الإحصاءة Q نرفض H_0 ، وطور Goldfrey كذلك LM ضد الفرضية البديلة والقائلة بأن النموذج الصحيح هو $\text{ARMA}(p+m, q)$ ، حيث نتبع في هذه الحالة نفس الخطوات السابقة.

2-5-3 اختبار Granger-Newbold

يرى كل من Granger و Newbold (1986م) أنه يمكن تطوير اختبار LM لـ Goldfrey إلى أي شكل من النوع $\text{ARMA}(p+K_1, q+k_2)$ ، حيث أن m هنا تساوي إلى أكبر قيمة لـ k_1, k_2 أي: $m = \text{Max}(k_1, k_2)$

وعلى العموم يجب النظر إلى النموذج الذي له أصغر عدد من المعالم المتناسقة مع الفرضية القائلة بأن حدود الأخطاء لها اضطراب أبيض. كما يمكن في هذا الإطار استعمال المقاييس السابقة الذكر NAIC, ..AIC

4- مرحلة التنبؤ:

إن الهدف من التنبؤ هو استعمال النموذج الحالي والمقدر في فترة زمنية معطاة، من أجل تقدير القيم المستقبلية كسلسلة زمنية تبعا لأصغر خطأ ممكن، لذا نعتبر التنبؤ ذي أصغر وسط لمربع خطأ التنبؤ Minimum Mean Square Forecast Error (MMSFE) تنبؤا أمثلا، وما دام خطأ التنبؤ هو متغير عشوائي، نقوم بتصغير قيمته المتوقعة، (تومي صالح، 1999).

إن التنبؤ هذا يتم بعد تقدير معالم النموذج $ARIMA(p,d,q)$ ، والذي يكون قد تجاوز مختلف مراحل الاختبارات السابقة ومحددا بالدرجة d,p,q ، حيث قيمة التنبؤ تصبح ثابتة (أي تكون مساوية لوسط السلسلة) بعد الفترة q في نماذج المتوسطات المتحركة، ويمكن تلخيص عملية التنبؤ في المراحل التالية:

$$أ- كتابة النموذج المقدر \hat{Y}_t = f(\hat{\phi}, \hat{\theta}, Y, e)$$

ب- تعويض t بـ $T+1$ حيث $t=1,2,\dots,L$

ت- تعويض كل القيم المستقبلية للمتغير الخاص بالظاهرة المدروسة بتنبؤاتها، بينما يتم تعويض الأخطاء المستقبلية بالأصفار والماضية (داخل العينة) بالبواقي

1-4 حساب التنبؤ:

يمكن استعمال النموذج $ARIMA$ المقدر لحساب التنبؤ $\hat{Y}_n^{(m)}$ ، حيث نحسب أولاً، التنبؤ بفترة واحدة في المستقبل، ثم نستعمل هذا الأخير لحساب التنبؤ بفترتين في المستقبل، ونواصل بنفس الطريقة حتى تصل إلى التنبؤ بالفترة m في المستقبل. ولنكتب نموذج $ARIMA(p,d,q)$ على الشكل:

$$\Phi(L)(1-L)^d Y_t = \delta + \theta(L)\varepsilon_t \Leftrightarrow ARIMA(p,d,q)$$

$$\Phi(L)\Delta^d Y_t = \delta + \theta(L)\varepsilon_t$$

أو على النحو:

$$W_t = \phi_1 W_{t-1} + \phi_2 W_{t-2} + \dots + \phi_p W_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} + \delta$$

$$\Rightarrow (1 + \phi_1 L + \phi_2 L^2 + \dots + \phi_p L^p) W_t = \delta + (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q) \varepsilon_t$$

$$\Phi(L)W_t = \delta + \theta(L)\varepsilon_t \Leftrightarrow ARMA(p,q)$$

$$\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p \text{ حيث:}$$

$$\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q$$

$$W_t = (1-L)^2 Y_t$$

ومنه لحساب $\widehat{W}_t^{(m)}$ نبدأ بحساب تنبؤ الفترة الواحدة لـ W_t وهي $\widehat{W}_n^{(m)}$ ، حيث نستطيع

كتابة النموذج في الفترة الزمنية $(n+1)$:

$$W_{n+t} = \phi_1 W_n + \phi_2 W_{n-2} + \dots + \phi_p W_{n-p+1} + \varepsilon_{n+1} - \theta_1 \varepsilon_n - \theta_2 \varepsilon_{n-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{n-q+1} + \delta$$

ثم نأخذ القيمة المتوقعة الشرطية لـ W_{n+t} لهدف حساب التنبؤ في الفترة الأولى $\widehat{W}_n^{(1)}$ كما يلي:

$$\begin{aligned} \widehat{W}_n^{(1)} &= E[W_{n+1}/W_n, \dots, W_1] = \phi_1 W_n + \phi_2 W_{n-1} + \\ &\dots + \phi_p W_{n-p+1} - \theta_1 \hat{\varepsilon}_n - \theta_2 \hat{\varepsilon}_{n-1} - \dots - \hat{\theta}_q \varepsilon_{n-q+1} + \delta \\ E[\varepsilon_{n+t}/\text{أن } &\widehat{W}_n^{(1)}] \text{ حيث أن } (\hat{\varepsilon}_n, \hat{\varepsilon}_{n-1}, \dots, \hat{\theta}_q \varepsilon_{n-q+1}) \text{ هي بواقفي ملاحظة، كما يلي:} \\ &[W_n, \dots] \text{ لنستعمل الآن } \widehat{W}_n^{(1)} \text{ من أجل الحصول على فترة ثانية } \widehat{W}_n^{(2)} \text{ كما يلي:} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \widehat{W}_n^{(2)} &= E[W_{n+2}/W_n, W_{n+1}, \dots, W_1] \\ &= \phi_1 \widehat{W}_n^{(1)} + \phi_2 W_n + \dots + \phi_p W_{n-p+2} - \theta_1 \hat{\varepsilon}_n - \dots - \hat{\theta}_q \varepsilon_{n-q+2} + \delta \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \widehat{W}_n^{(m)} &= \text{ثم نستعمل } \widehat{W}_n^{(2)} \text{ لنحصل على } \widehat{W}_n^{(3)}, \text{ وهكذا نواصل التعويض إلى أن نصل إلى:} \\ &E[W_{n+m}/W_n, W_{n-1}, W_1] \\ &= \phi_1 \widehat{W}_n^{(m)} + \dots + \phi_m W_n + \dots + \phi_p W_{n-p+m} - \theta_1 \hat{\varepsilon}_n - \\ &\dots - \hat{\theta}_q \varepsilon_{n-q+m} + \delta \end{aligned}$$

ومنه يمكن القول بأنه إذا كانت $m > p$ و $m > q$ فإن التنبؤ يصبح:

$$\widehat{\Psi}_n^{(m)} = \phi_1 \widehat{W}_n^{(m-1)} + \dots + \phi_p \widehat{W}_n^{(m-p)}$$

ثم نعود إلى السلسلة الأصلية Y_t بواسطة تطبيق القانون:

$$W_t = (1 - L)^d Y_t \Rightarrow Y_t = (1 - L)^{-d} W_t$$

ولنفرض مثلاً، أن $d=1$ ، فإن التنبؤ لـ m فترة بالنسبة للسلسلة الأصلية Y_t يكون:

$$\widehat{W}_n^{(m)} = Y_n + \widehat{W}_n^{(1)} + \widehat{W}_n^{(2)} + \dots + \widehat{W}_n^{(m)}$$

ولما $d=2$ ينتج:

$$\begin{aligned} \widehat{W}_n^{(m)} &= Y_n + \left[\Delta Y_n + \widehat{W}_n^{(1)} \right] + \left[\Delta Y_n + \widehat{W}_n^{(1)} + \widehat{W}_n^{(2)} + \dots \right] + \\ &\left[\Delta Y_n + \widehat{W}_n^{(1)} + \widehat{W}_n^{(2)} + \dots + \widehat{W}_n^{(m)} \right] \end{aligned}$$

1-1-4 حساب التنبؤ للنموذج MA(1)

$$Y_t = \mu + \theta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

الذي يكتب في الشكل التالي:

$$\hat{Y}_t = \hat{\mu} + \hat{\theta} e_{t-1} \quad \text{ويعد التقدير وتعويض الأخطاء الماضية بالبواقفي يصبح النموذج:}$$

$$\hat{Y}_{n+1} = \hat{\mu} + \hat{\theta} e_n$$

والتنبؤ لفترة واحدة هو:

ولفترتين بعد تعويض البواقي المستقبلية بالصفر: $\hat{Y}_{n+2} = \hat{\mu} + \hat{\theta} e_{n+1} = \hat{\mu}$
 أي يكون التنبؤ ثابتا بعد الدرجة الأولى وهو مساويا لـ $\hat{\mu}$

2-1-4 حساب التنبؤ للنموذج MA(2):

ليكن لدينا النموذج التالي: $Y_t = \mu + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + \varepsilon_t$

وبالتشابه: $\hat{Y}_t = \hat{\mu} + \hat{\theta}_1 \varepsilon_{t-1} + \hat{\theta}_2 \varepsilon_{t-2}$

ويكون التنبؤ لفترة واحدة هو: $\hat{Y}_{n+1} = \hat{\mu} + \hat{\theta}_1 e_n + \hat{\theta}_2 e_{n-1}$
 ولفترتين (بتعويض البواقي المستقبلية بالصفر):

$$\hat{Y}_{n+2} = \hat{\mu} + \hat{\theta}_1 e_{n+1} + \hat{\theta}_2 e_n = \hat{\mu} + \hat{\theta}_2 e_n$$

ولثلاث فترات: $\hat{Y}_{n+3} = \hat{\mu} + \hat{\theta}_1 e_{n+2} + \hat{\theta}_2 e_{n+1} = \hat{\mu}$

ومنه يكون التنبؤ ثابتا بعد الدرجة الثانية وهو مساويا لـ $\hat{\mu}$ كذلك، وعلى العموم إذا كان لدينا النموذج

$$\hat{Y}_{T+h} = \hat{\mu} \quad : \forall h > q \quad \text{MA}(q) \text{ فإنه}$$

3-1-4 حساب التنبؤ للنموذج AR(1):

يكتب هذا النموذج كما رأينا سابقا في الشكل التالي:

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \delta + \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad : p=1 \quad \text{لما}$$

- والنموذج المقدر هو: $\hat{Y}_t = \hat{\delta} + \hat{\phi} Y_{t-1}$

- والتنبؤ لفترة واحدة معطى بـ: $\hat{Y}_{n+1} = \hat{\delta} + \hat{\phi} Y_n$

- ولفترتين حيث يتم تعويض Y المستقبلية بالتنبؤ المناسب وكما يلي:

$$\hat{Y}_{n+2} = \hat{\delta} + \hat{\phi} Y_{n+1}$$

- وعلى العموم يكون التنبؤ لـ h فترة على النحو: $\hat{Y}_{n+h} = \hat{\delta} + \hat{\phi} Y_{n+h-1}$

ويكون التنبؤ بعد الفترة p ليس له علاقة سوى بتنبؤ الفترة السابقة، لذا ومن الأفضل الاستعانة بهذه النماذج لأغراض التنبؤ القصير الأجل فقط.

- وعلى العموم إذا كان لدينا النموذج AR(p):

$$\hat{Y} = \hat{\delta} + \hat{\phi}_1 Y_{t-1} + \hat{\theta}_2 Y_{t-2} + \dots + \hat{\phi}_p Y_{t-p}$$

- يكون التنبؤ لـ h فترة من الشكل:

$$\hat{Y}_{n+h} = \hat{\delta} + \hat{\phi}_1 Y_{n+h-1} + \hat{\theta}_2 Y_{n+h-2} + \dots + \hat{\phi}_p Y_{n+h-p}$$

4-1-4 حساب التنبؤ للنموذج ARIMA(1.1.1):

تعتبر السلسلة الأصلية في هذا النوع من النماذج غير المستقرة، وتم إزالة هذه الظاهرة عن طريق الفروقات من الدرجة الأولى لمرة واحدة ($d=1$)، وبالمنهجية التي ذكرناها سابقا تكون قد أبعدها مركبة الاتجاه

العام منها، وتسمى السلسلة الناتجة والتي قد تكون خالية من المركبة $W_t = Y_t - Y_{t-1}$ إذا:

- ويعتبر النموذج التالي، ذلك المقدر الذي تم تحديده عبر مختلف المراحل:

$$\hat{W}_t = \hat{\delta} + \hat{\phi} W_{t-1} + \hat{\theta} e_{t-1}$$

- وبتعويض $t \rightarrow n+1$ أعلاه نحصل على:

$$\hat{W}_{n+1} = \hat{\delta} + \hat{\phi} W_n + \hat{\theta} e_n$$

حيث e_t تمثل آخر مشاهدة من البواقي ذو البعد $(n \times 1)$ ، والتنبؤ لفترة إضافية يعطى بـ:

$$\hat{\delta} + \hat{\phi} W_{n+1} + \hat{\theta} e_{n+1}$$

$$\hat{W}_{n+2} = \hat{\delta} + \hat{\phi} W_{n+1}$$

حيث $e_{n+1} = 0$ ، إلا أنه وفي العملية التنبؤية هذه لا نحتاج تنبؤ السلسلة الخالية من المركبة المتروعة بقدر

ما نحتاج على التنبؤ الكلي النهائي، لذا نعوض t بـ $n+1$ ثم بـ $n+2$ في معادلة الفروقات من الدرجة

الأولى المذكورة أعلاه، وبهذا نكون قد رجعنا مركبة الاتجاه العام إلى السلسلة وكما يلي:

$$\hat{W}_{n+1} = \hat{Y}_{n+1} - Y_n \Rightarrow \hat{Y}_{n+1} = \hat{W}_{n+1} + Y_n$$

$$\Rightarrow \hat{Y}_{n+2} = \hat{W}_{n+2} + Y_{n+1}$$

$$\Rightarrow \vdots \Rightarrow \hat{Y}_{n+h} = \hat{W}_{n+h} + Y_{n-h}$$

4-2 معايير دقة التنبؤ: (مولود حشمان، 1998)

يعتبر قياس دقة التنبؤ من أهم المراحل في تقييم النموذج للأغراض المستقبلية، ومن معايير المستخدمة في

هذا المجال:

4-2-1 متوسط الخطأ: الذي يعبر على متوسط الفرق بين المشاهدة والتنبؤ لنفس الفترة الزمنية،

$$ME = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t - Y_t^p)$$

ويعطى رياضيا في الشكل التالي:

حيث Y_t تعبر على السلسلة المدروسة، بينما Y_t^p السلسلة الممهدة أو المتنبأ بها داخل العينة المدروسة.

ويمكن أن يؤخذ هذا المقياس في شكل نسبي وكما يلي:

$$PME = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\frac{Y_t - Y_t^p}{Y_t} \right)$$

إلا أنه يعاب على هذين المعيارين أنهما قد يعطيان نظرة مغلطة على مدى دقة التنبؤ كونهما يتجاهلان فكرة أن الأخطاء الكبيرة الموجبة تلغي السالبة، كما أن محاولة تلافي مشكلة الإشارة عن طريق القيم المطلقة لا يفني بالغرض المطلوب، كون الخط الذي يضمن أقل قيمة لهذا المعيار لا يمثل بالضرورة الاتجاه العام للبيانات بشكل جيد.

2-2-4 جذر متوسط مربعات البواقي RMSE: جاء هذا المعيار كبديل للسابق، وهو معطى

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t - Y_t^p)^2} \quad \text{بالصيغة التالية:}$$

$$PRMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\frac{Y_t - Y_t^p}{Y_t} \right)^2} \quad \text{ويمكن التعبير عنه أيضا في شكل نسبي كما يلي:}$$

يتميز هذين الأخيرين عن سابقيهما في أنهما لا يفرقان بين البواقي سواء كانت موجبة أو سالبة، وبالتالي تم إبعاد فكرة الأخطاء الموجبة التي تلغي السالبة.

3-2-4 مقياس الانحدار والارتباط: وهو يعتمد على إجراء انحدار بين المشاهدات الحالية والتنبؤ

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t^p + \varepsilon_t \quad \text{معنى:}$$

ويتم تقدير معلمتي هذا النموذج بطريقة المربعات الصغرى، ويكون التنبؤ فعالا إذا كانت $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$ لا تختلفان معنويا عن الصفر (0) والواحد (1) على الترتيب باستخدام إحصاء مناسبة. وينقد هذا المعيار أيضا على أساس أنه لا ينظر إلا إلى جودة العلاقة بين المشاهدة والتنبؤ ويهمل حجم وسلوك الخطأ التنبؤي، وبالتالي فإنه سيعطي نظرة مغلطة حول دقة التنبؤ.

4-2-4 معيار ثايل Theil's U statistic: وهو معطى بالعلاقة التالية:

$$U = \frac{\sqrt{RMSE}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t)^2 + \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t^p)^2}}$$

ويكون التنبؤ جيدا لما يكون $U=0$ ، وتكون العملية فاشلة لما $U=1$ ، وعمليا يتذبذب هذا المقياس بين هاتين القيمتين.

4-2-5 معيار اقتفاء الأثر: تتمثل هذه الطريقة في قياس دقة التنبؤ من خلال مدى قدرة التنبؤ في

اقتفاء أثر السلسلة الأصلية والقدرة على تتبع نقاط انعطافها برشاقة كما ذكرنا سابقا، ولتوضيح هذه العملية نستعين دائما بالرسومات البيانية للسلسلتين الأصلية والتنبؤية.

المبحث الثاني : الدراسات السابقة .

يمكن ذكر بعض الدراسات التي إستخدمت طريقة (Box-Jenkins) ومن بينها :

- دراسة في جامعة تكريت (كلية الإدارة و الإقتصاد) تم تقديمها من قبل م.م.مهاد شريف خلف الجبوري ، م. هبة هاني عبد الله ، الصادرة عن مجلة تكريت للعلوم الإدارية و الإقتصادية العدد 25 سنة 2012 و هدفت الدراسة إلى بناء نموذج للتنبؤ بمعدلات درجة الحرارة لمدينة سامراء للفترة (1981-1993) بإستخدام أفضل نماذج بوكس - جينكيز الملائمة . وقد توصلت الدراسة إلى أن السلسلة غير مستقرة و بذلك تم أخذ الفرق الأول بهدف تحقيق الإستقرارية . و من سلوك معاملات الارتباط الذاتي و الجزئي إستنتجا أنه من الممكن تحديد و إختيار النموذج الملائم لتمثيل السلسلة حيث كان النموذج الملائم هو نموذج الإنحدار الذاتي ذو الأوساط المتحركة المندمج $ARIMA(3,1,2)$ (Auto Regressive Integrated Moving Average) . و هو أحد نماذج بوكس - جينكيز، وأظهر هذا النموذج كفاءة عالية في جميع الإختبارات كإختبار الارتباط والطبيعية و قابليته على التنبؤ بالقيم المستقبلية لدرجات الحرارة الشهرية لغاية سنة 1994 .

- دراسة بجامعة الأنبار كلية الإدارة و الإقتصاد (الفلوجة) تم إعدادها من طرف م.م. سعدية عبد الكريم طعمه ، الصادرة عن مجلة جامعة الأنبار للعلوم الإقتصادية والإدارية المجلد 4 العدد 8 سنة 2012 ، وهدفت الدراسة إلى تحليل السلسلة الزمنية بإستخدام طريقة (Box-Jenkins) لإيجاد أفضل نموذج للتنبؤ بأعداد المصابين بالأورام الخبيثة في محافظة الأنبار وذلك بالإعتماد على البيانات الشهرية للفترة (2006 - 2010) وقد أظهرت نتائج تحليل البيانات أن النموذج الملائم لها هو نموذج الإنحدار الذاتي المتكامل من الدرجة الثانية $ARIMA(2,1,0)$ و بالإعتماد على هذا النموذج تم التنبؤ بأعداد المصابين بالأورام الخبيثة شهريا و لسنتين قادمتين و قد كانت القيم التنبؤية متناسقة مع قيم السلسلة الأصلية مما يدل على كفاءة النموذج .

- دراسة لمقارنة كفاءة طريقة الشبكات العصبية و طريقة **Box-Jenkins** في التنبؤ مع حالات تطبيقية في العراق ، من طرف م. نوال علاء الدين الجراح ،الصادرة عن مجلة الإدارة و الإقتصاد العدد التاسع والثمانون 2011 ، ومن خلال تحليل نتائج الدراسة تم التوصل إلى أن طريقة الشبكات العصبية أكثر كفاءة و متانة و تعطي نتائج أدق للتنبؤ و بالإمكان الإعتماد عليها كطريقة بديلة في التنبؤ .
- دراسة بجامعة بغداد كلية الزراعة ، تم إعدادها من قبل علي درب كسار، و صادق حمادي حسين ، و التي هدفت إلى مقارنة طرائق التنبؤ بالطلب على محصول الرز في العراق للمدة (2012 – 2020) ، الصادرة عن مجلة العلوم الزراعية العراقية العدد الثامن و الثمانون 2008 ، وذلك بإعتماد على بيانات الكميات المتاحة للإستهلاك من الرز خلال المدة (1961 – 2007) ، حيث تم إستعمال مجموعة من أساليب التنبؤ منها طريقة المربعات الصغرى و طرائق التمهيد الأسّي و المزدوج و المتوسطات المتحركة ،فضلا عن منهجية (B&J) و تمت المقارنة بالإعتماد على معيار متوسط مربع الأخطاء (MSE) مع الأفضلية للنموذج الذي يحقق أقل قيمة لهذا المعيار ،فضلا عن أقل قيمة لمعيار الإعلام الذاتي (AIC) في المفاضلة بين نماذج (ARIMA) ، و توصل الدراسة إلى تفوق نماذج (ARIMA) في تحقيقها لأقل قيمة للمعيار (MSE) بالمقارنة مع النماذج الأخرى، و كان النموذج (ARIMA) ذو الرتبة (1,1,1) هو أفضل النماذج للتنبؤ بالطلب المستقبلي .
- دراسة بجامعة واسط كلية الإدارة و الإقتصاد قسم الإحصاء ،من قبل م.د. باسم شليبه مسلم ،و الباحثين سعد عبيد جميل و أحمد سعد فاضل ، في دراسة تم التطرق فيها لموضوع التنبؤ بإستهلاك الطاقة الكهربائية لمحافظة واسط للمدة (2012 – 2014) بالإعتماد على بيانات الكميات المستهلكة في المحافظة للفترة (2005 – 2009) .
- دراسة للتنبؤ بإنتاجية العمل في مصنع الإسمنت عمران في القطاع الصناعي اليمني ، بإستخدام طريقة (Box-Jenkins) والتي تم إعدادها من قبل د. عصام حسين البياتي ، فؤاد عبدة إسماعيل المخلافي ، الصادرة عن مجلة الإدارة و الإقتصاد العدد الثالث و الستون سنة 2007 ، وذلك بالإعتماد على سلسلة إنتاجية العمل الشهرية لمصنع إسمنت عمران للفترة (1990 - 1998)، وقد أظهرت النتائج أن النموذج الملائم لسلسلة إنتاجية العمل هو النموذج المختلط (1,2) ARMA .
- دراسة لتحليل البيانات الشهرية بإستخدام نماذج ARIMA في التنبؤ بعرض النقد بمفهومه الضيق M1 و الواسع M2 و الأوسع M3 في دولة قطر للمدة (1982 – 2006) ، تم إعدادها من

قبل أ.د. خيرى خليل سليم الساطوري ، و م.م بلال محمد أسعد الهبيتي في سنة 2007 ، و المأخوذة من رسالة ماجستير مقدمة إلى كلية الإدارة و الإقتصاد بجامعة الأنبار ، و تم التوصل إلى ان السلاسل الزمنية للبيانات الشهرية غير مستقرة و تحتوي على إتجاه عام ، وذلك بسبب التضخم الذي شهده عرض النقد بعد جوان 2003 . مما تطلب أحد الفروق الأولى لتحويا السلاسل إلى سلاسل زمنية مستقرة ، حيث تم بناء نماذج الأنسب للتنبؤ بالمدة الزمنية المستقبلية. و تم التنبؤ بالقيم الشهرية المستقبلية لعرض النقد M1 باستخدام النموذج $ARIMA(1,1,1)$ ، و التنبؤ بالقيم المستقبلية لعرض النقد M2 باستخدام النموذج $ARIMA(3,1,3)$ ، أما التنبؤ بالقيم المستقبلية لعرض النقد M3 فتم التنبؤ باستخدام النموذج $ARIMA(1,1,0)$.

- دراسة بجامعة الموصل كلية علوم الحاسبات والرياضيات ، من إعداد د. ياسل يونس الخياط ، و م.م. عزة حازم زكي ، الصادرة عن المجلة العراقية للعلوم الإحصائية العدد الثامن 2005 ، و تهدف هذه الدراسة إلى إستخدام الشبكات العصبية الإصطناعية للتكهن بالسلسلة الزمنية لإستهلاك الطاقة الكهربائية في مدينة الموصل و مقارنتها مع الأساليب الكلاسيكية في التكهن بالسلاسل الزمنية لإيجاد الأسلوب الأكثر كفاءة في التكهن .
- دراسة بالمعهد الوطني للتخطيط و الإحصاء ، حيث كان هدف هذه الدراسة التنبؤ بمبيعات غاز البترول المميع باستخدام منهجية Box-jenkins ، من إعداد الطالبان مختار بن قوية ، و الحاج جبور لنيل شهادة مهندس دولة في التخطيط و الإحصاء سنة 2003 ، حيث عمد الطالبان إلى معالجة و تحليل كل من سلسلتي مبيعات غاز البروبان و البوتان ، و وجد أن كلتاها تخضعان للمركبة الفصلية ، و باستخدام برنامج "EViews" تخلصا من المركبة الفصلية . بالإضافة إلى إبرازهما وجود مركبة الإتجاه العام و تصنيف سلسلتي المبيعات في خانة نماذج "DS" ، و بعد أحد الفرق الأول لجعل السلسلتان مستقرتان ، و جدو أن سلسلة مبيعات البوتان تتبع النماذج $SARIMA(1,1,2)$ أما بالنسبة للسلسلة مبيعات البروبان فهي تتبع نماذج $SARIMA(2,1,1)$ ، و قاموا بإعطاء القيم التنبؤية للمبيعات لفترة 12 شهرا المقبلة .

خاتمة الفصل :

لقد تناولنا في هذا الفصل الجانب النظري للدراسة و الذي حاولنا من خلاله إدراج مختلف المفاهيم التي لها علاقة بموضوع البحث ، حيث عمدنا إلى إبراز أهمية التنبؤ بالمبيعات ، إضافة إلى تحديد ماهية السلسلة الزمنية و مختلف إختبارات الكشف عن مركباتها ، كما تطرقنا إلى مجموع الإختبارات المعتمد في تحديد الإستقرارية و كيفية التخلص منها ، أضف إلى أنه تم توضيح مختلف الخطوات المعتمدة في بناء أنسب نموذج للتنبؤ بسلوك الظاهرة المدروسة بالإعتماد على منهجية (Box-Jenkins). و بغية عليه كان لابد من إجراء دراسة ميدانية تبرز أهمية عملية التنبؤ في رسم الخطط المستقبلية وهذا ما سوف نتناوله في الفصل الثاني .



الفصل التطبيقي

مقدمة :

يتناول هذا الفصل مبحثين الأول تناول الطريقة والأدوات المستخدمة في الدراسة و الذي قمنا من خلاله التعريف بالشركة الإسمنت بإعتبارها عينة الدراسة كما تناولنا التعريف بمتغيرات الدراسة بالإضافة إلى أسلوب جمع البيانات و الأدوات المستخدمة في الدراسة فيما تم تخصيص المبحث الثاني إلى مناقشة نتائج الدراسة و الذي تم من خلاله تحليل و مناقشة نتائج الدراسة بالإضافة إلى النتائج و التوصيات .

المبحث الأول : الطريقة و الأدوات

نبذة عن شركة الإسمنت SCSI :

مشروع بناء مصنع الإسمنت بسعيدة أوكل إلى الشركة الوطنية لمواد البناء سنة 1974 من أجل تجسيده في دائرة الحساسنة، وفي سنة 1975 وبعد دراسة كلفة هذا المشروع الذي بلغت حوالي 652 مليار دينار وقعت شركة عقود دولية مع شركات أجنبية من أجل الشروع في عملية البناء وتمثلت في :

✓ الشركة اليابانية KAWASAKI المتخصصة في مجال بناء مشروع المصنع و متابعة الأعمال.

✓ الشركة الايطالية ACEC المتخصصة في انجاز المعدات الكهربائية.

وفي سنة 1979 بدأ الإنتاج، بعد الانتهاء من بناء المصنع وكان خروج أول كيس في الفاتح من أفريل 1979

□ في سنة 1982 أنشأت مؤسسة الاسمنت و مشتقاته للغرب (E.R.C.O.) بموجب القرار التنفيذي رقم 324/82 الصادر في 30 أكتوبر 1982 التي جمعت كل من:

□ مصنع بني صاف

□ مصنع زهانة

□ مصنع سعيدة (مركب الاسمنت و الجير).

□ وحدة الجبس بوهران

□ وحدة الصخر الحريري بزهانة

□ الوحدات التجارية علي مستوي الغرب

وفي سنة 1991 انقسم مركب الاسمنت و الجير بسعيدة إلى وحدتين:

1. وحدة الجير.

2. وحدة الاسمنت

بعد التفرع استقرت كل واحدة منهما بقانون خاص و ذلك في 28 ديسمبر 1997 مع تحديد رأس المال الشركة و أصبحت شركة مساهمة برأسمال يقدر بـ 105.000.000.000 دج وهي تابعة لمجمع GIC.ERCO يسيرها مدير عام وهو رئيس مجلس إدارتها

مؤخرا تم ضم جميع شركات الاسمنت و مشتقاته بالجزائر تحت وصاية المجمع الصناعي لإسمنت الجزائر G.I.C.A ابتداء من الفاتح يناير 2010.

الموقع الجغرافي لشركة الإسمنت :

• تقع شركة الاسمنت SCIS بولاية سعيدة بدائرة الحساسنة بلدية الحساسنة تبعد عنها حوالي 3 كلم أي 20 كلم عن ولاية سعيدة فهي بدورها تملك منطقتين للاستغلال واحدة للكلس تقع على بعد 1500م عن الشركة والأخرى للطين تبعد 27 كلم جنوب الشركة. حيث تقدر المساحة الكلية حوالي 23 هكتار مقسمة كالتالي :

• 08 هكتار مبنية.

• 11 هكتار للاستغلال (للتفريغ)

• 4 هكتار مساحة حضراء.

مجتمع وعينة الدراسة :

نظرا لما تشهده السوق الجزائرية من أزمة (زيادة الطلب على مادة الإسمنت) أو إنقطاع في تموين المشاريع التنموية الضخمة كبناء المسجد الأعظم و إنجاز آلاف الوحدات السكنية على غرار الطريق السيار شرق غرب و شمال جنوب ، كان لابد من إجراء دراسة هدفها التنبؤ بمبيعات الإسمنت وذلك للوقوف أمام مسببات هذا الإنقطاع في التموين ، وعليه فقد تمثل مجتمع الدراسة في شركات الإسمنت الناشطة في هذا القطاع ، حيث تم إختيار مصنع الإسمنت الكائن بدائرة الحساسنة كعينة قصدية كون بيانات الشركة تساهم في خدمة أهداف هذا البحث، وتم الإعتماد على بيانات DATA المصلحة التجارية كونها المسؤولة عن مبيعات الشركة.

متغيرات الدراسة :

تمثلت متغيرات الدراسة (المشاهدات) في كميات المبيعات الشهرية لشركة الإسمنت (وحدة القياس : طن)، و المحققة من طرف الشركة للمدة من جانفي 2002 إلى غاية ديسمبر 2012 ، ما يعادل (132 مشاهدة) ،

السنة	جانفي	فيفري	مارس	أفريل	ماي	جوان	جويلية	أوت	سبتمبر	أكتوبر	نوفمبر	ديسمبر	المجموع
2002	27874	26481	38008	40510	33319	24225	32117	27690	26882	27783	24665	21822	353378
2003	32407	17341	26886	31978	21365	17525	23199	17843	12524	19302	15389	23749	261511
2004	30263	28418	37915	25190	31292	30413	29388	28335	28661	28605	18930	23533	342948
2005	28019	29091	39603	45400	43890	27419	29804	28518	28784	30773	28425	31619	393349
2006	33854	32932	39511	30822	18768	22729	21907	20321	22671	25469	39046	65984	376020
2007	29600	43111	40861	41006	48494	36662	34208	48136	36908	40893	45077	36548	483512
2008	20990	52992	50812	53116	38837	33726	37260	34932	35216	31442	53313	37231	481875
2009	32795	47561	58686	28843	29694	54274	55069	46646	33743	35770	52314	54585	531989
2010	42279	36778	48546	43429	48099	40274	38857	36951	34285	39863	35760	43410	490541
2011	49930	34578	45049	25407	43798	43573	45270	32787	41062	32688	36705	37361	470221
2012	32127	36435	32314	36318	35315	32623	36522	380	0	45487	41201	49052	379786

كما هو موضح في الجدول التالي :

الجدول رقم(2) : كمية مبيعات شركة الإسمنت بالحاساسة للمدة من 2002 إلى 2012

المصدر: المصلحة التجارية للشركة

أسلوب جمع البيانات :

يعتمد الباحث على أسلوب الإستقصاء من خلال إجراء مقابلة شخصية مع موظفي المصلحة التجارية للشركة، حيث قام الباحث بشرح الهدف من الدراسة . وتم الحصول على سلسلة زمنية تمثلت في كميات المبيعات الشهرية من منتوج الإسمنت المحققة للمدة من جانفي 2002 إلى غاية ديسمبر 2012 . والمتمثلة في 132 مشاهدة .

الأدوات المستخدمة في الدراسة :

تم الحصول على كميات مبيعات منتوج الإسمنت من خلال قواعد بيانات مجدولة في برنامج "Microsoft Excel" ، وقام الباحث بتحويل هذه البيانات و إدخالها في برنامج "EViews 7"

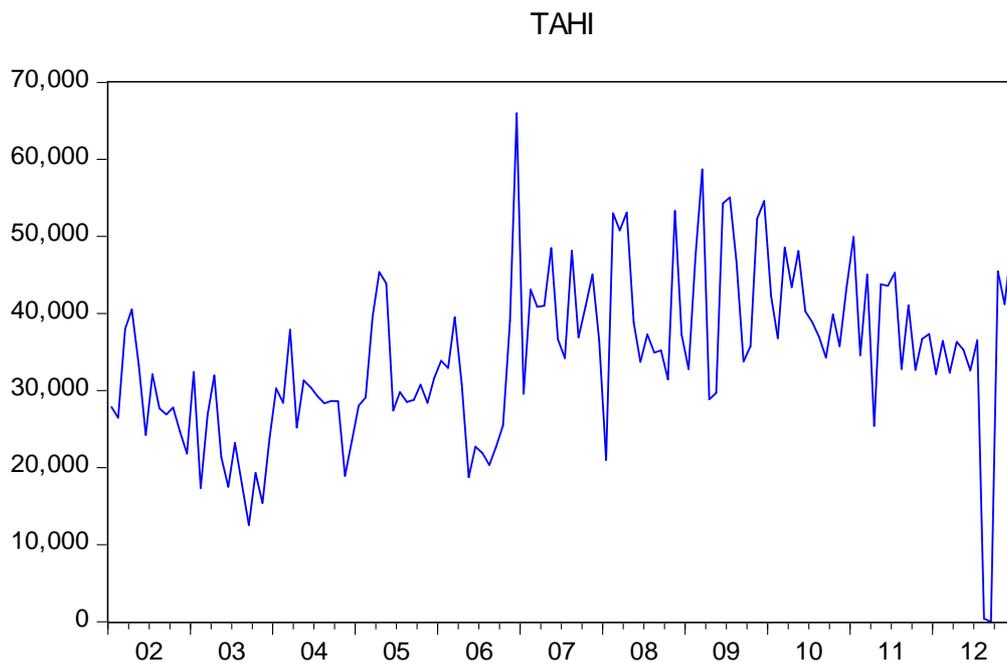
لتسهيل عملية المعالجة . و تم الإعتماد على برنامج "EViews 7" كونه متخصص في دراسة و تحليل السلاسل الزمنية .

المبحث الثاني : نتائج الدراسة و المناقشة .

إن الهدف الأساسي من تحليل السلسلة الزمنية بإستخدام منهجية (B-J) و الذي يعد أسلوبا حديثا في التحليل هو بناء أفضل نموذج للتنبؤ بالكميات الشهرية المباعة من منتوج الإسمنت للفترات المستقبلية .

دراسة الإستقرارية :

إن الخطوة الأولى لتطبيق منهجية (B-J) في التنبؤ هي تحقيق الإستقرارية في البيانات من حيث المتوسط والتباين ، ويمكن معرفة الإستقرارية من خلال الرسم، بحيث تم رسم سلسلة المبيعات الشهرية لمنتوج الإسمنت للفترة من (2002 - 2012) و الموضحة في الشكل الآتي :



الشكل رقم (10) : تغير كميات مبيعات منتوج الإسمنت إبتداءا من جانفي 2002 إلى غاية ديسمبر 2012 .

المصدر : من إعداد الطالب

ومن خلال هذا الرسم البياني يمكن إستنتاج بأن السلسلة غير مستقرة في التباين ، أي أن هذا الأخير مرتبط بعامل الزمن .

و من خلال الرسم البياني لمبيعات منتج الإسمنت، و بصفة عامة نلاحظ أن هناك زيادة في الكميات المباعة من هذا المنتج عبر الزمن مما يبرز وجود مركبة إتجاه عام في سلوك مبيعات الشركة، وقد سجلت الشركة في ديسمبر 2006 أعلى رقم في مبيعاتها والذي بلغ 65984 طن، تزامنا مع زيادة الطلب على هذه المادة لتموين بعض المشاريع التنموية ، كما نلاحظ تراجع كبير في مبيعات شهر سبتمبر 2012 والذي يعزي إلى توقف المصنع عن إنتاج هذه المادة لأسباب الصيانة.

كما يمكن تحليل الإستقرارية بالإعتماد على دالة الارتباط الذاتي والجزئي "Corrélogramme" والتي يوفرها برنامج EViews كما هو موضح في الجدول التالي :

Date: 06/09/13 Time: 16:39
 Sample: 2002M01 2012M12
 Included observations: 132

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.480	0.480	31.172	0.000
		2	0.265	0.044	40.696	0.000
		3	0.271	0.167	50.756	0.000
		4	0.303	0.146	63.455	0.000
		5	0.308	0.123	76.710	0.000
		6	0.255	0.040	85.815	0.000
		7	0.217	0.034	92.506	0.000
		8	0.295	0.152	104.92	0.000
		9	0.316	0.088	119.24	0.000
		10	0.250	0.010	128.33	0.000
		11	0.281	0.116	139.84	0.000
		12	0.294	0.065	152.62	0.000
		13	0.173	-0.118	157.06	0.000
		14	0.173	0.023	161.57	0.000
		15	0.195	0.017	167.31	0.000
		16	0.252	0.081	176.99	0.000
		17	0.144	-0.134	180.16	0.000
		18	0.107	-0.005	181.92	0.000
		19	0.167	0.049	186.27	0.000
		20	0.109	-0.141	188.14	0.000
		21	0.176	0.120	193.06	0.000
		22	0.144	-0.012	196.37	0.000
		23	0.195	0.112	202.57	0.000
		24	0.197	0.002	208.92	0.000
		25	0.137	-0.005	212.04	0.000
		26	0.109	0.007	214.01	0.000
		27	0.118	-0.041	216.37	0.000
		28	0.042	-0.116	216.67	0.000
		29	-0.033	-0.079	216.86	0.000
		30	0.068	0.065	217.67	0.000
		31	0.113	0.011	219.90	0.000
		32	0.052	-0.076	220.38	0.000
		33	0.011	-0.044	220.40	0.000
		34	0.048	0.072	220.82	0.000
		35	0.168	0.089	225.97	0.000
		36	0.102	-0.003	227.88	0.000

الجدول رقم (3) : نتائج دالة الارتباط الذاتي الكلية والجزئية "corrélogramme"

المصدر : من إعداد الطالب

ومن خلال منحنيات دالة الارتباط "Corrélogramme" يظهر أن معاملات دالة الارتباط الذاتي الكلية لجميع فترات الإزاحة k تقع خارج حدود مجال الثقة المعطى بالصيغة الآتية:

$$p_k = 0 \pm t^{\alpha/2} \frac{1}{\sqrt{n}}$$

و في دراستنا تكون p_k محصور بين ± 0.17

ذاتي بين المشاهدات، مما يدل على أن السلسلة الزمنية لمبيعات الإسمنت هي سلسلة غير مستقرة. كما يمكن معرفة الإستقرارية بالإعتماد على إختبار **Box-pierce** و إختبار **Liung-Box** وذلك بمقارنة قيم Q_c المحسوبة مع قيمها الجدولية Q_t ، فإذا كانت قيم $Q_c > Q_t$ فإننا نرفض فرضية العدم القائل بأن كل معاملات الارتباط مساوية للصفر وهذا يعني أن السلسلة غير مستقرة .

و من أجل معرفة ما إذا كانت السلسلة مستقرة أو لا ، نلجأ أيضا إلى إختبار جدر الوحدة الذي بدوره يعتمد على إختبار ديكي- فولار المطور، بحيث تعمل هذه الإختبارات و التي من بينها "إختبار ديكي - فولار" على البحث في الإستقرارية أو عدمها لسلسلة زمنية ما ، وذلك بتحديد نوعها (DS أو TS) كما أنها تساعد في معرفة الطريقة الأفضل لجعلها مستقرة سواء كانت من النوع التحديدي أو العشوائي. ولعرض هذا الإختبار نبدأ بالنموذج التالي الذي يسمى بنموذج الإنحدار الذاتي من الدرجة الأولى **AR(1)**. بمركبة إتجاه و ثابت أي من الشكل : $x_t = \phi_1 x_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$ و نبدأ بإختبار الفرضية $H_0 : b=0$ أي هل هو معنوي أم لا ، و بالإعتماد على برنامج **EViews** نتحصل على النتائج الآتية :

Null Hypothesis: TAHI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.421891	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.029595	
5% level	-3.444487	
10% level	-3.147063	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TAHI)
Method: Least Squares
Date: 06/09/13 Time: 21:55
Sample (adjusted): 2002M02 2012M12
Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TAHI(-1)	-0.603895	0.081367	-7.421891	0.0000
C	16385.63	2743.557	5.972406	0.0000
@TREND(2002M01)	68.06623	23.08665	2.948295	0.0038
R-squared	0.300937	Mean dependent var		161.6641
Adjusted R-squared	0.290014	S.D. dependent var		10966.27
S.E. of regression	9240.251	Akaike info criterion		21.12316
Sum squared resid	1.09E+10	Schwarz criterion		21.18900
Log likelihood	-1380.567	Hannan-Quinn criter.		21.14992
F-statistic	27.55115	Durbin-Watson stat		1.983051
Prob(F-statistic)	0.000000			

الجدول رقم (4) : نتائج إختبار جذر الوحدة ل ديكي - فولار

المصدر : من إعداد الطالب

ثم نقارن القيمة المحسوبة بالقيمة الجدولية و ذلك بالإعتماد على جدول ديكي - فولار فنجد أن القيمة الجدولية t_{β} أصغر من القيمة المحسوبة t_{β} و منه فإن $b \neq 0$ أي معنويا يختلف عن الصفر. ثم نقوم بإختبار ما إذا كان $\phi_1 = 1$ و ذلك بمقارنة المحسوبة بالجدولية، وبما أن $\phi_1 \neq 1$ أي معنويا يختلف عن الواحد فإن النموذج من النوع TS، و يكتب وفق الشكل الآتي : $x_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varepsilon_t$.

مرحلة التقدير:

ومن أجل جعل هذا النوع من النماذج مستقر يجب تقدير $\hat{\alpha}_0$ ، $\hat{\alpha}_1$ بطريقة المربعات الصغرى MCO، ومن ثم طرحها من x_t و بالإعتماد على برنامج EViews في تقدير معالم النموذج نتحصل على النتائج التالية :

Dependent variable: IAH1
Method: Least Squares
Date: 06/10/13 Time: 00:19
Sample: 2002M01 2012M12
included observations: 132

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	27061.75	1747.540	15.48562	0.0000
TENDANCE	110.5946	22.80101	4.850425	0.0000
R-squared	0.153241	Mean dependent var		34416.29
Adjusted R-squared	0.146728	S.D. dependent var		10806.08
S.E. of regression	9981.868	Akaike info criterion		21.26996
Sum squared resid	1.30E+10	Schwarz criterion		21.31364
Log likelihood	-1401.818	Hannan-Quinn criter.		21.28771
F-statistic	23.52662	Durbin-Watson stat		1.206990
Prob(F-statistic)	0.000003			

الجدول رقم (5) : تقدير معالم النموذج TS بإستخدام طريقة MCO

بالإعتماد على إحصائية ستودنت نجد أن $t_{\hat{\alpha}_1}$ المحسوبة أكبر $t_{\hat{\alpha}_1}$ المجدولة و عليه يتم رفض فرضية العدم ، أي أن المعلمة α_1 ذات معنوية إحصائية ، و ذلك ينطبق أيضا على المعلمة α_0 ، ويمكن أيضا إستنتاج ذلك من إختبار المعنوية للإحتمال كونه أصغر من 0.05 و بالتالي فالمعلمت $\hat{\alpha}_0$ ، $\hat{\alpha}_1$ ذات معنوية إحصائية ، و يمكن معرفة قيمة المعلمت بحيث أنه : $\hat{\alpha}_0 = 27061.75$ و $\hat{\alpha}_1 = 110.59$.

- وبمأن السلسلة من النوع غير مستقرة من النوع التحديدي TS ، فإنه بإمكاننا الآن جعلها مستقرة بطريقة الإنحدار، وبعد تطبيق هذه الطريقة تصبح بيانات السلسلة بعد إزالة الإتجاه العام كما يلي :

$$\varepsilon_t = y_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 t$$

وهي عبارة عن السلسلة المستقرة و ذلك بالإعتماد على نتائج

مخرجات EViews7 . كما هي موضحة في الجدول التالي :

Date: 06/22/13 Time: 17:41
 Sample: 2002M01 2012M12
 Included observations: 132

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.394	0.394	21.000	0.000
		2	0.144	-0.014	23.815	0.000
		3	0.152	0.118	26.970	0.000
		4	0.163	0.077	30.645	0.000
		5	0.147	0.058	33.639	0.000
		6	0.086	-0.007	34.669	0.000
		7	0.038	-0.019	34.871	0.000
		8	0.129	0.116	37.261	0.000
		9	0.155	0.057	40.712	0.000
		10	0.076	-0.021	41.559	0.000
		11	0.115	0.088	43.486	0.000
		12	0.133	0.039	46.099	0.000
		13	-0.012	-0.138	46.119	0.000
		14	-0.004	0.012	46.121	0.000
		15	0.021	0.000	46.191	0.000
		16	0.090	0.080	47.438	0.000
		17	-0.034	-0.145	47.620	0.000
		18	-0.066	-0.006	48.288	0.000
		19	0.014	0.047	48.317	0.000
		20	-0.043	-0.131	48.605	0.000
		21	0.041	0.128	48.875	0.001
		22	0.015	-0.010	48.912	0.001
		23	0.085	0.121	50.083	0.001
		24	0.100	0.009	51.712	0.001
		25	0.035	-0.009	51.914	0.001
		26	0.003	0.009	51.916	0.002
		27	0.014	-0.046	51.951	0.003
		28	-0.072	-0.113	52.830	0.003
		29	-0.159	-0.080	57.168	0.001
		30	-0.036	0.062	57.389	0.002
		31	0.022	0.019	57.473	0.003
		32	-0.040	-0.074	57.757	0.003
		33	-0.081	-0.053	58.935	0.004
		34	-0.027	0.074	59.067	0.005
		35	0.125	0.096	61.894	0.003
		36	0.057	0.007	62.485	0.004

الجدول رقم (6) : نتائج كشف إستقرار السلسلة الجديدة بالإعتماد على

"Corrélogramme"

المصدر : من إعداد الطالب

3- مرحلة تشخيص النموذج :

حيث نقوم بإجراء إختبار البواقي للنموذج ، وذلك بالإعتماد على منحنى دالة الإرتباط الذاتي و دالة

الإرتباط الجزئي كما هو موضح في "Corrélogramme" و النتائج موضحة في الشكل التالي :

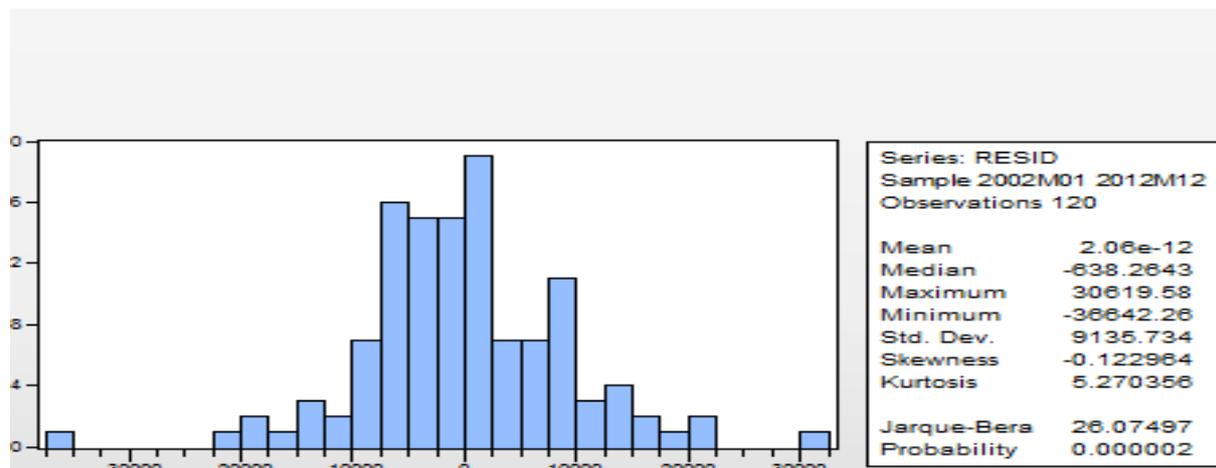
Date: 06/22/13 Time: 15:01
 Sample: 2002M01 2012M12
 Included observations: 120

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.013	0.013	0.0214	0.884		
2	0.006	0.006	0.0255	0.987		
3	-0.011	-0.011	0.0408	0.998		
4	0.004	0.004	0.0426	1.000		
5	0.009	0.009	0.0520	1.000		
6	-0.007	-0.007	0.0580	1.000		
7	-0.018	-0.018	0.0985	1.000		
8	-0.009	-0.008	0.1084	1.000		
9	0.016	0.017	0.1435	1.000		
10	-0.023	-0.024	0.2133	1.000		
11	-0.022	-0.022	0.2807	1.000		
12	0.020	0.021	0.3333	1.000		
13	-0.142	-0.143	3.0760	0.998		
14	-0.019	-0.017	3.1272	0.999		
15	-0.036	-0.034	3.3073	0.999		
16	0.133	0.134	5.7933	0.990		
17	-0.056	-0.063	6.2363	0.991		
18	-0.066	-0.066	6.8574	0.991		
19	0.078	0.087	7.7483	0.989		
20	-0.120	-0.136	9.8440	0.971		
21	0.092	0.099	11.106	0.961		
22	-0.051	-0.055	11.500	0.967		
23	0.050	0.057	11.874	0.972		
24	0.075	0.070	12.722	0.970		
25	0.029	0.014	12.849	0.978		
26	-0.011	-0.017	12.866	0.985		
27	0.037	0.033	13.081	0.989		
28	-0.004	-0.029	13.084	0.993		
29	-0.125	-0.090	15.585	0.980		
30	0.054	0.058	16.060	0.982		
31	0.094	0.085	17.520	0.975		
32	-0.021	-0.027	17.595	0.982		
33	-0.002	-0.027	17.595	0.987		
34	0.019	0.080	17.659	0.991		
35	0.152	0.109	21.656	0.962		
36	0.035	0.078	21.872	0.969		

الجدول رقم (7) : نتائج دالة الارتباط الكلية و الجزئية "Corrélogramme" لإختبار البواقي

المصدر : من إعداد الطالب

وعند الملاحظة نستنتج بأن جميع القيم تقع داخل مجال الثقة و بالتالي فإن سلسلة البواقي هي سلسلة مستقرة أي أنه لا يوجد إرتباط بين القيم ، و بالتالي فإن البواقي هي عبارة عن تشويش أبيض ، بمعنى أن البواقي لها سلوك عشوائي . كما يمكن الإستعانة بتوزيع الطبيعية للبواقي الذي يوفره برنامج "EViews" وذلك لمعرفة ما إذا كانت البواقي تتبع توزيع قانون الطبيعي أم لا ؟



الشكل رقم (11) : نتائج إختبار التوزيع الطبيعي للبقايا

المصدر : من إعداد الطالب

و من احتمالية (Jarque-Bera) وبما أن $sig < 0.05$ فإننا نقبل فرضية التوزيع الطبيعي للبقايا . و بالتالي فإن النموذج TS مقبول و هو بمثابة أنسب نموذج للتنبؤ بمبيعات شركة الإسمنت الشهرية .

التنبؤ:

بإمكاننا وضع تنبؤات لخمس أشهر المقبلة وذلك بالإعتماد على النموذج TS والمعطى بالصيغة التالية :

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varepsilon_t \quad \forall t : E(\varepsilon_t) = 0 \text{ أي أن } :$$

$$x_{1t} = 27061.75 + 110.59t$$

$$x_{133} = 27061.75 + 110.59(133) = 41770,2$$

$$x_{134} = 27061.75 + 110.59(134) = 41880,8$$

$$x_{135} = 27061.75 + 110.59(135) = 41991,4$$

$$x_{136} = 27061.75 + 110.59(136) = 42102$$

$$x_{136} = 27061.75 + 110.59(137) = 42212,6$$

دقة التنبؤ :

مقارنة بين القيم التنبؤية والقيم المحققة لكمية مبيعات الإسمنت :

الأشهر	القيم التنبؤية	القيم المحققة	%
جانفي	41770,2	25893	- 61,31
فيفري	41880,8	22000	- 90,36
مارس	41992,4	38697	- 8,51
أفريل	42102	50434	16,52
ماي	42212,6	53933	21,17

الجدول رقم (8) : مقارنة بين القيم التنبؤية و القيم المحققة للمبيعات

المصدر: من إعداد الطالب

من الجدول أعلاه نلاحظ أن النتائج المحصل عليها باستخدام منهجية بوكس - جينكيتز لم تكن متقاربة إلى حد ما مع النتائج المحققة لكمية مبيعات الإسمنت ، حيث نلاحظ أن الكمية المتنبؤ بها بالنسبة لأشهر جانفي ،فيفري، مارس على التوالي فاقت القيم المحققة بنسبة : 61,31 %، 90,36 %، 8,51% أما فيما يخص القيم المحققة لشهري: أفريل ،ماي فقد فاقت القيم التنبؤية بنسبة : 16,52 %، 21,17% على التوالي .

الإستنتاجات و التوصيات :

1- الإستنتاجات :

هدفت الدراسة إلى محاولة نمذجة مبيعات شركة الإسمنت بولاية سعيدة و ذلك بالإعتماد على منهجية بوكس - جينكينز في التنبؤ، وقد تلخصت أهم الإستنتاجات في مايلي :

- 1- السلسلة الزمنية لمبيعات شركة الإسمنت ب سعيدة هي سلسلة غير مستقرة .
- 2- لا يمكن بناء نموذج $ARIMA(p, d, q)$ لأن السلسلة تتغير وفق إتجاه عام، مما يعني أن بيانات السلسلة يمكن نمذجتها بالإعتماد على الشكل TS وذلك كون عدم الإستقرارية من النوع التحديدي .

2- التوصيات :

- 1- إن تطبيق منهجية (Box-Jenkins) لا تقود إلى نتائج دقيقة يمكن الإعتماد عليها في بناء التوقعات خصوصا على المدى الطويل لذلك نوصي الباحثين في هذا المجال الإستعانة بأساليب أكثر فعالية في هذا المجال كإستخدام الشبكات العصبية الإصطناعية، أو بعبارة أخرى التفكير في تطبيق نماذج غير خطية .

خاتمة الفصل :

لقد تم في هذا الفصل دراسة و تحليل سلوك السلسلة الزمنية لمبيعات شركة الإسمنت الشهرية وذلك باستخدام منهجية Box-Jenkins، وقد خلصت الدراسة إلى أن سلسلة مبيعات الإسمنت هي سلسلة غير مستقرة من النوع التحديدي TS، مما يعني أن السلسلة تتغير وفق اتجاه عام، كما برهنت النتائج أن هذه المنهجية المستخدمة في التنبؤ لا تتماشى مع بيانات شركة الإسمنت وتقود إلى نتائج غير دقيقة، كون أن الانحرافات كانت كبيرة عند مقارنة القيم التنبؤية بالنتائج المحققة فعليا، لذلك نوصي باستخدام أساليب أكثر مرونة و تجاوبا في هذا المجال مثل استخدام الشبكات العصبية الاصطناعية .



الختمة

الخاتمة العامة :

لاشك أن الدراسة التنبؤية لمبيعات الإسمنت في الجزائر تستمد أهميتها من زيادة الطلب على هذه المادة الإستراتيجية، خاصة في الأونة الأخيرة ،و الناجمة عن السياسة التنموية التي تتبناها الدولة و المتمثلة في دعم المشاريع العمومية ،لذلك و من أجل الوصول إلى أهداف هذه الدراسة كان لازما علينا دراسة وتحليل تطور الظاهرة،و محاولة بناء أنسب نموذج تنبؤي لمبيعات شركة الإسمنت بسعيدة بإستخدام منهجية (Box-Jenkis)،لنصل في الأخير إلى أحسن توقع للمبيعات على المدى القصير .

بعد أن تم إستخدام منهجية (Box-Jenkins) في تحليل الظاهرة إتضح أن سلسلة مبيعات الإسمنت هي سلسلة غير مستقرة من النوع التحديدي TS ،كون السلسلة تتغير وفق إتجاه عام ، بالإضافة إلى أنه تم إستخلاص أن هذه المنهجية لا تقود إلى نتائج دقيقة و ذلك بعدما تم مقارنة القيم التنبؤية مع القيم المحقق فعليا ،لذلك نوصي الباحثين في هذا المجال إلى إستخدام نماذج غير خطية كإستخدام الشبكات العصبية الإصطناعية .و التي أثبتت تفوقها في كثير من الدراسات .



قائمة المصادر والمراجع

قائمة المراجع :

المراجع باللغة العربية :

1. تومي صالح، مدخل لنظرية القياس الإقتصادي، ديوان المطبوعات الجامعية، الساحة المركزية ، بن عكنون، الجزائر، 1999.
2. سونيا محمد البكري، إدارة الإنتاج والعمليات، لدار الجامعية، الإسكندرية، مصر، 2001 .
3. سيد أحمد مصطفى ، إدارة الإنتاج والعمليات ،الدار الجامعية ،الطبعة الرابعة الإسكندرية، مصر، 1999.
4. عبد القادر محمد عبد القادر عطية ،الإقتصاد القياسي بين النظرية و التطبيق، الدار الجامعية ،الإسكندرية ،مصر، 2000.
5. عبد القادر محمد عبد القادر عطية ،الإقتصاد القياسي بين النظرية و التطبيق، الدار الجامعية ،الإسكندرية ،مصر، 2000.
6. علي ربابعة ،فتحي ذياب، إدارة المبيعات ،دار صفاء للنشر و التوزيع ،عمان ،2010
7. عمر صخري ،إقتصاد المؤسسة،ديوان المطبوعات الجامعية ،الجزائر، الطبعة الثانية، 1993
8. عمر صخري ،إقتصاد المؤسسة،ديوان المطبوعات الجامعية ،الجزائر، الطبعة الثانية، 1993
9. عوض منصور وعزام صبري ، مبادئ الإحصاء ، دار الصفاء للنشر والتوزيع ، عمان ، الطبعة الأولى ،2000.
10. فركوس محمد ، الموازنات التقديرية ،ديوان المطبوعات الجامعية ،بن عكنون ،الجزائر 1995 .
11. محمد صالح الحناوي، محمد توفيق ماضي ،بحوث العمليات في تخطيط و مراقبة الإنتاج ،الدار الجامعية، مصر 2001 .
12. محمد عبد الوهاب أحمد العزاوي ،أساليب بحوث العمليات، بغداد 1984
13. محمود جاسم الصميدعي، ردينة عثمان يوسف ،إدارة المبيعات، دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة ،عمان، 2010 .
14. محمود جاسم الصميدعي، ردينة عثمان يوسف ،مدخل في الإقتصاد الإداري، دار المناهج للنشر والتوزيع ،عمان، 2006 .

15. مولود حشمان، نماذج و تقنيات التنبؤ القصيرة المدى ،ديوان المطبوعات الجامعية ،بن عكنون، الجزائر، 1989

***Ouvrages :**

المراجع باللغة الأجنبية :

1. C.Gourierous, A.Manfort, Cours de séries temporelles ,paris: Economica, 1983
2. G. Bresson, G-C Michaud, Econométrie des séries temporelles Théorie et application Paris : P.U.F, 1995
3. Jean pierre Védrines, Technique Quantitative de Gestion, Librairie Vuibert, paris , 1985 .
4. Joseph G Monk, gestion de la production et des opérations, traduit
5. Joseph G .Monk , Gestion de la production et des opérations , Traduit par : Cloud En grand . MC GRAW Hill , Edition paris 1993 .
6. M. Tenenhaus, Méthodes statistiques en gestion ,Paris : Dunord, 1994
7. par: Cloud Engrand ,MC GRAW HILL Edition ,Paris,1993
8. Régis Bourbonnais ,Econométrie :manuel et exercices corrigés, 8^e Edition ,Paris ,DUNDO,2011.
9. Thierry Cuyaubere, Jacques Muller, control de gestion, la villeguerin éditions,Paris ,1991.

المقالات و الدراسات :

- 1- دراسة في جامعة تكريت (كلية الإدارة و الإقتصاد) تم تقديمها من قبل م.م.نهاد شريف خلف الجبوري، م. هبة هاني عبد الله ، بناء نموذج للتنبؤ بمعدلات درجة الحرارة لمدينة سامراء للفترة (1981-1993) بإستخدام أفضل نماذج بوكس - جينكيز الملائمة ، الصادرة عن مجلة تكريت للعلوم الإدارية و الإقتصادية العدد 25 سنة 2012

- 2- دراسة بجامعة الأنبار كلية الإدارة والإقتصاد (الفلوجة) تم إعدادها من طرف م.م. سعدية عبد الكريم طعمه ، تحليل السلسلة الزمنية باستخدام طريقة (Box-Jenkins) لإيجاد أفضل نموذج للتنبؤ بأعداد المصابين بالأورام الخبيثة في محافظة الأنبار، الصادرة عن مجلة جامعة الأنبار للعلوم الإقتصادية والإدارية المجلد 4 العدد 8 سنة 2012 .
- 3- دراسة لمقارنة كفاءة طريقة الشبكات العصبية و طريقة Box-Jenkins في التنبؤ مع حالات تطبيقية في العراق ، م. نوال علاء الدين الجراح ،الصادرة عن مجلة الإدارة والإقتصاد العدد التاسع والثمانون 2011.
- 4- دراسة بجامعة بغداد كلية الزراعة ، علي درب كسار، و صادق حمادي حسين، مقارنة طرائق التنبؤ بالطلب على محصول الرز في العراق للمدة (2012 – 2020)، الصادرة عن مجلة العلوم الزراعية العراقية العدد الثامن و الثمانون 2008 .
- 5- دراسة بجامعة واسط كلية الإدارة و الإقتصاد قسم الإحصاء ، م.د.باسم شليبه مسلم ، و الباحثين سعد عبيد جميل و أحمد سعد فاضل ، التنبؤ بإستهلاك الطاقة الكهربائية لمحافظة واسط للمدة (2012 – 2014).
- 6- دراسة للتنبؤ بإنتاجية العمل في مصنع الإسمنت عمران في القطاع الصناعي اليميني ، باستخدام طريقة (Box-Jenkins) ، د. عصام حسين البياتي ، فؤاد عبدة إسماعيل المخلافي ، الصادرة عن مجلة الإدارة والإقتصاد العدد الثالث و الستون سنة 2007 .
- 7- دراسة لتحليل البيانات الشهرية باستخدام نماذج ARIMA في التنبؤ بعرض النقد بمفهومه الضيق M1 و الواسع M2 و الأوسع M3 في دولة قطر للمدة (1982 – 2006) ، أ.د خيري خليل سليم الساطوري ، و م.م بلال محمد أسعد الهيتي في سنة 2007 ، و المأخوذة من رسالة ماجستير مقدمة إلى كلية الإدارة و الإقتصاد بجامعة الأنبار.
- 8- دراسة بجامعة الموصل كلية علوم الحاسبات والرياضيات ، ياسل يونس الخياط ، و م.م عزة حازم زكي ، الصادرة عن المجلة العراقية للعلوم الإحصائية العدد الثامن 2005 .
- 9- دراسة بالمعهد الوطني للتخطيط و الإحصاء ، التنبؤ بمبيعات غاز البترول المميع باستخدام منهجية Box-jenkins ، من إعداد الطالبان مختار بن قوية ، و الحاج جبور لنيل شهادة مهندس دولة في التخطيط و الإحصاء سنة 2003 .

المذكرات :

- 1- سعيد هتهات ، "دراسة إقتصادية و قياسية لظاهرة التضخم في الجزائر" ،رسالة مقدمة لنيل شهادة الماجستير في العلوم الإقتصادية ،جامعة قاصدي مرباح-ورقلة- ،كلية العلوم الإقتصادية ،2006.
- 2- خليفة دلموم ،"أساليب التنبؤ بالمبيعات دراسة حالة" ،مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماجستير في العلوم التجارية ،جامعة الحاج لخضر-باتنة-،كلية العلوم الإقتصادية وعلوم التسيير،2009.
- 3- عاشور بدار،"المفاضلة بين نموذج السلاسل الزمنية و نموذج الغنحدار البسيط في التنبؤ بحجم المبيعات" ،مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماجستير في العلوم التجارية،جامعة محمد بوضياف بالمسيلة،،كلية العلوم الإقتصادية و علوم التسيير،2006 .
- 4- مختار بن قوية،الحاج جبور،"دراسة تنبؤية لمبيعات غاز البترول المميع" ،مذكرة تخرج لنيل شهادة مهندس دولة في التخطيط والإحصاء ،المعهد الوطني للتخطيط والإحصاء ،2003 .

مواقع الإنترنت :

- 1- الإحصائيون العرب www.arabicstat.com
- 2- المعهد العربي للتخطيط - الكويت "أساليب التنبؤ " www.arab-api.org/cours4/c4-1.htm



الملاحق

الملاحق :

الملحق رقم (1)

TBLES DE DICKEY-FULLER جداول ديكي-فولر

Modèle [1] sans tendance et sans terme constant

Modèle [2] sans tendance et avec terme constant

Modèle [3] avec tendance et avec terme constant

Tables de la distribution du $t_{\hat{\theta}_t}$

Numéro observation	probabilités							
	0.01	0.025	0.05	0.10	0.90	0.95	0.975	0.99
N								
25	-2.66	-2.26	-1.95	-1.60	0.92	1.33	1.70	2.16
50	-2.62	-2.25	-1.95	-1.61	0.91	1.31	1.66	2.08
100	-2.60	-2.4	-1.95	-1.61	0.91	1.29	1.64	2.03
250	-2.58	-2.23	-1.95	-1.62	0.89	1.29	1.663	2.01
500	-2.58	-2.23	1.95	-1.62	0.89	1.28	1.62	2.00
∞	-2.58	-2.23	-1.95	-1.62	0.89	1.28	1.62	2.00
Modèle [1]								
25	-3.75	-3.33	-3.00	-2.63	-0.37	0.00	0.34	0.72
50	-3.58	-3.22	-2.93	-2.60	-0.40	-0.03	0.29	0.66
100	-3.51	-3.17	-2.89	-2.58	-0.42	-0.05	0.26	0.63
250	-3.46	-3.14	-2.88	-2.57	-0.42	-0.06	0.24	0.62
500	-3.44	-3.13	-2.87	2.57	-0.43	-0.07	0.24	0.61
∞	-3.43	-3.12	-2.86	-2.57	-0.44	-0.07	0.23	0.60
Modèle [2]								
25	-4.38	-3.95	-3.60	-3.24	-1.14	-0.80	-0.50	-0.15
50	-4.15	-3.80	-3.50	-3.18	-1.19	-0.87	-0.58	-0.24
100	-4.04	-3.73	-3.45	-3.15	-1.22	-0.90	-0.62	-0.28
250	-3.99	-3.69	-3.43	-3.13	-1.23	-0.92	-0.64	-0.31
500	-3.98	-3.68	-3.42	-3.13	-1.24	-0.93	-0.65	-0.32
∞	-3.96	-3.66	-3.41	-3.12	-1.25	-0.94	-0.66	-0.33
Modèle [3]								

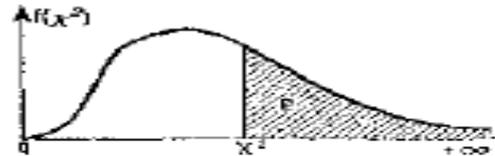
Tables de la distribution du $t_{\hat{c}}$ et $t_{\hat{b}}$

n	Modèle [1]			Modèle [2]			Modèle [3]		
	Constante c			Constante c			Tendance b		
	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%
100	3.22	2.54	2.17	3.78	3.11	2.73	3.53	2.79	2.38
250	3.19	2.53	2.16	3.74	3.09	2.73	3.49	2.79	2.38
500	3.18	2.52	2.16	3.72	3.08	2.72	3.48	2.78	2.38
∞	3.18	2.52	2.16	3.71	3.08	2.72	3.46	2.78	2.38

الملحق رقم (2)

جدول توزيع كاي تربيع

3. TABLE DE LA LOI DE CHI-DEUX
Valeurs de χ^2 ayant la probabilité P d'être dépassées



ν	$P = 0,90$	0,80	0,70	0,50	0,30	0,20	0,10	0,05	0,02	(0,01)
1	0,0458	0,0642	0,148	0,455	1,074	1,642	2,706	3,841	5,412	6,635
2	0,211	0,446	0,713	1,386	2,408	3,219	4,605	5,991	7,824	9,210
3	0,584	1,005	1,424	2,366	3,665	4,642	6,251	7,815	9,837	11,345
4	1,064	1,649	2,195	3,357	4,878	5,989	7,779	9,488	11,968	13,277
5	1,610	2,343	3,000	4,351	6,064	7,289	9,236	11,070	13,388	15,086
6	2,204	3,070	3,828	5,348	7,231	8,558	10,645	12,592	15,033	16,812
7	2,833	3,822	4,671	6,346	8,383	9,803	12,017	14,067	16,662	18,475
8	3,499	4,594	5,527	7,344	9,524	11,030	13,362	15,507	18,168	20,090
9	4,168	5,386	6,393	8,343	10,656	12,242	14,684	16,919	19,679	21,666
10	4,865	6,179	7,267	9,342	11,781	13,442	15,987	18,307	21,161	23,209
11	5,578	6,989	8,148	10,341	12,899	14,631	17,275	19,675	22,618	24,725
12	6,304	7,807	9,034	11,340	14,013	15,812	18,549	21,026	24,154	26,217
13	7,042	8,634	9,926	12,340	15,119	16,985	19,812	22,362	25,472	27,688
14	7,790	9,467	10,821	13,339	16,222	18,151	21,074	23,685	26,873	29,141
15	8,547	10,307	11,721	14,339	17,322	19,311	22,307	24,996	28,259	30,578
16	9,312	11,152	12,624	15,338	18,418	20,465	23,542	26,296	29,633	32,000
17	10,085	12,002	13,531	16,338	19,511	21,615	24,769	27,587	30,995	33,409
18	10,865	12,857	14,440	17,338	20,601	22,760	25,989	28,869	32,346	34,805
19	11,651	13,716	15,352	18,338	21,689	23,900	27,204	30,144	33,687	36,191
20	12,443	14,578	16,266	19,337	22,775	25,038	28,412	31,410	35,029	37,566
21	13,240	15,445	17,182	20,337	23,858	26,171	29,615	32,671	36,343	38,932
22	14,041	16,314	18,101	21,337	24,939	27,301	30,813	33,924	37,659	40,289
23	14,848	17,187	19,021	22,337	26,018	28,429	32,017	35,172	38,968	41,638
24	15,659	18,062	19,943	23,337	27,096	29,553	33,196	36,415	40,270	42,980
25	16,473	18,940	20,867	24,337	28,172	30,675	34,382	37,652	41,566	44,314
26	17,292	19,820	21,792	25,336	29,246	31,795	35,563	38,885	42,856	45,642
27	18,114	20,703	22,719	26,336	30,319	32,912	36,741	40,113	44,140	46,963
28	18,939	21,588	23,647	27,336	31,391	34,027	37,916	41,337	45,419	48,278
29	19,768	22,475	24,577	28,336	32,461	35,139	39,087	42,557	46,693	49,588
30	20,599	23,364	25,508	29,336	33,530	36,250	40,256	43,773	47,962	50,892

Lorsque $\nu > 30$, on peut admettre que la quantité $\sqrt{2} \chi^2 - \sqrt{2\nu - 1}$ suit la loi normale réduite.

Exemple :

Calculez la valeur de χ^2 correspondant à une probabilité $P = 0,10$ de dépassement lorsque $\nu = 41$. À l'aide de la table 1, on calcule, pour $P = 0,10$, $x = 1,2816$.

$$\text{D'où : } \chi^2 = \frac{(x + \sqrt{2\nu - 1})^2}{2} = \frac{1}{2} [1,2816 + \sqrt{82 - 1}]^2 = \frac{1}{2} (10,2816)^2 = 52,85$$