

وزارة التعليم العالي والبحث العلمي
جامعة الدكتور مولاوي الطاهر - سعيدة
كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير

مذكرة تخرج لنيل شهادة ماستر في العلوم الاقتصادية
تخصص الطرق الكمية في التسيير

التنبؤ بمبيعات الفرينة لشركة مطاحن الفرسان سعيدة
باستخدام طريقتي
- بوكس جنكينز و التمهيد الأسّي -

إشراف الأساتذة :
أ. د. صوار يوسف
أ. ادريسي مختار

إعداد الطالبة :
ديناوي أنفال عائشة

أعضاء لجنة المناقشة :

الأستاذ..... بوصلاح عبد اللطيف..... رئيسا
الأستاذ..... صوار يوسف و ادريسي مختار..... مشرفا و مقررا
الأستاذ..... شيريفي جلولممتحنا

السنة الجامعية : 2015-2016

كلمة شكر

أشكر الجليل المتعال على نعمه الواسعة لأنه أعطاني العلم
الذي هو ذروة الشرف و الحفظ من التلف فالتوفيق منه و
إنارة الدرب المظلم منه و تيسير العسير منه

وشكري موصول الى أستاذي صوار يوسف الذي علمني
كيف يكون الصعب سهلا و كيف نجني ثمرة العمل و الكد
و أثني على جهود الأستاذ دريسي مختار الذي لم يبخل
علي بعونه و تابعني بكل حكمة و صبر ، جزاهما الله خير
الجزاء و جعلهما ذخرا للعلم و التربية

كما اهدي ثمرة هذا العمل إلى جميع أساتذتي و زملائي
المنتسبين الى دفعة ماستر 2 الطرق الكمية في التسيير.

الاهداء

اهدي عملي المتواضع هذا الى الذي غمرني بعطفه فكان
سلاحي المعنوي في مواجهة الصعاب إلى من رفعت
رأسي عاليا افتخارا به ،إليك يا أبي الحبيب

والى التي لا أخال أني أرد لها الفضل مهما قدمت من صنيع
لأنها احتضنتني بحنانها و احتوتني بسعة صدرها إليك يا
قدوتي الأولى ، يا أعظم قلب في الوجود

أمي لمثلك يكتب الشعر و القصيد

وأهديها أيضا الى الأستاذ المحترم صوار يوسف الذي هو
مرجعنا و مدرستنا و كذا الأستاذ ادريسي مختار جزاهما الله
خير الجزاء .

دون أن أنسى إخوتي فوزي و بهاء مع تمنياتي لهما التوفيق
في دراستهما

المحتويات

	الملخص
	المحتويات
	قائمة الجداول
	قائمة الأشكال البيانية
أ-	مقدمة
1	الفصل الأول: مراجعة الأدبيات
1	المبحث الأول: الإطار النظري
34	المبحث الثاني : الدراسات السابقة
38	الفصل الثاني: الدراسة التطبيقية
38	المبحث الأول: الطريقة و الأدوات
39	المبحث الثاني : نتائج الدراسة والمناقشة
72	خاتمة
74	قائمة المصادر والمراجع
77	الملاحق

الفهرس

	المحتويات قائمة الجداول قائمة الأشكال قائمة الملاحق
أ	المقدمة
1	الفصل الأول : مراجعة الأدبيات
1	المبحث الأول : الإطار النظري
1	1- التنبؤ بالمبيعات
1	1-1 تعريف التنبؤ
2	2-1 مفهوم التنبؤ بحجم المبيعات
2	3-1 أهداف التنبؤ بالمبيعات
3	4-1 أهمية التنبؤ بحجم المبيعات
4	5-1 خطوات عملية التنبؤ
5	2- عرض السلاسل الزمنية
5	1-2 تعريف السلسلة الزمنية و الهدف من دراستها
6	2-2 الشكل النظري للسلسلة الزمنية و أسلوب تحديده
8	3-2 مركبات السلسلة الزمنية
10	4-2 الكشف عن مركبات السلسلة الزمنية
15	3- عرض طريقة التمهيد الأسّي
16	3-1 التمهيد الأسّي البسيط
16	3-2 التمهيد الأسّي المزدوج
17	3-3 طريقة هولت
17	4- عرض طريقة بوكس جنكينز
18	4-1 مفاهيم عامة و أساسية
18	4-2 الصدمات العشوائية
18	4-3 السياق المستمر
19	4-4 دالة الارتباط الذاتي FAC
19	4-5 دالة الارتباط الجزئي FACP
20	4-6 معاملات التحويل
20	4-7 دالة التباين المشترك الذاتي
21	4-8 نماذج الانحدار الذاتي من الدرجة (P) AR
22	4-8-2 نماذج المتوسطات المتحركة MA(q)
26	4-9 منهجية طريقة بوكس جنكينز
27	4-9-1 مرحلة التعرف
28	4-9-2 مرحلة التقدير

28	4-9-3مرحلة الاختبار
31	4-9-4مرحلة التنبؤ
34	المبحث الثاني : الدراسات السابقة
38	الفصل الثاني :الدراسة التطبيقية
38	المبحث الأول :الطريقة و الأدوات
38	1-مجتمع وعينة الدراسة
38	2-أسلوب جمع البيانات
39	3-الأدوات المستخدمة في الدراسة
39	المبحث الثاني:نتائج الدراسة والمناقشة
39	1-تطبيق طريقة بوكس جنكينز
40	1-دراسة استقرارية السلسلة vente farine
56	2-مرحلة التعرف
56	3-مرحلة التقدير
57	4-مرحلة التشخيص
64	5-مرحلة التنبؤ
66	2_تطبيق طريقة التمهيد الآسي لهولت و وينتر
66	1-دراسة مركبات سلسلة مبيعات الفرينة
67	2-مرحلة التنبؤ
71	خلاصة الفصل
72	خاتمة عامة
74	قائمة المراجع

قائمة الجداول

الرقم	عنوان الجدول	الصفحة
01	يمثل نموذج الانحراف المعياري بدلالة الوسط الحسابي	43
02	يمثل النموذج الثالث لديكي فولر	44
03	يمثل النموذج الثاني لديكي فولر	45
04	Correlogramme لسلسلة مبيعات الفريضة	47
05	معاملات المركبات الفصلية بالشهور	48
06	Correlogramme للسلسلة farsa	50
07	النموذج الثالث لاختبار ديكي فولر	51
08	النموذج الثاني لاختبار ديكي فولر	52
09	النموذج الاول لاختبار ديكي فولر	53
10	اختبار الفروقات من الدرجة الاولى بالنسبة للنموذج الثاني	54
11	اختبار الفروقات من الدرجة الاولى بالنسبة للنموذج الاول	55
12	التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي و الارتباط الذاتي الجزئي	56
13	يبين معايير Aikaike .Schwartz	57
14	تقدير نموذج MA(1)	57
15	التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي للبواقي	59
16	التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي مربع	61
17	اختبار ARCH	63
18	التنبؤات بطريقة بوكس جنكينز لسنة 2016	64
19	التنبؤات بطريقة التمهيد الآسي لسنة 2016	67
20	مقارنة بين نتائج بوكس جنكينز و المبيعات الحقيقية	68
21	مقارنة بين نتائج التمهيد الآسي و المبيعات الحقيقية	69

قائمة الأشكال

الصفحة	عنوان الشكل	رقم الشكل
7	الحالة التجميعية للسلسلة الزمنية	01
7	الحالة الجدائية للسلسلة الزمنية	02
8	مركبة الاتجاه العام حالة الميل الموجب	03
8	مركبة الاتجاه العام حالة الميل السالب	04
9	منحنى بياني للمركبة العشوائية	05
9	منحنى بياني يبين المركبة الفصلية	06
10	منحنى بياني للمركبة الدورية	07
26	مخطط مراحل طريقة بوكس جينكينز	08
40	الدراسة الوصفية للسلسلة الزمنية	09
41	التمثيل البياني لمنحنى سلسلة الفرينة	10
61	اختبار التوزيع الطبيعي للاخطاء	11
65	مبيعات الفرينة مع تنبؤاتها الشهرية بطريقة بوكس جنكينز لسنة 2016	12
68	مبيعات الفرينة مع تنبؤاتها الشهرية بطريقة التمهيد الاسي لسنة 2016	13

قائمة الملاحق

الصفحة	العنوان	رقم الملحق
85	جدول ديكي فولر TABLE DE DICKY FULLER	1
86	جدول توزيع كاي تربيع TABLE DE LA LOI DU CHI DEUX	2
87	جدول تقدير النموذج MA(1)	3
87	جدول تقدير النموذج AR(1)	4
88	جدول تقدير النموذج ARIMA	5

الملخص :

إن التنبؤ بالمبيعات يؤدي إلى تحسين عملية التخطيط في أي منشأة صناعية أو خدمية خصوصا بعد استخدام الأساليب الكمية في عملية التنبؤ ، حيث تستطيع المنشأة من خلال عملية التنبؤ بالمبيعات تقدير أرباحها و تكاليف الإنتاج و كذا تنفيذ استراتيجياتها التسويقية المالية و الاقتصادية من أجل ترقية المنتج بما يتوافق معايير الطلب لدى المستهلكين .

في هذا البحث تم استخدام طريقة بوكس جنكينز و التمهيد الأسّي للتنبؤ بمبيعات الفرينة لشركة مطاحن سعيدة ,و بعد دراسة كميات مبيعات منتج الفرينة عن طريق برنامج EVIEWS7 أظهرت النتائج بعد مقارنة كلتا الطريقتين التمهيد الأسّي و بوكس جنكينز أن كلتا الطريقتين تعطيان نتائج جيدة لكن تبقى دائما طريقة بوكس جنكينز هي الأدق و الأحسن في التنبؤ القصير المدى .

الكلمات المفتاحية : التنبؤ بالمبيعات ، منهجية بوكس جيكينز ،طريقة التمهيد الأسّي .

résumé

La prévision des ventes permettra d'améliorer le processus de planification dans toute installation industrielle ou de service Surtout après l'utilisation de méthodes quantitatives dans le processus de prévision ,ou l'entreprise peut estimer ses bénéfices d'après la prévision des ventes

Dans cette recherche on a utiliser la méthode de box jenkins et le lissage exponentiel pour faire la prévision des ventes de l'entreprise Et après avoir étudié les montants des ventes de produits de la farine En utilisant l logiciel evIEWS 7.

A travers les résultats, et Après avoir comparé les deux méthodes il montre que les deux méthodes donnent de bons résultats , Mais toujours la méthode de Box Jenkins reste la plus précise .

مقدمة عامة:

مع التطورات الأخيرة للاقتصاد الوطني الناتجة عن تطبيق الجزائر لميكانيزمات اقتصاد السوق وتفتح هذه الأخيرة على المنافسة الداخلية والخارجية، لم يعد بإمكان المؤسسة الجزائرية مجمع الرياض لإنتاج الدقيق والفرينة (التي يبلغ معدل إنتاجها إلى حوالي 2 مليون قنطار سنويا) ، أن تبقى كهيكل منعزل عن هذه التطورات.

إلا أنه مع انتشار الشركات للاستفادة من وفرة الحجم وتخصص اليد العاملة وانفصال الملكية عن الإدارة وابتعاد هذه الأخيرة عن أماكن العمل والإنتاج وعن الإشراف الإداري المباشر، الأمر الذي أدى إلى تعدد مسؤولياتها بصورة جعلت التحكم في تسييرها أمرا صعبا، ومن أجل مسايرة التطورات والتحولات الاقتصادية، كان من الواجب على مسيري المؤسسة الاقتصادية مجمع الرياض التطلع إلى تدقيق وتحسين نوعية المعلومات والقرارات الناجمة عنها باستحداث أساليب وطرق مبنية على أسس علمية تمكنها من ممارسة جميع وظائفها الاقتصادية.

ونظرا للمسؤولية الملقاة على عاتقها والمتمثلة في الإنتاج، التوزيع، والتسويق وجب عليها الحفاظ على سمعتها وتحقيق أكبر ربح ممكن مما يسمح لها بإثبات وجودها باستمرار من أجل ذلك ارتأينا الاستعانة بإحدى الطرق الإحصائية والتي من خلالها نحاول الحصول على نتائج دقيقة وملموسة، ألا وهي عملية التنبؤ التي عرفت تطورا كبيرا وتعددت مجالات استعمالها خاصة في عصرنا وهذا من أجل اتخاذ القرارات الصائبة مستقبلا.

وقد اخترنا في بحثنا هذا طريقة التنبؤ على المدى القصير وهي طريقة بوكس جنكيز و التمهيد الآسي والتي سنحاول تطبيقها على مبيعات الفرينة لمؤسسة مطاحن سعيدة والتي هي فرع من المجمع الرياضي.

إن المؤسسة الناجحة هي التي تعتمد على التنبؤ في كل خطوة تنوي القيام بها مستقبلا باعتباره مصدر للمعلومات لكل أنشطة المؤسسة، ولكن المشكل لم يعد في اعتماد التنبؤ كوسيلة ولكن مع تعدد وتنوع أساليبه نطرح الإشكالية التالية :

ما مدى إمكانية تطبيق طريقتي التمهيد الآسي و بوكس جنكيز للتنبؤ بمبيعات منتوج

الفرينة لمؤسسة مطاحن سعيدة ؟

ولكي نتمكن من الاجابه على هذا التساؤل تم طرح عدة أسئلة فرعية تتمثل في:

- 1-هل يتم التنبؤ بالمبيعات لمنتج الفرينة في شركة مطاحن سعيدة ؟
 - 2-ما هو نوع التغيرات في الطلب على مبيعات منتج الفرينة للمؤسسة ؟
 - 3-ما هي الطريقة الأكثر ملائمة للتنبؤ بمبيعات منتج الفرينة لشركة مطاحن سعيدة
- فرضية البحث :**

وللإجابة على هذه التساؤلات قمنا بوضع الفرضية التالية:

- 1-استخدام طرق التنبؤ قصير المدى (التمهيد الأسى و بوكس جنكينز) للتنبؤ بمبيعات فرينة شركة مطاحن سعيدة يساعد في تقادي مشاكل انحراف العرض عن الطلب لأن منتج الفرينة من المنتوجات ذات الطلب الواسع .

أهمية الموضوع :

إن أهمية الموضوع تكمن في إبراز دور عملية التنبؤ في ترشيد القرارات وتقادي الخسائر المحتملة جراء تكديس المنتوجات أو العكس، بالإضافة إلى كونه بحثا ميدانيا يمكننا من الاحتكاك أكثر بواقع المؤسسات الجزائرية.

المنهج المستخدم:

إعتمدنا في دراستنا لهذا الموضوع على المنهج الإحصائي والتحليلي لدراسة التنبؤ بمبيعات منتج الفرينة لمطاحن سعيدة بالاعتماد على طريقتي بوكس و جينكينز و طريقة التمهيد الأسى و التي تعتمد على تحليل السلاسل الزمنية واستخدمنا الأدوات الإحصائية مع الاستعانة ببرنامج EVIEWS .

محتوى الدراسة:

تم تقديم هذه الدراسة وفق طريقة IMRAD بحيث تضمنت المذكرة فصلين، حيث قسم الفصل الأول إلى مبحثين الأول تضمن الجانب النظري و المبحث الثاني تضمن الدراسات السابقة أما الفصل الثاني فتضمن أيضا مبحثين الأول عرضت فيه الطريقة و الأدوات المستعملة أما الثاني فكان يحتوي نتائج الدراسة و المناقشة من خلال تطبيق طريقتي بوكس جنكينز و التمهيد الأسى

الفصل الأول: مراجعة الأدبيات

إن دراسة السلاسل الزمنية لها أهمية كبيرة لما تقدمه من معلومات حول العناصر الأساسية التي تتميز بها ظاهرة ما عبر الزمن، ومن خلال متابعة تغيراتها وتطورها العام يمكننا بصورة جيدة من معرفة كيفية تطورها مستقبلا كما يساعدنا في تحديد مختلف العوامل المؤثرة على هذه الظاهرة.

سنتطرق في هذا الفصل إلى ماهية التنبؤ وعرض السلاسل الزمنية (تعريفها و الكشف عن مركباتها) ثم نتعرض إلى طرق التنبؤ التي تتمثل في طريقة التمهيد الآسي و طريقة بوكس جنكينز .

المبحث الأول: الإطار النظري :

سنتعرض في هذا المبحث الى دراسة إحصائية مفصلة للسلاسل الزمنية بحيث نبدأ بتعريف مبسط للتنبؤ وللسلسلة الزمنية والهدف من دراستها والشكل النظري لها ثم ننتقل في المبحث الثاني الى مركباتها وطرق الكشف عنها.

1- التنبؤ بالمبيعات

1-1 تعريف التنبؤ:

- يعرف التنبؤ: بأنه النقطة الأساسية والضرورية لجميع وسائل التسيير لأنه يمثل قراءة لما يكون عليه لمستقبل¹.
- ويعرف على أنه عملية عرض حالي للمعلومات المستقبلية بإستخدام معلومات مشاهدة تاريخية بعد دراسة سلوكها في الماضي فالتنبؤ هو معرفة قيم مستقبلية لمتغير داخلي لفترات مستقبلية وهذا لهدف قد يكون معرفة مقدار المبيعات أو الدخل الوطني أو غير ذلك².
- وبالتالي يعرف التنبؤ بالمبيعات بأنه قيمة المبيعات في المستقبل والتي يمكن أن تحصل في ظل الظروف الاقتصادية والاجتماعية المحتملة³.

¹ T. Cuyaubere et J. Muller "control de gestion "la villeguerin éditions, Paris ,1991,p31

² مولود حشمان " نماذج وتقنيات التقدير قصير المدى "ديوان المطبوعات الجامعية ،بنعكنون،الجزائر، 2002 ،ص177

³ محمود جاسم الصميدعي، ردينة عثمان يوسف " مدخل في الإقتصاد الإداري " دار المناهج للنشر والتوزيع، الأردن، ط1، 2006، ص18

1-2 مفهوم التنبؤ بحجم المبيعات :

حاول العديد من مؤلفي الإدارة و الاقتصاد إيجاد تعريف للتنبؤ بحجم المبيعات و لعل من بين أبرز هذه المحاولات مايلي :

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 رابعة، فتحي ذياب ،2010)⁴

تعريف ثاني: التنبؤ بحجم المبيعات هو عبارة عن تغطية و استيفاء لمجموع دراسات بهدف تحديد و بأكبر وضوح و دقة ممكنة لرقم الاعمال بالكمية و القيمة للمؤسسة ككل و لكل مسؤول له علاقة بادارة المبيعات ((thierry cyaubere.jacques muller.1991

تعريف ثالث: التنبؤ بحجم الطلب هو تقدير حجم و توقيت الطلب الكلي على منتجات المنظمة على مدى فترات زمنية قادمة (أحمد سيد مصطفى ، 1999)⁵

1-3 أهداف التنبؤ بالمبيعات : تهدف المؤسسة عند استخدامها لأحد نماذج التنبؤ

بالمبيعات بطريقة علمية وسليمة إلى تحقيق مايلي⁶:

- يعد التنبؤ بالمبيعات أساس لعملية التخطيط لكافة الأنشطة الإدارية في المؤسسة حيث يمثل الأساس الذي تنبثق منه بقية الخطط الفرعية في المؤسسة مثل الخطة التسويقية وخطة التمويل وخطة الإنتاج والموارد البشرية....الخ.
- يعتبر الأساس عند إتخاذ القرارات التسويقية مثل قرارات التسعير، الترويج، التوزيع، الإنتاج.
- يساعد التنبؤ بالمبيعات على تحديد الكميات المتوقعة في المناطق البيعية، وبالتالي توزيعها على رجالا لبيع بشكل أكثر عدالة و موضوعية.
- يساعد على توقع الصعوبات التي ستواجه المؤسسة مستقبلا و بالتالي الإعداد لمواجهةها.

⁴ علي رابعة فتحي ذياب ، ادارة المبيعات ، دار صفاء للنشر و التوزيع ، عمان ، 2010 ص 82

⁵ سيد احمد مصطفى ، ادارة الانتاج و العمليات ، الدار الجامعية ، الطبعة الرابعة ، الاسكندرية ، مصر ، 1999 ص 89

⁶ عوض منصور و عزام صبري ، مبادئ الاحصاء، دار الصفاء للنشر و التوزيع ، عمان ، الطبعة الاولى ص 69

- يعتبر أساسيا لنشاط الرقابة وتقييما للأداء في المؤسسة وبالتالي التعرف على الانحرافات أثناء عملية التنفيذ الفعلي.
- يساعد على تحديد وتوزيع التكاليف وذلك على أساس القدرة المالية المتوقعة للمؤسسة من خلال توقع المبيعات.

1-4 أهمية التنبؤ بحجم المبيعات

يتيح التنبؤ معلومات و مؤشرات تسترشد بها الإدارة عموما و إدارة المبيعات و إدارة الإنتاج و العمليات بشكل خاص في تصميم الأهداف و الاستراتيجيات الإنتاجية ، كما تفيد تلك المعلومات و المؤشرات في عملية صنع قرارات الإنتاج و العمليات . الأمر الذي يوضح أهمية هذه العملية في التخطيط لجميع الأنشطة في المنشأة بحيث يمكن الاعتماد عليها فيما يلي : (محمود ج الصميدعي ، ردينة ع يوسف ، 2006)⁷

- تقديم المنتجات التي تلبي حاجات و رغبات المستهلكين وفقا للمؤشرات الخاصة لاتجاهات الطلب .
- استخدام الموارد المتاحة لدى المنظمة في انتاج المنتجات التي يقع عليها الطلب في السوق .
- وضع الميزانيات التقديرية للمبيعات .
- يعتبر الأساس في تخطيط في مجمل أنشطة المنظمة الإنتاجية و التسويقية و البيعية
- تقدير الإدارات المحتمل الحصول عليها في المستقبل .
- تقدير تكاليف الأنشطة التي سوف يتم تنفيذها .
- تحديد الأسعار بالشكل الذي يتسم وطبيعة السوق و قدرات المستهلكين وذلك وفق الإيرادات و التكاليف المتوقعة .
- تحديد نفقات الترويج اللازم إنفاقها ، وذلك وفقا للمبيعات المتوقعة .
- مراقبة نشاط إدارة المبيعات و رجال البيع و معرفة مدى كفاءتهم في تنفيذ المبيعات المتوقعة (المخطط لها)

⁷ محمود جاسم الصميدعي ، ردينة عثمان يوسف ، مدخل في الاقتصاد الإداري ، دار المناهج للنشر و التوزيع ، عمان ، 2006 ص 95

- يعتبر أساس تخطيط المبيعات
- 1-5 خطوات عملية التنبؤ : يمكن ان نعرض خطوات التنبؤ تدريجيا كمايلي⁸ :
- تحديد الغرض من القيام بالتنبؤ و ذلك لان المعلومات الخاصة بالتنبؤ يستخدمها مديروا الوظائف المختلفة في مباشرتهم و اتخاذهم لقراراتهم الإدارية .
- جمع البيانات التاريخية سواء عن الاتجاهات الاقتصادية من المستندات الحكومية أو سجلات الشركة ، وفي حالة المنتجات الجديدة والتي لا تتوفر عنها البيانات الإحصائية التاريخية قد يكون من الضروري استخدام البيانات المتاحة عن منتجات متشابهة أو منافسة .
- عرض البيانات التاريخية على رسم بياني لتحديد مدى وجود نمط معين لاتجاه البيانات سواء أظهرت وجود دورة معينة للبيانات او وجود بيانات باتجاهات موسمية تمكن من توقع البيانات في المستقبل و يجب تخلص تقنية البيانات التاريخية من اي أحداث حدثت في الماضي و ربما لا يتكرر حدوثها في المستقبل .
- اختيار نموذج للتنبؤ و الذي قد يستخدم في المواقف الإدارية المختلفة وعلى مدير إدارة الإنتاج و العمليات تطبيق النموذج الذي يتماشى مع احتياجاته.
- إجراء التجارب التي تظهر مدى صحة الطرق التي استخدمت في التنبؤ بالقيم الحقيقية التي ظهرت خلال الفترة الماضية و عادة ما يستخدم الأسلوب الذي يتيح اصغر متوسط للخطأ و نستخدمه للتنبؤ بالفترة القادمة .
- استخدام أسلوب التنبؤ بقيم المتغيرات التابعة اثر حدوثها خلال فترة التنبؤ و يلاحظ هنا استخدام الأساليب لإنشاء مستوى تحليل موثوق به
- إدماج التأثير الخاص بالعوامل الداخلية و الخارجية على النتائج التي يتم الحصول عليها باستخدام أسلوب معين للتنبؤ .
- متابعة نتائج تطبيق أسلوب التنبؤ عن طريق تسجيل الأداء الفعلي و مراقبة خطأ التنبؤ و

⁸ سونيا محمد البكري ، ادارة الانتاج و العمليات ، الدار الجامعية ، الاسكندرية مصر ، 2001 ص70

- على المدير أن يقرر على فترات ما إذا كانت عمليات التنبؤ الحالية تؤدي إلى تنبؤ مقبول
 - إذا كان الأمر كذلك فإن الأسلوب الذي تم اختياره يستمر في تطبيقه أما في حالة عدم قبول مقدار الخطأ لتجاوزه ما هو مسموح به في هاته الحالة نحتاج إلى أسلوب تنبؤ جديد وهنا نعود إلى الخطوة الثالثة و هكذا تتكرر الدورة في كل مرة .
 - استخدام الموارد المتاحة لدى المنظمة في انتاج المنتجات التي يقع عليها الطلب في اسوق .
 - وضع الميزانيات التقديرية للمبيعات .
 - يعتبر الأساس في تخطيط في مجمل أنشطة المنظمة الإنتاجية و التسويقية و البيعية
 - تقدير الإدارات المحتمل الحصول عليها في المستقبل .
 - تقدير تكاليف الأنشطة التي سوف يتم تنفيذها .
 - تحديد الأسعار بالشكل الذي يتسم وطبيعة السوق و قدرات المستهلكين وذلك وفق الإرادات و التكاليف المتوقعة .
 - تحديد نفقات الترويج اللازم إنفاقها ، وذلك وفقا للمبيعات المتوقعة .
 - مراقبة نشاط إدارة المبيعات و رجال البيع و معرفة مدى كفاءتهم في تنفيذ المبيعات المتوقعة (المخطط لها)
 - يعتبر أساس تخطيط المبيعات .
- 2- عرض السلاسل الزمنية :**

2-1 تعريف السلسلة الزمنية و الهدف من دراستها

تعريف السلسلة الزمنية: هي عبارة عن قيم ظاهرة من الظواهر في سلسلة تواريخ متلاحقة، أياما أو أشهر أو سنوات والهدف من وراء تحليل سلسلة زمنية هو دراسة التغيرات التي تكون قد طرأت على الظاهرة التي تمثلها خلال فترة من الزمن وتحليل أسبابها ونتائجها أو التنبؤ إعتقادا على فكرة مد حوادث الماضي للمستقبل، فالتنبؤ للمبيعات المستقبلية مثلا يمكن الإدارة من تخطيط احتياجاتها من عمالة ومواد أولية وموارد أخرى بحيث تصبح في متناول اليد عند الإحتياج إليها.

تحتوي السلسلة الزمنية على متغيرين أحدهما هو الزمن وهو المتغير المستقل ويرمز له بالرمز t والثاني هو قيمة الظاهرة وهو المتغير التابع ويرمز له بالرمز $x^{(9)}$.

الهدف من دراسة السلسلة الزمنية:

- التعرف على التغيرات التي تطرأ على السلسلة الزمنية.
- التعرف على أسباب ونتائج هذه التغيرات.
- التعرف على العلاقة وطبيعتها بين الظاهرة ومختلف السلاسل الزمنية الأخرى.
- التنبؤ بقيمة الظاهرة غير الموجودة في السلسلة الزمنية.

2-2 الشكل النظري للسلسلة الزمنية و أسلوب تحديده

الشكل النظري للسلسلة الزمنية: يمكن تحديد ثلاث أشكال وهي:

الشكل التجميعي: هذا الشكل يمثل علاقة تجميعية بين مركبات السلسلة الزمنية X_t وهذا بشرط أن تكون المركبات مستقلة عن بعضها البعض وتعرف رياضياً بالعلاقة التالية:

$$X_t = T_t + C_t + S_t + \varepsilon_t$$

الشكل الجدائي: هذا الشكل يمثل العلاقة الجدائية بين مركبات السلسلة الزمنية X_t مع وجود ارتباط بين هذه المركبات ويعرف رياضياً بالعلاقة التالية:

$$X_t = T_t \times C_t \times S_t \times \varepsilon_t$$

الشكل المختلط: يمثل علاقة تجميعية وجدائية في آن واحد بين مركبات السلسلة الزمنية X_t ويعرف رياضياً بالعلاقة التالية:

$$X_t = T_t \times S_t + C_t + S_t \times \varepsilon_t$$

وهذا الأخير الأكثر استعمالاً في الاقتصاد:

أسلوب تحديد الشكل النظري للسلسلة الزمنية:

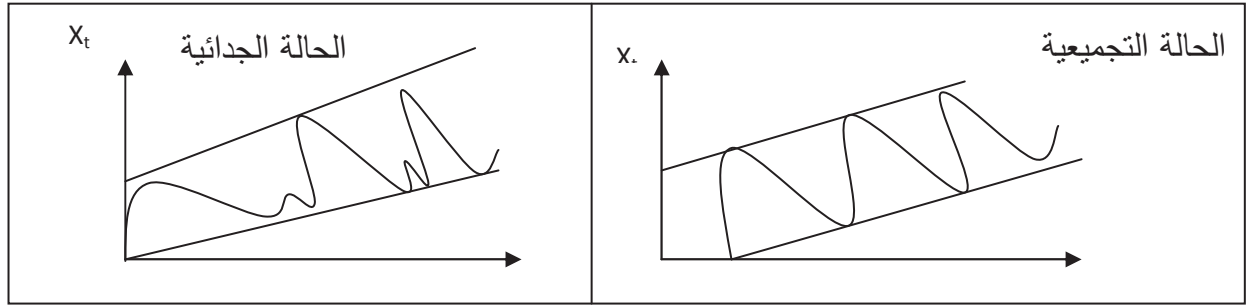
لمعرفة الشكل الذي تتبعه السلسلة الزمنية هناك أسلوبين بياني وإحصائي ولكن في أغلب

الأحيان الأسلوب البياني لا يكون كافيا لوحده وذلك لقلة دقته¹⁰.

الأسلوب البياني: إن الاختبار البياني من ملاحظة المنحنى الذي يمثل تطور السلسلة الزمنية X_t والذي ينحصر بين خطين يتضمنان القيم الصغرى و القيم العظمى للسلسلة فإذا كان هذان الخطان متوازيان فالسلسلة تأخذ الشكل التجميعي (الشكل 1)

أما إذا كانت السلسلة الزمنية X_t محصورة بين خطين منفرجين فإن السلسلة تأخذ الشكل الجدائي (الشكل 2)

الشكلين (02) (01) الحالة التجميعية و الحالة الجدائية.



المصدر: من عمل الطالبة

الأسلوب الإحصائي¹¹: وهو يعتمد على تقدير المعادلة التالية:

$$i = 1 \dots m$$

$$\delta_i = a + b\bar{X}_i \quad \text{حيث } m \text{ عدد السنوات}$$

$$j = 1 \dots p$$

$$\bar{X}_i = \frac{1}{p} \sum_{j=1}^p x_{ij} \quad \text{حيث } p \text{ عدد الأشهر}$$

ومنه نحصل على المعادلة الآتية:

$$\delta_i = \sqrt{\frac{1}{p} \sum_{j=1}^p (x_{ij} - \bar{X}_i)^2} \dots \dots \dots (1)$$

وباستعمال طريقة المربعات الصغرى (MCO) يمكن تقدير المعلمة b كما يلي:

¹⁰Régis bourbonnais et Michel Tiraza, « analyse des séries temporelle en économiues »Edition, Presses P81 Universitaires de France (PUF) , 1998, P18.

¹¹مولود حشمان ، مرجع سابق الذكر ، ص81.

$$\hat{b} = \frac{\sum_{i=1}^m \delta_i \bar{X}_i - m \bar{\delta} \bar{X}}{\sum_{i=1}^m \bar{X}_i^2 - m \bar{X}^2} \dots\dots\dots (2)$$

$$\bar{\delta} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \delta_i = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \bar{X}_i$$

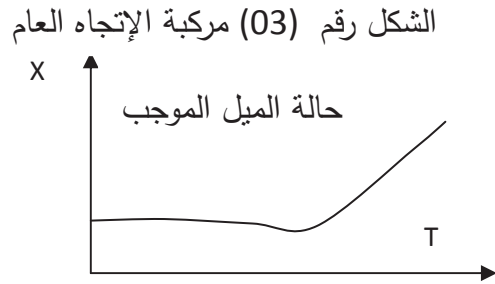
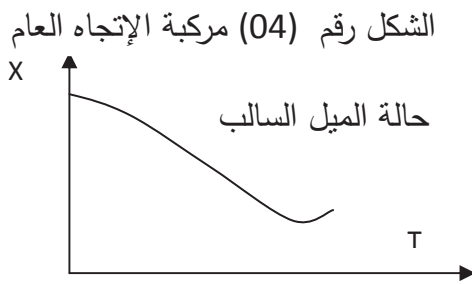
وهكذا نقول عن السلسلة أنها ذات:

- شكل تجميعي إذا كان: $\hat{b} < 0.05$
- شكل جدائي إذا كان: $\hat{b} > 0.10$
- شكل مختلط إذا كان: $0.05 < \hat{b} < 0.10$

2-3 مركبات السلسلة الزمنية: يقصد بها العناصر المكونة للسلسلة الزمنية وهي تفيد في

تحديد سلوكها في الماضي وكذا في المستقبل، يمكن إدراج هذه المركبات في العناصر التالية:

مركبة الاتجاه العام:¹² هي عبارة عن التغير المنتظم للملاحظات و الظواهر الإقتصادية خلال فترة زمنية سواء كان هذا التغير بالزيادة أو بالنقصان، ويكون تغيرها إما: ذو نمط تحديدي أو نمط عشوائي ويرمز لها بالرمز L ويمكن أن تأخذ الشكلين التاليين:



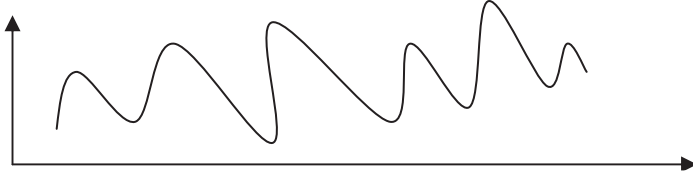
المصدر: مولود حشمان ، 1998، ص13

المركبة العشوائية: وهي تمثل تلك التغيرات التي تع نتيجة سبب طارئ غير متوقع، أي تعبر عن تلك التذبذبات غير المنتظمة ذات فترة زمنية قصيرة مثل: الحروب، الزلازل، التي تؤثر على

¹²مولود حشمان تقنيات، مرجع سابق الذكر، ص14.

المستوى الإقتصادي للبلاد ويرمز لها بالرمز (I)

الشكل رقم (05) يوضح المركبة العشوائية



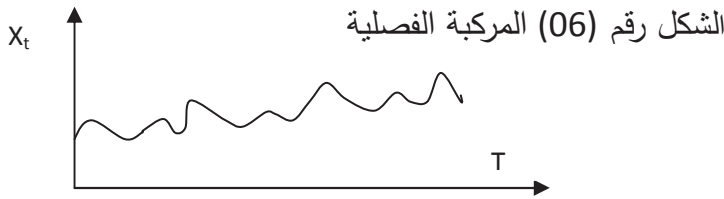
المصدر: مولود حشمان ص15

لمركبة الفصلية: هذه المركبة تشير الى التغيرات التي تظهر في الفصول المتناظرة خلال

الآزمنة المختلفة التي أخذت فيها مشاهدة السلسلة الزمنية وهي ناتجة عن تأثير عوامل

خارجية على متغير ما، بطريقة منتظمة وذلك خلال السنة

في حالة المعطيات الشهرية أو الفصلية أو الأسبوعية ويرمز لها بالرمز S



المصدر: مولود حشمان ص13

مركبة الدورية : تمثل التغيرات الدورية الشبه منتظمة وهي تلك التغيرات التي تطرأ على

الظاهرة من خلال فترة زمنية طويلة "أكثر من سنة"، أو بصفة عامة هذه المركبة تمثل تأثير

عوامل خارجية على السلسلة الزمنية بشكل منتظم أو شبه منتظم وتبرز أثر التطور

الإقتصادي " التقدم التكنولوجي " ، مثلا: كإنتقال حالة الإقتصاد من الركود إلى الإنتعاش ثم

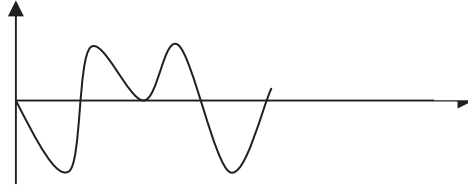
من الرواج إلى الركود وهكذا ، فهي تشبه التغيرات الموسمية إلا أنها تتم في فترات أطول

نسبيا من الفترات الموسمية، وبالمقارنة بالتغيرات الموسمية فإن طول الفترة الزمنية غير

معلوم.

وإنما يتراوح بين 3 سنوات إلى 10 سنوات وبالتالي يصعب التعرف على التقلبات الدورية ومقاديرها، لأنها تختلف اختلافا كبيرا من دورة إلى أخرى سواء من حيث طول الفترة الزمنية للدورة أو اتساع تقلباتها ومداهها، ونرمز لها بالرمز (C)

الشكل رقم (07) يوضح منحنى المركبة الدورية



المصدر: مولود حشمان ص 13

2-4 الكشف عن المركبات السلسلة الزمنية:¹³

الكشف عن مركبة الاتجاه العام: هناك اختبارين للكشف عنها هما:

الإختبار البياني: يعتمد هذا الإختبار على المنحنى البياني الممثل للسلسلة الزمنية حيث يمثل الاتجاه العام في تلك المركبة التي تدفع بالسلسلة الزمنية بالزيادة في حالة الميل الموجب وبالنقصان في حالة الميل السالب بينما تنعكس المركبة الدورية في الشكل البياني قمم او انخفاضات بشكل منتظم يسمح لنا بتحديد فترة حدوث الظاهرة كأن تكون في فصل او شهر معين بينما المركبة العشوائية تتمثل في عدم تركها المركبات المنتظمة ولكن نتائج الاختبار البياني غير دقيقة بالقدر الكافي لذلك نلجأ إلى الإختبارات الإحصائية.

الإختبارات الإحصائية: تعد هذه الإختبارات الكشف عن مركبة الاتجاه العام وأقواها، إذ أنها لا تعمل فقط على كشفها، بل تتعدى في عملها إلى تحديد الطريقة المناسبة التي تجعل السلسلة المدروسة تؤول إلى الاستقرار ومن بين الإختبارات الإحصائية الأكثر إستعمالا نجد:

أ- **إختبار الفروقات:** من الطرق الأكثر أهمية وهو اختبار من الإختبارات الحرة والذي ينص على مبدأ إختبار الفرضية:

¹³ خليفة دلهوم ، اساليب التنبؤ بالمبيعات دراسة حالة ،مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماجستير في العلوم التجارية ، جامعة الحاج لخضر ، باتنة ، كلية العلوم الاقتصادية و علوم التسيير، 2009 ص 35

H_0 : عدم وجود اتجاه عام

H_1 : وجود اتجاه عام

ويسمح لنا هذا الاختبار بالكشف عن وجود اتجاه عام للسلسلة الزمنية وذلك عن طريق حساب

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

حيث: X_t : تمثل قيمة للسلسلة الزمنية وفقا للزمن t .

ثم نقوم بحساب (S) الذي يمثل عدد الفروقات الموجبة وعندما يكون لحجم العينة أكبر من 12

$(N > 12)$ فإنه يخضع لتوزيع طبيعي، ذو أمل رياضي $E(S)$ والتباين $V(S)$ ومنه نجد:

$$E(S) = \frac{n-1}{2} \quad V(S) = \frac{n+1}{2} \text{ حيث: } S \rightarrow N(E(S), V(S))$$

$$Z = \frac{S - E(S)}{\sqrt{V(S)}} \text{ : تمثل عدد المشاهدات نقوم بعدها بحساب } Z \text{ كما يلي:}$$

ونقارن قيمة Z بالقيمة المجدولة عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$

أ. إذا كان $|Z| > 1,96$ نرفض H_0 ونقول أن السلسلة الزمنية تحتوي على مركبة الاتجاه العام.

ب. إذا كان $|Z| < 1,96$ نقبل الفرضية H_0 ونقول أن السلسلة الزمنية عشوائية.¹⁴

ب - اختبار الجذور الأحادية (Dickey- Fuller):¹⁵

إختبار الجذور الأحادية لـ (DF) يمكننا من الكشف عن مركبة الاتجاه العام ويسمح لنا بالتعرف على الطريقة المثلى والجيدة لاستقرار السلسلة TS أو DS ويعتمد هذا الإختبار على ثلاثة نماذج:

$$\text{النموذج الأول: } X_t = \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \text{ حيث: } C \text{ ثابت}$$

$$\text{النموذج الثاني: } X_t = \phi_1 X_{t-1} + C + \varepsilon_t \text{ bt مركبة الاتجاه العام}$$

¹⁵ مختار بن قوية الحاج جبور، دراسة تنبؤية لمبيعات غاز البترول المميع ، مذكرة تخرج لنيل شهادة مهندس دولة في التخطيط و الاحصاء المعهد الوطني للتخطيط و الاحصاء ، 2003 ص 56

النموذج الثالث: $X_t = \phi_1 X_{t-1} + b_t + C + \varepsilon_t$

ومنه فرضية هذا الإختبار هي:

$$H_0: \phi = 1$$

$$H_1: \phi < 1$$

إذا كانت الفرضية H_0 محققة في إحدى النماذج السابقة فإن السياق ليس مستقر عشوائي لذلك نستعمل إختبارات القيمة $(\phi - 1)$ بدلا من القيمة ϕ وبالتعويض في المعادلات نستعمل ΔX_t بدلا من X_t أي $(X_t - X_{t-1})$ فتصبح النماذج كالتالي:

$$\Delta X_t = (\phi_1 - 1)X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{النموذج الأول:}$$

$$\Delta X_t = (\phi_1 - 1)X_{t-1} + C_t + \varepsilon_t \quad \text{النموذج الثاني:}$$

$$\Delta X_t = (\phi_1 - 1)X_{t-1} + C_t + b_t + \varepsilon_t \quad \text{النموذج الثالث:}$$

فتصبح فرضية الإختبار كالتالي:

$$H_0: 0 = 1 - \phi$$

$$H_1: 0 > 1 - \phi$$

ونقوم بالإختبار على النحو التالي:

حساب $\hat{\phi}_1$ القيمة التقديرية لـ ϕ_1 وذلك بإستعمال طريقة المربعات الصغرى (MCO) للنموذج الأول و الثاني والثالث.

حساب t_c وذلك بطريقتين:

$$t_c = n(\hat{\phi}_1 - 1) \quad \text{أو} \quad t_c = \frac{(\hat{\phi}_1 - 1)}{\sigma_{\hat{\phi}_1}}$$

ثم نقارن t_c و t_t فإذا كانت $t_t < t_c$ نقبل الفرضية H_0 يوجد جذر أحادي والسياق غير مستقر. أما إذا كان $t_t > t_c$ نقبل الفرضية H_1 أي عدم وجود جذر أحادي و السياق مستقر.

أما في حالة في اختبار ديكي فولر المطور ADF فإن النماذج السابقة تتغير وتصبح على

الشكل التالي:

$$\Delta X_t = (\phi_1 - 1)X_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta X_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad \text{النموذج الرابع:}$$

$$\Delta X_t = (\phi_1 - 1)X_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta X_{t-j+1} + C_t + \varepsilon_t \quad \text{النموذج الخامس:}$$

$$\Delta X_t = (\phi_1 - 1)X_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta X_{t-j+1} + C_t + b_t + \varepsilon_t \quad \text{النموذج السادس:}$$

ملاحظة: إن اختبارات ديكي فولر لا تعمل فقط على كشف مركبة الاتجاه العام، ولكنها تعمل على تحديد الطريقة المناسبة لجعل السلسلة الزمنية مستقر. ومن أجل ذلك نميز بين نوعين من النماذج:¹⁶.

أ) السياق من النوع (DS) Différencies stationnaire: هذا السياق غير مستقر ويبرز عدم

إستقرار عشوائي (Stochastique) وتأخذ الشكل:

$$(1-B)^d X_t = c + \varepsilon_t \quad \text{ويمكن كتابتها كما يلي: } X_t = X_{t-1} + c + \varepsilon_t$$

حيث: c ثابت حقيقي، B معامل التأخر، d درجة الفروقات

وفي الغالب نستعمل الفروقات من الدرجة الأولى في هذا السياق أي $(d=1)$

$$(1-B)X_t = c + \varepsilon_t \Leftrightarrow X_t = X_{t-1} + c + \varepsilon_t \quad \text{ونكتب:}$$

ويأخذ السياق شكلين:

$$\text{إذا كانت } c=0 \text{ نسمي هذا السياق DS بدون ثابت ونكتب } X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{إذا كانت } c \neq 0 \text{ نسمي هذا السياق DS بوجود ثابت ونكتب } X_t = X_{t-1} + c + \varepsilon_t$$

ب) السياق من النوع (TS) (Trend stationnaire): هذا السياق أيضا غير مستقر ويبرز عدم

استقرارية تحديدية (déterministe) ويأخذ الشكل:

حيث f_t دالة كثير حدود للزمن (خطية أو غير خطية) و ε_t صدمات عشوائية وأغلب هذا السياق

إنتشارا يأخذ شكل كثير حدود ذي الدرجة (1)

¹⁶Régis bourbonnais, économétrie, dunod 4^{eme} édition paris 2002, P :231.

هذا السياق غير مستقر لأن المتوسط $E(x_t)$ متعلق بالزمن لكننا نستطيع جعله مستقرا بتقدير المعالم a_0, a_1 بطريقة MCO.

الكشف على المركبة الفصلية: هناك عدة اختبارات للكشف عن المركبة الفصلية منها:
الإختبار البياني: بالاعتماد على التمثيل البياني يمكننا الكشف على المركبة الفصلية، ففي حالة وجودها فإنه يظهر لنا قمم (peaks) أو انخفاضات بشكل منتظم وفي نفس الفترات.

الإختبارات الإحصائية: من بين الاختبارات الإحصائية الأكثر استعمالا نجد:

اختبار تحليل التباين: يتركز على نقطتين أساسيتين هما:

– أن تكون x_t دورية وذلك على حسب المعطيات أي أن $n = 4$ أو $n = 12$.

– نزع مركبة الاتجاه العام من السلسلة قبل الشروع في الكشف ولهذا الإختبار مبدأ أساسي هو:

H_0 : عدم وجود المركبة الفصلية تأثير الشهر و السنة.

H_1 : وجود تأثير الشهر و السنة.

وكل ملاحظة أو مشاهدة لها علاقة بالسنة و الشهر ونضع $X_{ij} = X_t$ حيث:

المعامل السنوي: $i = 1, \dots, n$

المعامل الشهري: $j = 1, \dots, m$

ومنه العدد الإجمالي للملاحظات $n \times m = T$

حيث:

$\bar{X}$: هو المتوسط الحسابي لـ T حيث: $\bar{X} = \frac{1}{nm} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m X_{ij}$

$\bar{X}_j$: المتوسط الحسابي لكل شهر حيث: $\bar{X}_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{ij}$

$\bar{X}_i$: المتوسط الحسابي لكل سنة حيث: $\bar{X}_i = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m X_{ij}$

V_t : التباين الإجمالي لـ X_j حيث: $V_t = \frac{1}{nm} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (X_{ij} - \bar{X})^2$

الجدول رقم (01) يمثل الشكل العام للتباين ودرجة الحرية:

التباين	درجة الحرية	مجموع المربعات
$V_M = \frac{S_M}{(m-1)}$	$m-1$	$S_M = n \sum_j (\bar{X}_j - \bar{X})^2$
$V_A = \frac{S_A}{(n-1)}$	$n-1$	$S_A = m \sum_i (\bar{X}_i - \bar{X})^2$
$V_R = \frac{S_R}{(m-1)(n-1)}$	$(m-1)(n-1)$	$S_R = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (X_{ij} - \bar{X}_i - \bar{X}_j + \bar{X})^2$
$V_T = \frac{S_T}{(n \times m - 1)}$	$n \times m - 1$	$S_T = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (X_{ij} - \bar{X})^2$

المصدر: regis bourbonnais optsit.p 13

ومنه نقوم بحساب القيمة: F_C ونقارنها مع F_{tab}

$$\text{وحيث: } \frac{V_m}{V_R} = F_C$$

والاختبار يكون:

$F_{cal} > F_{tab}$ رفض الفرضية H_0 وهذا يستلزم وجود المركبة الفصلية

$F_{cal} < F_{tab}$ رفض الفرضية H_1 عدم وجود المركبة الفصلية

3- عرض طريقة التمهيد الآسي:

تقنية التمهيد الآسي تستعمل في حالة السلسلة الزمنية ذات الاتجاه العام العشوائي، وهي مقدمة من

طرف Holt سنة 1957م، والتي أعتمدت فيما بعد من مشتقة نموذج (Brown) سنة 1962م،

ويصطلح عليه كذلك طريقة التصفية أو طريقة الترشيح، كونها عملية رياضية تقوم بتحويل متغيرة

داخلية x_t الى سلسلة زمنية خارجية¹⁷، كما أن مبدأ هذه الطريقة يقارب مبدأ طرق التمهيد

بالمتوسطات المتحركة لكنها تختلف في كون نتائج هذه الطرق أكثر دقة وفعالية، كما أنها

¹⁷ مولود حشمان ، مرجع سابق الذكر

لاحتجاج إلى عدد كبير من الأرقام التاريخية ,
ان أسلوب التمهيد الأسى هو نوع من أنواع المتوسطات المتحركة يستخدم بكثرة في التنبؤ ويطبق بكفاءة عالية في الحاسوب تتضمن هذه الطريقة أسلوبين : التمهيد الأسى البسيط و المرجح¹⁸

1-3 التمهيد الأسى البسيط:

هذا الأسلوب يصلح للاستخدام في حالة السلاسل الزمنية التي لا يتضح اتجاهها او نمطها الموسمي ويعطى بالصيغة التالية

p_{t+1} : التنبؤ للفترة $t+1$

P_t : التنبؤ للفترة الماضية

R_t : الطلب الحقيقي للفترة الماضية

و يطلق على المعامل α المعامل المثبط و هذه النسبة يمكن حسابها و تجعل مربعات الأخطاء التنبؤ أقل ما يمكن وعادة تكون صغيرة 5%

2-3 التمهيد الأسى المزدوج :

تعتبر من انسب طرق التنبؤ باستخدام السلاسل الزمنية خاصة التي تتميز باتجاه متزايد أو متناقص. وميزة هذه الطريقة أنها تعطي أوزان كبيرة للقيم القريبة في السلسلة الزمنية وأوزان اقل للقيم البعيدة بالمعامل α بينما ترجح القيم القريبة بالمعامل $(1 - \alpha)$ و يكتب بالصيغة التالية:

أي نحصل على التنبؤ من خلال إضافة الاتجاه للتنبؤ بالتمهيد الأسى البسيط حيث:

T_t :الاتجاه للفترة t

T_{t-1} :الاتجاه للفترة الماضية

β :معامل تشييط الاتجاه

P_t :التنبؤ الطلب للفترة t

¹⁸خليدة دلهوم،مرجع سابق الذكر ص 88

P_{t-1} : تنبؤ الطلب للفترة الماضية ¹⁹

تطرقنا في هذه المرحلة إلى مجموعة من الأساليب التي تقوم بالتنبؤ بالقيمة المستقبلية للمتغير محل الدراسة والمشكل أن كل هذه الأساليب تمكننا من حساب هذه القيمة لكن لا تستطيع أن تتنبأ بالفترة التي يمكن للمتغير أن يغير فيها اتجاهه

3-3 طريقة هولت :

تتكون هذه الطريقة من معادلتين و كذا ثابتي تمهيد أحدهما خاص بالعشوائية و الآخر بالاتجاه العام و تكتب كما يلي :

و للتخلص من إشكالية قيم الانطلاق نقترح من بين مجموعة من الصيغ الصيغتين التاليتين :

او

$$\begin{aligned}\widetilde{y}_2 &= y_2 \\ r_2 &= y_2 - y_1\end{aligned}$$

و بهذا تنطلق عملية التمهيد من الفترة 2 في الحالة الأولى و من الفترة 3 في الثانية و لأغراض التنبؤ تكتب تلك المعادلتين في الصيغة المعدلة التالية :

وهو تقريبا نفس النموذج الخطي حيث :

لما $\gamma = 1$ في العلاقة ²¹

4- عرض طريقة بوكس جنكينز :

¹⁹ ادوارد مينيكازورينا كورزيجا. الإحصاء في الإدارة مع التطبيق على الحاسب الآلي، تعريب، سرور علي إبراهيم سرور، الطبعة الثاني(الرياض:دار المريخ)....، ص 62.

²⁰ جلاطو جلالي " الإحصاء التطبيقي مع تمارين و مسائل محلولة " دار الخلدونية للنشر والتوزيع، الجزائر، 2007 ص 188 ط 1

²¹ مولود حشمان، مرجع سابق ذكره، ص 76

تعتبر طريقة بوكس جينكينز من بين الطرق التنبؤية الكمية تعتمد أساسا على دراسة السلاسل الزمنية وكشف خصائصها الجوهرية، حيث وضعت هذه الطريقة من طرف كل من " GWRYM. M. NJENKINS ET GEORGE.E.P. BOX" في سنة 1976 إلى جانب هذا فإنها من بين طرق التنبؤ قصير المدى، حيث تعطينا تنبؤات المتغير الاقتصادي لمدة زمنية مستقبلية، وهي طريقة تشترط وجود:

1 - سلسلة زمنية طويلة تحتوي على الأقل 50 مشاهدة.

2 - خبرة ومهارة الباحث فيما يخص عملية الكشف عن النموذج الدقيق والأكثر ملائمة للسلسلة الزمنية.

سوف نتطرق في هذا المبحث إلى عرض بعض المفاهيم العامة والأساسية من خلال تبسيط وتوضيح وإعطاء فكرة مبسطة حول هذه الطريقة.

4-1 مفاهيم عامة وأساسية

4-2 الصدمات العشوائية: (Bruit blanc) وهي عبارة عن متتالية عشوائية مستقلة عن بعضها البعض أي غير مرتبطة ولها نفس التباين ونرمز لها بالرمز (ε_t) وتسمى بالشوشرة البيضاء ويمكن تلخيص خصائصها كمايلي:

$$\forall t \quad \left\{ \begin{array}{l} 1) \quad \varepsilon_t \longrightarrow N(0, \sigma^2) \\ 2) \quad E(\varepsilon_t) = 0 \\ 3) \quad V(\varepsilon_t) = \sigma^2 \\ 4) \quad COV(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-h}) = 0 \end{array} \right.$$

4-3 السياق المستقر: (processus stationnaire)

يمكن القول عن السياق (X_t) أنه مستقر ان كان تباينه ومتوسطه مستقل عن الزمن ويعبر عنه رياضيا كمايلي:

$$\forall t, h \in T \quad \left\{ \begin{array}{l} E(X_t) = \mu \\ V(X_t) < +\infty \\ COV(X_t, X_{t-h}) = V(h) \end{array} \right.$$

4-4 دالة الارتباط الذاتي: "FAC" (Fonction d'auto corrélation)

تسمح هذه الدالة الى توضيح الارتباط بين المشاهدات في فترات مختلفة بين المتغير والقيم $(X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-h})$ ويرمز لها بالرمز $P(h)$ حيث:

$$P(h) = \frac{COV(X_t, X_{t-h})}{\sqrt{V(X_t)V(X_{t-h})}} = \frac{V(h)}{\sqrt{V(0)V(0)}} = \frac{V(h)}{V(0)}$$

$$P(h) = \frac{\sum_{t=1}^h (X_t - \bar{X})(X_{t-h} - \bar{X})}{\sqrt{\sum_{t=1}^h (X_t - \bar{X})^2} \sqrt{\sum_{t=1}^h (X_{t-h} - \bar{X})^2}} \text{ ومنه}$$

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^h X_t \quad \text{حيث :}$$

وتمثيلها البياني يدعى (Correlogramme)

ويمكن تقدير معاملات دالة الارتباط الذاتي للنموذج المستقر (X_t) ل h مشاهدة كمايلي:

$$\hat{P}(h) = \frac{\sum_{t=1}^h (X_t - \bar{X})(X_{t-h} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^h (X_t - \bar{X})^2} \quad h \geq 0$$

4-5 دالة الارتباط الذاتي الجزئي: (FACP) Fonction d'auto corrélation partielle

تسمح هذه الحالة من حساب معاملات الارتباط الذاتي الجزئي بين مشاهدات في فترات مختلفة كما تسمح بالخصوص من تشكيل نماذج الانحدار الذاتي: والتمثيل البياني لهذه الدالة يسمى بـ (Correlogramme partielle) ويمكن أن تعرف هذه الدالة بالعلاقة الآتية:

$$r(h) = \frac{COV(X_t - X_t^*, X_{t-h} - X_{t-h}^*)}{\sum_{t=1}^h (X_t - \bar{X})^2} \quad h \geq 0$$

حيث: (X_t^*) : الانحدار الخطي ل (X_t) على: $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-h}$

(X_{t-h}^*) : الانحدار الخطي ل (X_{t-h}) على: $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-h+1}$

ويسمى (a_h) معامل (X_{t-h}) حيث أن: $X_t = a_1 X_{t-1} + a_2 X_{t-2} + \dots + a_h X_{t-h} + \varepsilon_t$

²² Les cours de la series temporelles, Madame Moussi oume elkhair , 4^{eme} année ingénieur d'état 2006 P56

ويمكن تقدير معامل الارتباط الذاتي الجزئي $r(h)$ بالعلاقة الآتية: $r(h) = a_h$ وذلك بحل جملة المعادلات الآتية:

$$\begin{bmatrix} P(1) \\ P(2) \\ \vdots \\ P(h) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & P(1) & \dots & P(h-1) \\ & P(1) & 1 & P(h-2) \\ & \vdots & \vdots & \vdots \\ P(h-1) & P(h-2) & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \vdots \\ a_h \end{bmatrix}$$

$$\text{إذن: } \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \vdots \\ a_h \end{bmatrix} = A^{-1} \begin{bmatrix} P(1) \\ P(2) \\ \vdots \\ P(h) \end{bmatrix} = A^{-1} |a_{ij}|^{-1} \text{ Matrice carrée}$$

الأسطر عدد $i = 1 \dots h$

عدد الأعمدة $j = 1 \dots h$

$$\sum_{j=1}^h (a_{ij})^{-1} P(j) = a_h$$

4-6 معاملات التحويل: وتتمثل في المعاملات الآتية:

أ-معامل التأخر: (Opérateur de retard) نسمي معامل التأخر (B) المعروف كمايلي: $BX_t = X_{t-1}$

وفي الحالة العامة هذا المعامل يكتب بالشكل: $B^h X_t = X_{t-h}$

إذن: $(\sum_{i=1}^h a_i B^i) X_t = \sum_{i=1}^h a_i X_{t-i}$

ب-معامل التقدم: (Opérateur d'avance) نسمي التقدم (F) المعروف كمايلي: $X_{t+h} = F X_t$

وفي الحالة العامة هذا المعامل يكتب بالشكل: $X_{t+h} = F^h X_t$ إذن: $(\sum_{i=1}^n a_i F^i) X_t = \sum_{i=1}^n a_i X_{t+i}$

4-7 دالة التباين المشترك الذاتي: (Fonction d'autocovariance) يمكن تعريف دالة²³ التباين

المشترك الذاتي والتي يرمز لها بالرمز $\delta(h)$ أو بالرمز $\delta(t,s)$

$$\delta(t,s) = COV(X_t, X_s) \text{ يلى } t,s \in Z^2$$

8-4 نماذج الانحدار الذاتي من الدرجة p : $AR(p)$

نسمي الانحدار الذاتي من الدرجة p كل نموذج مستقر $(X_t/t \in Z)$ والذي يحقق

العلاقة الآتية:

$$X_t = \varphi_1 X_{t-1} + \varphi_2 X_{t-2} + \dots + \varphi_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

وصيغته العامة هي:

$$X_t = \sum_{i=1}^p \varphi_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

حيث: ε_t : صدمات عشوائية:

φ_i : معاملات حقيقي $p, 1, 2, \dots, p$

Z : هي مجموعة الأعداد الصحيحة

$$X_t - \sum_{i=1}^p \varphi_i X_{t-i} = \varepsilon_t \quad / \quad \forall t \in Z$$

وبإدخال معامل التأخر نستطيع كتابة النموذج بشكل آخر حيث يصبح

$$(1 - \varphi_1 B - \varphi_2 B^2 - \dots - \varphi_p B^p) X_t = \varepsilon_t$$

$$\varphi_p(B) X_t = \varepsilon_t$$

حيث: $\varphi_p(B)$ كثير حدود مميز للنموذج (X_t)

أكبر تماما من قيمة (1) $\varphi_p(B)$ ونقول عن هذا النموذج أنه مستقر إذا كانت جميع جذوره

ودالة الارتباط الذاتي له تكتب بالعلاقة الآتية:

$$J = 1, 2, \dots, P(j) = \sum_{i=1}^h a_i P(j-1)$$

1 دالة الارتباط الذاتي: FAC بالنسبة لـ $AR(P)$

تتغير معاملات هذه الدالة باتجاه واحد بالنسبة $AR(P)$ حيث أنها تنطلق من الواحد وتبقى في تناقص مستمر غير أنها لا تنعدم مباشرة في حالة الإستقرار مما يصعب تحديد درجة الإستقرار ودرجة النموذج وهي تساعد على:

– الكشف على مدى وجود إرتباط بين المشاهدات من خلال حساب معاملات الإرتباط الذاتي بين هذه المشاهدات في فترات مختلفة.

– تحديد مدى إستقرارية السلسلة الزمنية وبتجلى ذلك في تلاشي المعاملات بسرعة أي قبل الدرجة h والتي تعادل $\frac{N}{4}$ مشاهدة.

2دالة الإرتباط الذاتي الجزئي $FAC P$ بالنسبة لـ $AR(P)$:

في الحالة التي يصعب فيها معرفة النموذج $AR(P)$ بواسطة FAC نستعمل الدالة $FACP$ وذلك من خلال معاملاتها التي تنعدم بعد الدرجة P والتي تتبع قانون التوزيع الطبيعي ولهذا يجب التأكد من انعدام هذه المعاملات عندما تكون $(R > P)$

3نماذج المتوسطات المتحركة من الدرجة (q) : $MA(q)$:

نسمي نماذج المتوسطات المتحركة من الدرجة (q) كل نموذج مستقر $(X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$ والذي يحقق العلاقة الآتية:

وصيغتها العامة هي:²⁴

$$X_t = \varepsilon_t - \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j}$$

حيث: ε_t : صدمات عشوائي

θ_j : معاملات حقيقية $j = 1, 2, \dots, q$

وبإدخال معامل التأخر نستطيع كتابة النموذج بشكل آخر حيث يصبح

$$X_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) \varepsilon_t$$

²⁴ Regis bourbonnais ,econometrie : manuel et exercices corriges 8 eme edition , paris , dundo , 2011P132

$$X_t = \theta_q(B)\varepsilon_t \text{ أي:}$$

والمميز في هذا النموذج انه دائما مستقر ($X_t / t \in \mathbb{Z}$) حيث أن:
الأمّل الرياضي: (espérance)

التباين: (Variance)

$$\begin{aligned} V(X_t) &= V(\varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}) \\ &= \delta^2 + \theta_1^2 \delta^2 + \dots + \theta_q^2 \delta^2 \\ &= \delta^2 \left(1 + \sum_{j=1}^q \theta_j^2 \right) = \delta^2 (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2) \end{aligned}$$

دالة التباين الذاتية تحسب $E(X_t, X_{t-h})$

إذا كان $(h \leq q)$

$$\begin{aligned} E(X_t, X_{t-q}) &= E[(\varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q})(\varepsilon_{t-h} - \theta_1 \varepsilon_{t-h-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-h-q})] \\ &= (-\theta_h + \theta_1 \theta_{h+1} + \dots + \theta_q \theta_{h+q}) \delta^2 \end{aligned}$$

إذا كان $(h > q)$ فإن:

$$E(X_t, X_{t-h}) = 0$$

4-دالة الارتباط الذاتي FAC بالنسبة لـ $MA(q)$

تتميز معاملات دالة الارتباط الذاتي لـ $MA(q)$ بانعدامها مباشرة بعد الدرجة (q) فإذا كان النموذج

$$MA(1) \text{ فإن } q_2=0 \text{ كما أنها تتبع قانون التوزيع الطبيعي ذو التباين } (1/n)(1 + 2 \sum \delta_i^2)$$

مهما تكن $t > q$

5-دالة الارتباط الجزئي FACP بالنسبة لـ $MA(q)$

تعد دالة الارتباط الجزئية لنماذج المتوسطات المتحركة رتيبة تماما ومتناقصة بقوة لاتخاذها الجانب التنازلي:

نماذج $MA(q)$ مستقرة دوما لكونها عبارة عن ترتيبية خطية للصدمات العشوائية

تكون نماذج $MA(q)$ انعكاسية (INVERSIBLE) اذا كان مجموع جذور $\theta(B)$ أصغر من الواحد حيث يمكننا كتابة X_t على شكل كثير حدود مميز وذلك بإدخال عامل التأخر (B) على النحو التالي: $X_t = \theta_p(B)\varepsilon_t$

6- نماذج مختلطة من الدرجة p, q : $ARMA(p, q)$

هذا النموذج يجمع بين النموذجين:

النموذج الانحداري ذو الدرجة (p) أي $AR(p)$ ونموذج المتوسطات المتحركة من الدرجة (q) أي $MA(q)$ ويكتب رياضيا على الشكل التالي:

$$X_t - \varphi_1 X_{t-1} - \varphi_2 X_{t-2} - \dots - \varphi_p X_{t-p} = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

ويمكن كتابته بالصيغة العامة الآتية: $X_t - \sum_{i=1}^p \varphi_i X_{t-i} = \varepsilon_t \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j}$ حيث:

φ_i : معاملات حقيقية $i = 1, 2, \dots, p$

θ_j : معاملات حقيقية $j = 1, 2, \dots, q$

ε_t : صدمات عشوائية

وبإدخال معامل التأخر (B) تصبح العلاقة على الشكل:

$$(1 - \varphi_1 B - \dots - \varphi_p B^p)X_t = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)\varepsilon_t \Leftrightarrow \varphi(B)X_t = \theta(B)\varepsilon_t$$

حيث: $\left[(1 - \varphi_1 B - \dots - \varphi_p B^p) = \varphi(B) \right]$ كثير حدود من الدرجة p

$\left[(1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) = \theta(B) \right]$ كثير حدود من الدرجة q

يكون النموذج $ARMA(p, q)$ مستقرا إذا وفقط إذا تحقق:

$$1. \quad \varphi_p \neq 0, \theta_q \neq 0$$

2. جميع جذور $\theta(B), \varphi(B)$ أكبر تماما من الواحد.

3. جميع جذور $\theta(B), \varphi(B)$ لا تكون مشتركة.

4. (ε_t) : صدمات عشوائية حيث $E(\varepsilon_t) = 0$ و $V(\varepsilon_t) = \delta^2$ أي:

$$5. \quad \varepsilon_t \rightarrow N(0, \delta^2)$$

7-النماذج المختلطة المركبة من الدرجة $ARIMA(pdq),(p,d,q)$

يسمى هذا النوع من النماذج بنماذج الانحدار الذاتي المتوسط المتحرك المعدل ويرمز لها

بالرمز $ARIMA(p,d,q)$

وهو نوع من النماذج المتجانسة الغير مستقرة لأن $\theta(B), \varphi(B)$ جذورها قد يكون أكبر من الواحد (ليس تماما) ويوجد كذلك له جذر يساوي واحد (1)

إن X_t نموذج غير مستقر، وحتى نحصل على شرط الإستقرارية نقوم بما يلي²⁵: نضع

$$Y_t = (1 - B)^d X_t$$

Δ^d : معامل الفروقات من الدرجة "d" حيث $\Delta^d = (1 - B)^d$

فيصبح النموذج كما يلي: $\varphi(B)Y_t = \theta(B)\varepsilon_t$

ومنه نتحصل على السلسلة الجديدة (Y_t) مستقرة.

8-النماذج المختلطة ذو المركبة الفصلية $SARIMA(p,d,q)(p,d,q)$

إذا كانت السلسلة المدروسة تحمل المركبة الفصلية تفكيك السياق SARIMA بطريقة

تجعلنا نشكل نموذج مقبول يمكن ان يمثل السلسلة ويكون على الشكل:

$$\Delta^d \varphi_p(B) \nabla_s^d \varphi_p(B^s) X_t = \theta_q(B) \theta_q(B^s) \varepsilon_t$$

حيث: ε_t صدمات عشوائية

S: تمثل الفترة الفصلية حسب طبيعة المعطيات

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

$$\nabla_s = (1 - B^s)^s$$

S=4 في حالة المعطيات الفصلية:²⁶

S=12 في حالة المعطيات الشهرية.

النموذج $\Delta^d \nabla_s^d X_t$ هو مستقر لأن جذور كثيري الحدود: $\varphi_p(B)$ و $\varphi_p(B^s)$ تختلف عن الواحد .

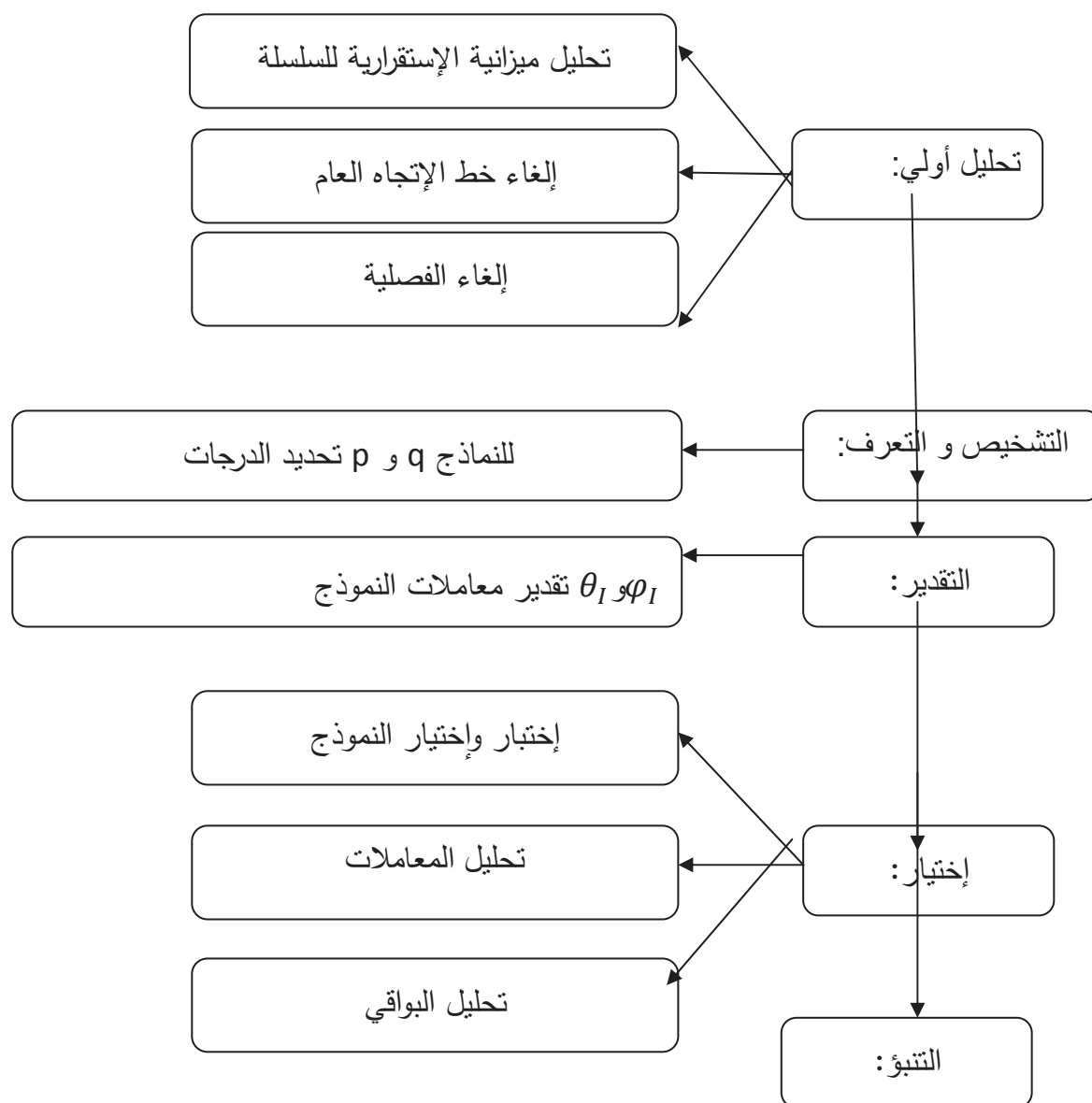
²⁵ مولود حشمان، نفس المرجع، ص177

²⁶ M, Davide F .G.C Michond « La Précision Approche D'un méthode statistique », P :81 2004

4-9 منهجية طريقة بوكس جينكينز

تعد طريقة بوكس جينكينز ضرورية لإستعمال أحسن البرامج (Leslogiciels) حتى تكون لنا القدرة على إختيار النموذج الموافق للمعطيات وتتمثل في تشخيص وتقدير وإختيار النماذج وأخيرا القيام بعملية التنبؤ وتكمن تمثيل هذه المراحل في المخطط الآتي

الشكل رقم (08) مخطط مراحل طريقة بوكس جينكينز²⁷



موقع : www.arab.api.org/cours4/c4/1.htm

إن الوصول إلى إختيار النموذج الأنسب للسلسلة المدروسة يتطلب المرور بـ أربعة مراحل:

– مرحلة التعرف على النموذج Identification.

– مرحلة التقدير estimation.

– مرحلة الإختبار Validation.

– مرحلة التنبؤ LaPrévision.

4-9-1 مرحلة التعرف على النموذج « Identification »

تعتبر هذه المرحلة من أهم المراحل لأنه يتم من خلالها التعرف على النموذج الأكثر توافق مع السلسلة الزمنية وذلك من خلال دراسته دالة الارتباط الذاتي Correlogramme ودالة الارتباط الذاتي الجزئي: auto- corrélation partielle وتحليل منحنياتها البيانية والتي تسمح بتحديد النماذج الملائمة ولكن الأهم في هذه المرحلة هو التأكد من إستقرار السلسلة الزمنية (X_t) و التخلص من مركبة الإتجاه العام و المركبة الفصلية وذلك بتطبيق طريقة الفروقات.

طريقة الفروقات من الدرجة الأولى وذلك بتطبيق المعادلة:

أي تصبح ΔX_t هي السلسلة المستقرة، وفي حالة السلسلة ΔX_t غير مستقرة نواصل في تطبيق طريقة الفروقات الى غاية الوصول الى السلسلة $\Delta^d X_t$ مستقرة

حيث أن: $\Delta^d x_t = (1 - B)^d X_t$ حيث :

B معامل التأخر و d درجة الفروقات

4-9-2 مرحلة التقدير « L 'estimation » بعد التعرف على النموذج المرافق للسلسلة الزمنية وذلك بتحديد كل من (p, d, q) في المرحلة الأولى، تأتي المرحلة الموالية والتي تتمثل في تقدير المعاملين θ, φ حيث:²⁸

$$\varphi = \varphi_1' \varphi_2 \dots \dots \dots \varphi_p$$

$$\theta = \theta_1, \theta_2, \dots \dots \dots \theta_q$$

وذلك باستعمال إحدى الطرق: مثلاً طريقة المربعات الصغرى (MCO) التي تعتمد على مبدأ

$$Min(\theta, \varphi) = \sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2$$

$$\varepsilon_t = X_t - \hat{x}_t \text{ و } \varepsilon_t \rightarrow N(0, \delta^2) \text{ حيث:}$$

$$\hat{X}_t \text{ الملاحظة في اللحظة } t$$

4-9-3 مرحلة الاختبار « La validation »

بعد الانتهاء من مرحلتي تحديد وتقدير النموذج نتطرق الى اختبار قوة النموذج ومدى توافق النموذج $ARIMA(p, d, q)$ المختار في مرحلة التعرف والمقدر في مرحلة التقدير مع المعطيات المتوفرة والاختبارات التي تطبق على النموذج وهي ثلاثة أشكال:

دراسة معالم النموذج:

من المؤلف حساب الإحصائية كخطوة أولى من أجل دراسة المعالم بعد تقديرها حيث أن B_j

تمثل المعالم المقدرة ثم نقوم بمقارنة الإحصائية T مع العدد 2

فان كانت $|t_j| \geq 2$ عند المستوى المعنوي $\alpha = 5\% (risque)$ نقول أن المعالم B_j بصفة معبرة تختلف عن الصفر.

مقارنة النماذج:²⁹

²⁸ عبد الحميد عبد المجيد البلداوي؛ نجم عبد الله الحميدي، الأساليب الكمية التطبيقية في إدارة الأعمال :ألتألفي العلمي الثلاثي، الإدارة، بحوث العمليات، الإحصاء (عمان: دار وائل) 2008 :، ص227 .

²⁹ مولود حشمان مرجع سابق ذكره ص189

نوعية أي نموذج يحتوي على K معلم مكون انطلاقاً من سلسلة مستقرة ذات الطول n يمكن قياسها بمساعدة معيارين:
 -معيار:

(AIC :Akaike information criterion) D'AKAIKE

معيار:

(BIC :Baysien information criterion) Schwartz

هذان المعياران معرفتين بالعلاقتين التاليتين: $AIC = -2 \log(L) + 2K$ ويمكن أن نعرف AIC كمايلي:
 $BIC = -2 \log(L) + K \cdot \log(n)$

حيث: L هي دالة المعقولية (Fonction de vraisemblance)

N : هي عدد مشاهدات السلسلة الزمنية.

K : يمثل عدد المعالم المقدرة.

ويكون اختيار النموذج على أساس أصغر قيمة للمعيارين: AIC و BIC للنماذج العلم أن كل من المعيارين AIC و BIC يسمح بقياس قيمة النموذج كما يساعد في اختيار النموذج الذي يتميز بأصغر انحراف للبواقي.

دراسة البواقي

إن البواقي

$$\hat{\delta}_t = \hat{\theta}(B)^{-1} \hat{\varphi}(B)(1 - B)^d X_t = X_t - \hat{X}_{t-1}$$

حيث أن: $\hat{X}_{t-1}$ هو التنبؤ للقيمة $\hat{X}_t$ في اللحظة t في النموذج المقدر

$$\varepsilon_t = \theta(B)^{-1} \varphi(B)(1 - B)^d X_t$$

ε_t متقاربة جداً، كما يمكننا التأكد من أن ε_t تشكل صدمات عشوائية عن طريق دراسة الارتباط

الذاتي للبواقي $(\hat{\delta}_t)$ بالنسبة ل $P_j(\hat{\delta}_t)$

الاختبارات العامة على الارتباطات الذاتية للبواقي ε_t :

يمكن أن نذكر اختبارين يسمحان باختبار النموذج المدروس وهما يستعملان بكثرة في الجانب التطبيقي وهما:

اختبار (BOX PIERCE)

يعتمد هذا الاختبار على توضيح نماذج الصدمات العشوائية وتكون صيغته

$$\begin{cases} H_0 : P(h) = 0 \\ H_1 : P(h) \neq 0 \end{cases} \text{ كمايلي}$$

ومن إجراء هذا الاختبار نلجأ الى حساب

$$Q = n \sum_{h=1}^h P^2(h) \text{ حيث نجد}$$

$$Q = x_{\lambda-p-q}^2$$

مع العلم أن $P(h)$ تمثل الارتباط الذاتي للبواقي

λ : عدد المشاهدات التي تحدد بالعلاقة $\lambda = \text{Min}(n/2, 3\sqrt{n})$

p : درجة نموذج الانحدار الذاتي AR

q : درجة نموذج المتوسطات المتحركة MA

فإذا كانت $Q > x_{\lambda-p-q}^2$ نرفض H_0 وبالتالي فإن (ε_t) لا تمثل صدمات عشوائية.

$Q < x_{\lambda-p-q}^2$ نقبل H_0 (نرفض H_1 و بالتالي (ε_t) تمثل صدمات عشوائية.

اختبار إحصائية (Ljung-Box)

Ljung-Box معرفة كمايلي:

$$Q^* = n(n+2) \sum_{h=1}^{\lambda} \frac{P^2(h)}{n-h}$$

حيث: λ تحدد بنفس الطريقة السابقة $(\lambda = \text{Min}(n/2, 3\sqrt{n}))$

n عدد المشاهدات

$P(h)$ الارتباط الذاتي للبواقي

$$\begin{cases} H_0 : (\varepsilon_t) \text{ تمثل صدمات عشوائية} \\ H_1 : (\varepsilon_t) \text{ لا تمثل صدمات عشوائية} \end{cases} \text{ وفرضية هذا الاختبار هي:}$$

فإذا كانت $Q > x_{\lambda-p-q}^2$ نرفض H_0 وبالتالي فإن (ε_t) لا تمثل صدمات عشوائية

وإذا كانت $Q < x_{\lambda-p-q}^2$ نقبل H_0 (نرفض H_1 وبالتالي) (ε_t) تمثل صدمات عشوائية.

ولمعرفة فيما إذا كانت هذه الصدمات (ε_t) تخضع للتوزيع الطبيعي أم لا نقوم بالاختبار التالي:

اختبار التوزيع الطبيعي (Test de normalité)

من أجل التحقق أن البواقي $(\varepsilon_t, t \in \mathbb{Z})$ تتبع التوزيع الطبيعي يمكن الاستعانة باختبار

"J'arque- béera" الذي يعتمد على معاملي skewness (التناظر) و kurtosis (التفلطح)

حيث أن معامل skewness يعطى بالعلاقة: $B_1^{1/2} = \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}}$

معامل kurtosis (التفلطح) يعطى بالعلاقة: $B_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2^2}$

مع العلم أن قيمة μ_s : العزم الممركز من الرتبة "s" يساوي:

$$\mu_s = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^s$$

فإذا كانت $(n > 30)$: $B_1^{1/2} \rightarrow N(0, \sqrt{\sigma/n})$

$$B_2 \rightarrow N\left(0, \sqrt{24/n}\right)$$

إذن:

$$V_2 = \frac{B_2 - 3}{\sqrt{24/n}} \quad V_1 = \frac{B_1^{1/2} - 0}{\sqrt{\sigma/n}}$$

ثم نقوم بمقارنة V_2 و V_1 مع القيمة 1,96 عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ حيث

إذا كان: $\begin{cases} |V_1| < 1,96 \\ |V_2| < 1,96 \end{cases}$ نقبل فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي (ε_t)

4-9-4 مرحلة التنبؤ « La Prévision »

بعد تطرقنا الى المراحل الثلاث (التعرف، التقدير ثم الاختبار) التي نتبعها حتى نحصل على

النموذج المقبول، نمر الى المرحلة الأخيرة التي تتمثل في التنبؤ وتشكيل مجال الثقة.

حساب التنبؤ:

ليكن (X_t) نموذج مستقر حيث:

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t-i} \quad \Psi_0 = 1$$

$$X_t = \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t-2} \dots$$

و

$$\varepsilon_t \rightarrow N(0, \delta^2)$$

ومن أجل التنبؤ بالقيم (X_{t+h}) يمكن كتابته كمايلي:

$$X_{t+h} = \varepsilon_{t+h} + \Psi_1 \varepsilon_{t+h-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t+h-2} + \dots + \Psi_{h-1} \varepsilon_{t+1} + \Psi_h \varepsilon_t + \Psi_{h+1} \varepsilon_{t-1} + \dots$$

وعليه تكون $\hat{X}_t(h)$ معرفة ب: $\hat{X}_t(h) = \Psi_h \varepsilon_t + \Psi_{h+1} \varepsilon_{t-1} + \dots$

أما خطأ التنبؤ فيحسب بالعلاقة الآتية: $e_t(h) = X_{t+h} - \hat{X}_t(h)$

$$= \varepsilon_{t+h} + \Psi_1 \varepsilon_{t+h-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t+h-2} + \dots + \Psi_{h-1} \varepsilon_{t+1} + \hat{e}_t(h)$$

$$\hat{e}_t(h) = \varepsilon_{t+1} + \sum_{i=1}^{h-1} \Psi_i \varepsilon_{t+h-i}$$

وتباينه يعطى بالعلاقة: $V(e_t(h)) = E(X_{t+h} - \hat{X}_t(h))^2$

$$= \delta^2 [1 + \Psi_1^2 + \Psi_2^2 + \dots + \Psi_{h-1}^2]$$

$$= \delta^2 \sum_{i=1}^{h-1} \varphi_i^2$$

وأمله الرياضي: $E(e_t(h)) = 0$ وفي حالة ما إذا كان النموذج

$$X_t \rightarrow SARIMA(p, d, q)$$

فإننا يمكن أن نحسب التنبؤ انطلاقاً من علاقة التعريف التالية:

$$\Delta^d \varphi_p(B) \nabla_s^d \varphi_p(B^s) X_t = \theta_q(B) \theta_q(B^s) \varepsilon_t$$

علماً أن تباين خطأ التنبؤ لايتغير أي أن:

$$\begin{aligned} V(e_t(h)) &= \delta^2 [1 + \psi_1^2 + \psi_2^2 + \dots + \psi_{h-1}^2] V(e_t(h)) \\ &= \delta^2 \sum_{i=1}^{h-1} \varphi_i^2 V(e_t(h)) = \end{aligned}$$

حيث أن:

$$\varphi(B) = \Delta^{-d} \varphi_p(B)^{-1} \nabla_s^{-d} \varphi_p(B) \theta_q(B^s)$$

حساب مجال الثقة (Intervale de Confiance)

إذا افترضنا بان الصدمات العشوائية (ε_t) تخضع لتوزيع طبيعي فان خطأ

النتبؤ $\varepsilon_t(h)$ يتبع التوزيع الطبيعي أن : $e_t(h) \rightarrow N(0, \delta^2 \sum_{i=1}^{h-1} \varphi_i^2)$

وهكذا نعرف مجال الثقة عند مستوى المعنوية (α) كمايلي:

$$X_{t+h} = \hat{X}_t(h) \mp \mu_{1-\alpha/2} \delta (1 + \psi_1^2 + \psi_2^2 + \dots + \psi_{h-1}^2)$$

المبحث الثاني: الدراسات السابقة :

العديد من الدراسات تناولت موضوع التنبؤ بالمبيعات لما له من الأهمية في بناء استراتيجيات المؤسسات الاقتصادية في ظل البيئة المعقدة التي تعيشها و التي أصبحت تفرض على المؤسسة التأقلم و مواجهة ظروف الطلب و الإنتاج و من بين الدراسات التي تناولت موضوع التنبؤ نذكر مايلي :

- **دراسة بجامعة بغداد كلية الزراعة :** تم إعدادها من قبل علي درب كسار ، وصادق حمادي حسين ،والتي 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 بالاعتماد على البيانات الكمية المتاحة للاستهلاك من الرز خلال المدة (1961-2007) حيث تم استعمال مجموعة من أساليب التنبؤ منها طريقة المربعات الصغرى و طرائق التمهيد الآسي و المزدوج و المتوسطات المتحركة فضلا عن منهجية box-jenkins و تمت المقارنة بالاعتماد على معيار متوسط مربع الأخطاء (MES) مع الأفضلية للنموذج الذي يحقق اقل قيمة لهذا المعيار ، فضلا عن اقل قيمة لمعيار الإعلام الذاتي AIC في المفاضلة بين نماذج ARIMA و توصلت الدراسة الى تفوق نماذج ARIMA في تحقيقها لأقل قيمة للمعيار (MES) بالمقارنة مع النماذج الأخرى ، وكان النموذج ARIMA ذو الرتبة (1,1,1) هو أفضل النماذج للتنبؤ بالطلب المستقبلي .
- **دراسة جودة السلاسل الزمنية الموسمية المختلطة SARIMA في التنبؤ بالمبيعات من قبل أ.لقوي فاتح سنة 2014 و المأخوذة من رسالة ماجستير من كلية العلوم الاقتصادية و التجارية و علوم التسيير بجامعة محمد خيضر ببسكرة و تم التوصل الى ان كل أنشطة الادارة يجب ان تخطط مسبقا و كل قرارات الادارة يجب ان يتم توقعها على ضوء تنبؤات مستقبلية تتعلق بهذا النشاط والتنبؤ هو الذي يزود الادارة بالافتراضات و التصورات التي تبني عليها الاستراتيجيات و الخطط اللازمة لتحقيق هذه الأهداف، وقبل دراسة أي سلسلة زمنية يجب اخضاعها لعدة اختبارات منها اختبارات الاستقرار، اختبارات التوزيع الطبيعي**

- ،اختبارات الاستقلالية،كما ان نماذج SARIMA تشمل كل نماذج السلاسل الزمنية العشوائية الخطية وهي تأخذ بعين الاعتبار عدم الاستقرار و المركبة الفصلية .
- **دراسة بجامعة الموصل كلية علوم الحسابات و الرياضيات :من اعداد د.باسل يونس الخياط ،و م . م عزة حازم زكي ، الصادرة عن المجلة العراقية للعلوم الاحصائية العدد الثامن 2005، و تهدف هذه الدراسة الى استخدام الشبكات العصبية الاصطناعية للتكهن بالسلسلة الزمنية لاستهلاك الطاقة الكهربائية في مدينة الموصل و مقارنتها مع الاساليب الكلاسيكية في التكهن بالسلاسل الزمنية و ايجاد الاسلوب الاكثر كفاءة .**
- **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 الادارة و الاقتصاد العدد التاسع و الثمانون 2011، ومن خلال تحليل نتائج الدراسة تم التوصل الى ان طريقة الشبكات العصبية اكثر كفاءة و متانة و تعطي نتائج ادق للتنبؤ وبالامكان الاعتماد عليها كطريقة بديلة في التنبؤ .**
- **دراسة أساليب التنبؤ بالمبيعات من قبل أ.خليدة دلهوم سنة 2009 و المأخوذة من رسالة ماجستير من كلية العلوم التجارية بجامعة الحاج لخضر بباتنة و تم التوصل الى انه يوجد نوعان من الاساليب للتنبؤ هي اساليب كمية و اخرى ووجدنا ان الاساليب الكمية لا تتطلب في تنبؤاتها معلومات حول ماضي الظاهرة وتعتمد بشكل كبير في التنبؤات للمدى الطويل و معظمها متحيزة ويمكن الحكم عليها انها غير كفؤة ومن المستحسن عدم الاعتماد عليها في اتخاذ القرارات مستقبلا ، اما الاساليب الكمية فهي افضل من سابقتها لدقة نتائجها وتتضمن الاساليب التحليلية التي تستخدم في قياس العلاقات بين متغير تابع و احدى المتغيرات المفسرة له و يعتبر اسلوب السلاسل الزمنية الوحيدة التي يمكن تطبيقها في كل الحالات ولا تتطلب معلومات كثيرة فقط معطيات حول ماضي الظاهرة .**
- **دراسة تحت عنوان آليات المفاضلة بين النماذج في التنبؤ بحجم المبيعات بمؤسسة ملبنة الحضنة بالمسيلة من اعداد أ.عاشور بدار ، الصادرة عن مجلة العلوم الاقتصادية و علوم**

التسيير ، العدد 13 لسنة 2013 و قد توصل الى انه يجب ان تولي المؤسسات اهتماما اكبر بالتنبؤ اكثر من الوظائف الاخرى و كخطوة اولى الاهتمام بالحجم المتنبئ به من المبيعات مما يتطلب المرور بعدة مراحل فبعد تحديد المتغير المستقل يتم صياغة نموذج الانحدار للمبيعات ثم تحديد صيغة العلاقة التي تصف الانحدار بين المتغير التابع و المتغيرات المستقلة و يلي ذلك اختبار معنوية للمعاملات ثم اجراء اختبار المعنوية الاحصائية للنموذج ككل ثم بعد ذلك نستخدم النموذج في التنبؤ بحجم المبيعات للفترات اللاحقة و كخطوة اخيرة بالنسبة لهذا النموذج فانه يمكن اجراء اختبارات دقة النتائج التنبؤية .

- **دراسة بالمعهد الوطني للتخطيط و الاحصاء ،** حيث كان هدف هذه الدراسة التنبؤ بمبيعات غاز البترول المميع باستخدام منهجية BOX Jenjins من اعداد الطالبان مختار بن قوية و الحاج جبور لنيل شهادة مهندس دولة في التخطيط و الاحصاء سنة 2003 حيث عمد الطالبان الى معالجة و تحليل كل من سلسلتي مبيعات غاز البروبان و البوتان و وجد ان كلتاها تخضعان للمركبة الفصلية و باستخدام برنامج eviews تخلصا من المركبة الفصلية بالاضافة الى ابرازهما وجود مركبة الاتجاه العام و تصنيف سلسلتي المبيعات في خانة DS و بعد اخذ الفرق الاول لجعل السلسلتان مستقرتان وجدوا ان سلسلة مبيعات البوتان تتبع النماذج SARIMA (1,1,2) اما بالنسبة لسلسلة مبيعات البروبان فهي تتبع نماذج SARIMA(2,1,1) وقاموا باعطاء القيم التنبؤية للمبيعات لفترة 12 شهر المقبلة .
- مايميز الدراسة الحالية عن الدراسات السابقة هو محاولة ، اجراء التنبؤ بطريقتي بوكس جنكينز و التمهيد الأسّي و المقارنة بينهما في النتائج من خلال دقة التنبؤ

خلاصة الفصل الأول

لقد تعرضنا في هذا الفصل الى: دراسة السلاسل الزمنية، تعريفها، الشكل النظري لها ومركباتها وكذا الكشف عن هذه المركبات، ثم تطرقنا بالتفصيل لطريقة تنبؤية كمية أثبتت جدارتها وفعاليتها من خلال النتائج المقاربة للواقع وهي طريقة بوكس جينكينز (تعرفنا على مختلف النماذج الخطية التي يمكن أن تمثل السلسلة الزمنية والمنهجية التي اتبعها بوكس جينكينز من أجل الوصول الى التنبؤات المستقبلية) وسوف نحاول في الفصل القادم تطبيق هذه الطريقة على سلسلة إنتاج الفريضة لمجمع الرياض لولاية

الفصل الثاني : الدراسة الميدانية

تمهيد بعد عرضنا لطريقتي التنبؤ على المدى القصير ومنهجية تطبيقهما، وبعدها تشخيصنا لحالة مبيعات الفرينة والدقيق في الجزائر، سنقوم في هذا الفصل بإسقاط هذه الطريقتين التنبؤيتين، بتطبيق طريقتي التنبؤ البوكس جنكينز و التمهيد الاسي، على مبيعات الفرينة في الجزائر ، والنظر في إمكانية تحقيقهما أم لا ، فإذا كان تحقيقهما ممكناً فننظر ما هي المزايا التي تحققهما وما هي النتائج ، وفي حالة عدم تحقيقهما فما هي الأسباب وما هو البديل ، لكي نعرف مدى نجاح هذه الطريقتين في التنبؤ للظواهر الغير الخطية كما هو الحال لمعظم الظواهر المالية.

المبحث الأول : الطريقة و الأدوات

مجتمع و عينة الدراسة :

نظرا لما تشهده السوق الجزائرية من تذبذب في مبيعات الفرينة كان لا بد من إجراء دراسة هدفها التنبؤ بمبيعات الفرينة و ذلك للوقوف امام مسببات هذا التذبذب و عليه فقد تمثل مجتمع الدراسة في المطاحن النشطة في هذا القطاع حيث تم اختيار مطاحن الفرسان بسعيدة كعينة قصدية كون بيانات الشركة تساهم في خدمة أهداف هذا البحث و تم الاعتماد على بيانات DATA المصلحة التجارية كونها المسؤولة عن مبيعات الشركة .

أسلوب جمع البيانات:

اعتمدت الباحثة على أسلوب الاستقصاء حيث تم شرح الهدف من الدراسة وتم الحصول على سلسلة زمنية في كميات المبيعات الشهرية من منتوج الفرينة للمدة من جانفي 2008 الى غاية ديسمبر 2015 و المتمثلة في 75 مشاهدة .

الأدوات المستخدمة في الدراسة :

تم الحصول على كميات مبيعات منتج الفرينة من خلال قواعد بيانات مجدولة في برنامج Microsoft Excel و قامت الباحثة بتحويل هذه البيانات و ادخالها في برنامج Eviews 7 لتسهيل عملية المعالجة و تم الاعتماد على هذا البرنامج كونه متخصص في دراسة و تحليل السلاسل الزمنية

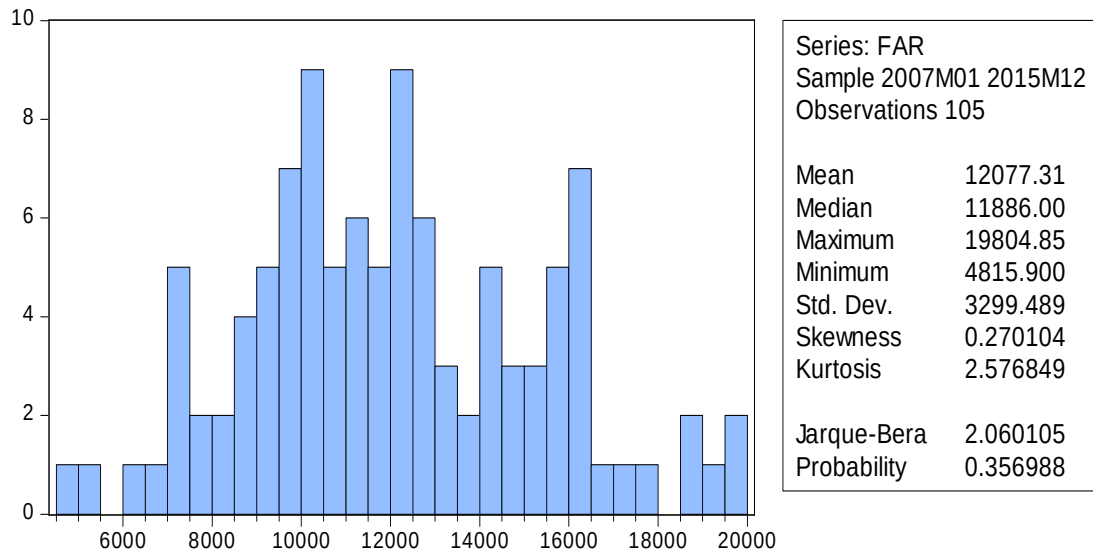
المبحث الثاني : نتائج الدراسة و المناقشة

1- تطبيق طريقة Box Jenkins

يعود اختيارنا لمبيعات الفرينة الشهرية إلى حاجتنا لأكبر عدد من المشاهدات، حيث العمل على قيم سنوية يجعل عدد المشاهدات غير كافية حيث تتضمن تقنية التنبؤ سلاسل تتكون من حوالي 75 مشاهدة.

1- دراسة استقرارية السلسلة .

الشكل رقم 9 :الدراسة الوصفية للسلسلة الزمنية



H_0 : المعطيات تتبع توزيع طبيعي H_1 : المعطيات لا تتبع توزيع طبيعي

نلاحظ ان معامل skewness يقترب من الصفر و معامل kurtosis يقترب من

3 اذن المعطيات تتبع التوزيع الطبيعي

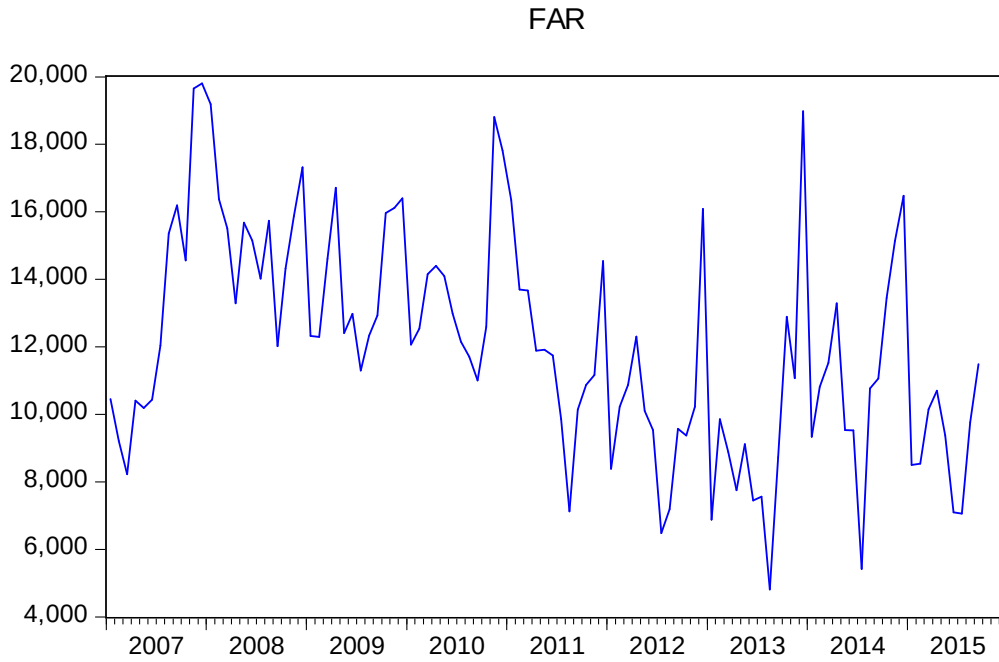
وبما ان معنوية jarque bera $0.35 > 0.05$ اذن نقبل الفرضية الصفرية و

نرفض H_1 أي المعطيات تتبع التوزيع الطبيعي

التعرف على الشكل النظري لسلسلة مبيعات الفريئة :

الطريقة البيانية :

الشكل رقم 10 يوضح منحنى سلسلة مبيعات الفريئة far



المصدر : برنامج eviews من اعداد الباحثة

نلاحظ من خلال الشكل الذي يمثل سلسلة VENTES_FARINE إن السلسلة تخضع للشكل التجميعي الذي يكتب على الشكل : $X_t = T_t + C_t + S_t + \varepsilon_t$

وهذا لان منحنى السلسلة محصور بين خطين متوازيين كما يوضحه الشكل

رقم 10 التالي

الطريقة الإحصائية:

نستعمل طريقة الاختبار الانحداري لـ Buys_Ballot التي تعد من أنجع الطرق الإحصائية لتحديد الشكل النظري الذي تخضع له السلسلة الزمنية، الذي يتمثل

مبدأها في تقدير المعلمة $\hat{b}$ بتطبيق طريقة المربعات الصغرى حيث أن $\hat{b}$ معطاة

$$\hat{b} = \frac{\sum_{i=1}^m \delta_i \bar{X}_i - m \bar{\delta} \bar{X}}{\sum_{i=1}^m \bar{X}_i^2 - m \bar{X}^2}$$

بالصيغة التالية:

حيث: δ_i : الانحراف المعياري لكل سنة.

$\bar{X}$: المتوسط الحسابي لكل سنة.

$\bar{\bar{X}}$: المتوسط الحسابي الإجمالي لكل السنوات.

وتكون عملية التطبيق العددي كما يلي :

نقوم باختبار معنوية النموذج التالي

الجدول (1): يمثل المتوسط الحسابي والانحراف المعياري من 2008 الى 2015

السنوات	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
المتوسط الحسابي	13046,41	15373,83	13863,25	13694,20	11915,05	10028,50	9502,39	11361,67
الانحراف المعياري	3982,66	1869,18	1959,95	2399,39	2428,24	2467,16	3629,11	2946,299

المصدر: من اعداد الباحثة

الجدول: يمثل نموذج الانحراف المعياري بدلالة الوسط الحسابي

Dependent Variable: ECART				
Method: Least Squares				
Date: 12/14/15 Time: 17:05				
Sample (adjusted): 20082015				
Included observations: 8 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5047.370	1659.816	3.040921	0.0228
MOYENNE	-0.189268	0.132881	-1.424349	0.2042
R-squared	0.252687	Mean dependent var		2710.253
Adjusted R-squared	0.128135	S.D. dependent var		758.2567
S.E. of regression	708.0123	Akaike info criterion		16.17512
Sum squared resid	3007689.	Schwarz criterion		16.19498
Log likelihood	-62.70047	Hannan-Quinn criter.		16.04117
F-statistic	2.028769	Durbin-Watson stat		1.475252
Prob(F-statistic)	0.204215			

المصدر: من اعداد الباحثة باستعمال ال views

H_0 : السلسلة تخضع للشكل التجميعي $(\beta=0)$ H_1 : السلسلة تخضع للشكل
الجدائي $(\beta \neq 0)$

أن السلسلة H_0 أي نقبل فرضية H_0 $t_{cal} < t_{tab} \Leftrightarrow |t_c^1| = 1,42 < t_{(8)}^{0.05} = 2,3$

تخضع للشكل التجميعي $X_t = T_t + C_t + S_t + \varepsilon_t$

دراسة استقرارية السلسلة الأصلية far

الجدول رقم 2: النموذج الثالث لديكي فولر

Null Hypothesis: FAR 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	-5.766658	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.048682	
5% level	-3.453601	
10% level	-3.152400	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(FAR)
Method: Least Squares
Date: 04/26/16 Time: 23:35
Sample (adjusted): 2007M02 2015M09
Included observations: 104 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FAR(-1)	-0.486831	0.084422	-5.766658	0.0000
C	7300.747	1346.398	5.422428	0.0000
@TREND(2007M01)	-26.82616	9.277087	-2.891657	0.0047
R-squared	0.247826	Mean dependent var		10.02500
Adjusted R-squared	0.232932	S.D. dependent var		2847.965
S.E. of regression	2494.317	Akaike info criterion		18.50984
Sum squared resid	6.28E+08	Schwarz criterion		18.58612
Log likelihood	-959.5116	Hannan-Quinn criter.		18.54074
F-statistic	16.63876	Durbin-Watson stat		2.100313
Prob(F-statistic)	0.000001			

المصدر: من اعداد الباحثة باستعمال برنامج eviews

نقوم بالاختبار التالي :

H_0 : يوجد جذر الوحدة H_1 : لا يوجد جذر الوحدة

نلاحظ ان القيمة المحسوبة لديكي فولر اقل من القيمة الجدولية له $-5.76 < -3.45$

و بالتالي نرفض الفرضية الصفرية و نقبل الفرضية H_1 اي سلسلة مبيعات الفريضة

far مستقرة

نقوم بالاختبار التالي :

H_0 : عدم وجود مركبة الاتجاه العام

H_1 : وجود مركبة الاتجاه العام

$t_{cal} < t_{tab} \Leftarrow$ نلاحظ ان القيمة المحسوبة للاتجاه العام هي -2.89 هي اصغر من قيمته الجدولية التي تقدر ب 2.79 اذن نقبل الفرضية المعدومة مما يدل على عدم وجود اتجاه عام في سلسلة مبيعات الفريضة

الجدول رقم 3: النموذج الثاني لديكي فولر :

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.820645	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.494378	
5% level	-2.889474	
10% level	-2.581741	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(FAR)
Method: Least Squares
Date: 05/25/16 Time: 12:46
Sample (adjusted): 2007M02 2015M09
Included observations: 104 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FAR(-1)	-0.370077	0.076769	-4.820645	0.0000
C	4481.645	961.5501	4.660854	0.0000
R-squared	0.185555	Mean dependent var		10.02500
Adjusted R-squared	0.177570	S.D. dependent var		2847.965
S.E. of regression	2582.760	Akaike info criterion		18.57015
Sum squared resid	6.80E+08	Schwarz criterion		18.62100
Log likelihood	-963.6477	Hannan-Quinn criter.		18.59075
F-statistic	23.23862	Durbin-Watson stat		2.191791
Prob(F-statistic)	0.000005			

المصدر: من اعداد الباحثة باستعمال برنامج eviews

نقوم بالاختبار التالي :

H_1 : لا يوجد جذر الوحدة

H_0 : يوجد جذر الوحدة

نلاحظ ان القيمة المحسوبة لديكي فولر اقل من القيمة الجدولية له $-2.88 < -4.82$ و بالتالي نرفض الفرضية الصفرية و نقبل الفرضية H_1 اي سلسلة مبيعات الفريئة far مستقرة في النموذج الثاني .

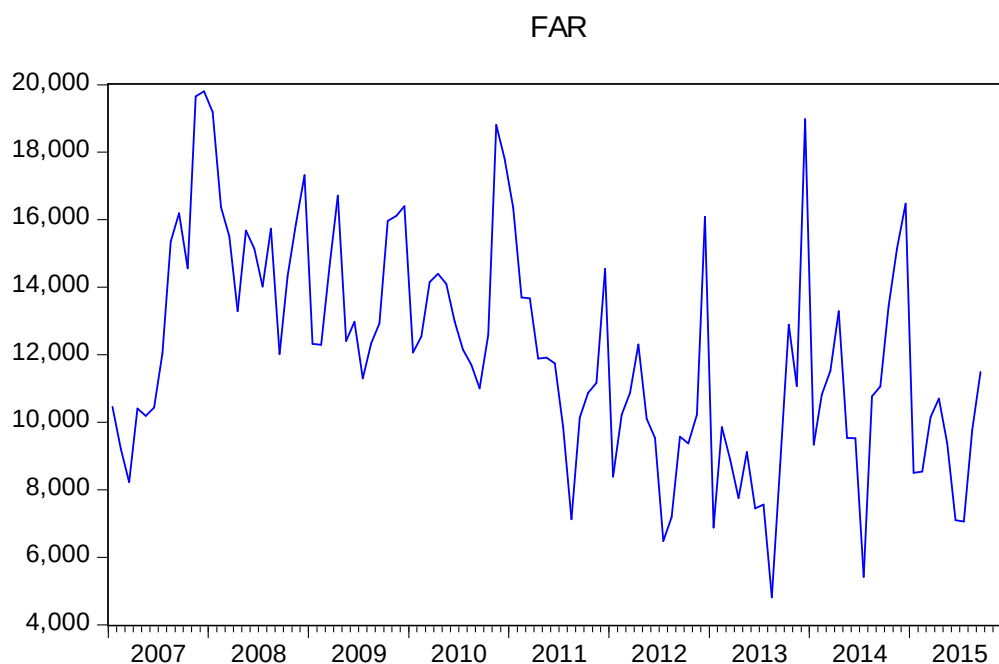
نقوم بالاختبار التالي :

H_0 : عدم وجود الثابت H_1 : وجود الثابت

نلاحظ ان الثابت c له قيمة جدولية تقدر ب 3.11 وهي اصغر من قيمته المحسوبة التي تقدر ب 4.66 اذن نقبل الفرضية الصفرية و نرفض الفرضية البديلة اي وجود الثابت في السلسلة far المركبة الفصلية:

الاختبار البياني

للكشف عن المركبة الفصلية نستعمل الاختبار البياني كمرحلة أولى فان لم تكن النتائج واضحة نستعمل اختبار تحليل التباين.



المصدر: من اعداد الباحثة باستعمال برنامج eviews

من خلال التمثيل البياني للشكل يبين هذا التمثيل البياني وجود تغيرات فصلية في السلسلة .

ويمكن التأكد أكثر من وجود المركبة الفصلية من خلال corrolegramme حيث نلاحظ خروج الأعمدة مجال الثقة لدالة الارتباط الجزئي (Partiel Corrélation)

في كل من 1، 12 و 25 مما يدل على وجود المركبة الفصلية مقدرة بـ 12 شهر، كما هو موضح في البيان التالي.

Date: 05/04/16 Time: 20:49
Sample: 2007M01 2015M12
Included observations: 105

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.630	0.630	42.841	0.000
		2 0.486	0.148	68.616	0.000
		3 0.322	-0.054	80.056	0.000
		4 0.283	0.094	88.967	0.000
		5 0.252	0.062	96.080	0.000
		6 0.254	0.067	103.40	0.000
		7 0.151	-0.116	106.02	0.000
		8 0.130	0.028	107.97	0.000
		9 0.130	0.076	109.94	0.000
		10 0.242	0.200	116.84	0.000
		11 0.337	0.175	130.44	0.000
		12 0.476	0.260	157.81	0.000
		13 0.289	-0.280	168.02	0.000
		14 0.164	-0.201	171.32	0.000
		15 0.122	0.068	173.17	0.000
		16 0.079	-0.083	173.96	0.000
		17 0.076	-0.012	174.70	0.000
		18 0.068	0.036	175.30	0.000
		19 0.039	0.117	175.50	0.000
		20 0.040	0.044	175.72	0.000
		21 0.076	0.011	176.50	0.000
		22 0.162	0.028	180.05	0.000
		23 0.242	0.011	188.08	0.000
		24 0.332	0.089	203.39	0.000
		25 0.165	-0.186	207.20	0.000
		26 0.037	-0.127	207.39	0.000
		27 0.008	0.016	207.40	0.000
		28 -0.014	0.034	207.43	0.000
		29 -0.013	0.019	207.46	0.000
		30 0.020	0.098	207.51	0.000
		31 -0.070	-0.120	208.25	0.000
		32 -0.078	-0.074	209.19	0.000
		33 -0.063	-0.027	209.82	0.000
		34 0.024	-0.019	209.91	0.000
		35 0.131	0.099	212.66	0.000

المصدر: من أعداد الباحثة باستعمال برنامج eviews

الجدول رقم 4: يبين corrolegramme لسلسلة مبيعات الفريضة (far) والمحصل عليه بواسطة برنامج Eviews .

بعد نزع المركبة الفصلية وباستعمال برنامج Eviews تحصلنا على السلسلة farsa

قمنا بإيجاد معاملات المركبة الفصلية وهي مبينة في الجدول التالي

الجدول 5: يبين معاملات المركبات الفصلية بالشهور

Date: 05/04/16 Time: 12:35
Sample: 2007M01 2015M12
Included observations: 105
Difference from Moving Average
Original Series: FAR
Adjusted Series: FARSA

Scaling Factors:

1	-739.2636
2	-521.2821
3	166.1187
4	363.6901
5	-570.5260
6	-1023.652
7	-2576.723
8	-1790.735
9	-968.0709
10	567.4755
11	2324.751
12	4768.216

المصدر: من اعداد الباحثة باستعمال برنامج eviews

إيجاد درجة التأخر السلسلة **VENTES_FARINE_far** : إذن من أجل تطبيق

اختبار ديكي فولار لابد من إيجاد درجة التأخر في السلسلة

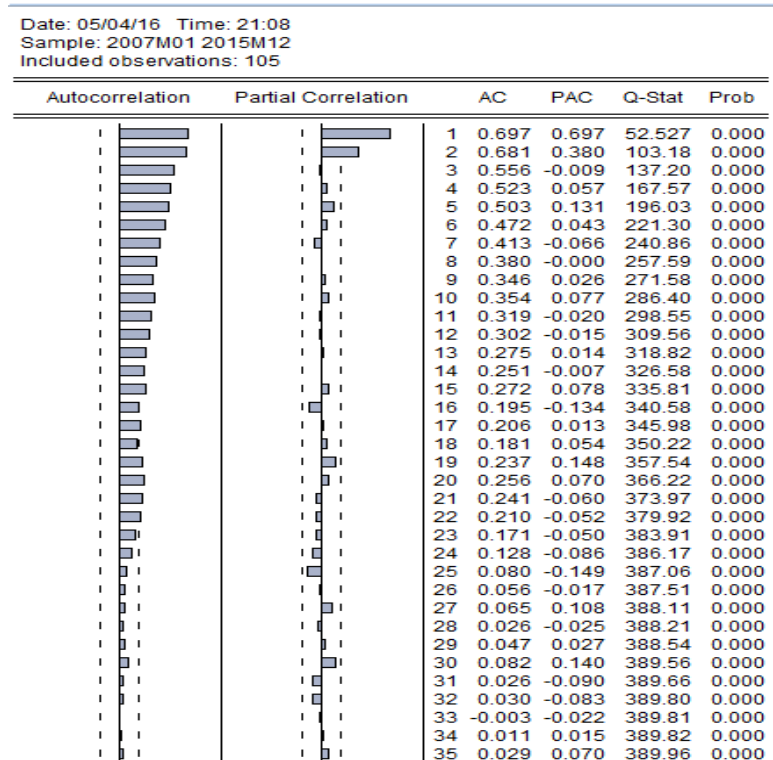
باستعمال برنامج Eviews نستطيع تقدير النماذج ذو التأخيرات 1.2.3.4 5

نموذج 3		نموذج 2		نموذج 1		درجة التأخر
CHwarz	Akaike	CHwarz	Akaike	CHwarz	Akaike	
18.769	18.743	18.621	18.570	18.586	18.509	0
18.726	18.675	18.621	18.570	18.586	18.509	1
18.726	18.675	18.621	18.570	18.586	18.509	2
18.726	18.675	18.621	18.570	18.586	18.509	3
18.726	18.675	18.621	18.570	18.586	18.509	4
18.726	18.675	18.621	18.570	18.586	18.509	5

نتائج تحديد درجة التأخر باستخدام معيار Akaike و CHwarz تشير الى ان درجة

التأخر هي 1

الشكل رقم 5 يبين correlogramme للسلسلة farsa :



المصدر : من اعداد الباحثة باستخدام برنامج eviews

من خلال التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي و الارتباط الذاتي الجزئي correlogramme والذي يشير الى معنوية معاملات الارتباط الذاتي مع تناقصها ببطئ والذي يفسر بعدم استقرار السلسلة الزمنية farsa منزوعة الفصلية

الجدول رقم 7 :النموذج الثالث لاختبار ديكي فولر :

Null Hypothesis: FARSA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.793784	0.0207
Test critical values: 1% level	-4.049586	
5% level	-3.454032	
10% level	-3.152652	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(FARSA)

Method: Least Squares

Date: 05/03/16 Time: 02:28

Sample (adjusted): 2007M03 2015M09

Included observations: 103 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FARSA(-1)	-0.343506	0.090545	-3.793784	0.0003
D(FARSA(-1))	-0.310247	0.093483	-3.318735	0.0013
C	5272.411	1404.810	3.753112	0.0003
@TREND(2007M01)	-20.16955	7.602478	-2.653023	0.0093
R-squared	0.327666	Mean dependent var		26.44164
Adjusted R-squared	0.307292	S.D. dependent var		2111.688
S.E. of regression	1757.538	Akaike info criterion		17.81928
Sum squared resid	3.06E+08	Schwarz criterion		17.92160
Log likelihood	-913.6927	Hannan-Quinn criter.		17.86072
F-statistic	16.08276	Durbin-Watson stat		1.977972
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر : من اعداد الباحثة باستخدام برنامج eviews

نقوم باختبار الاستقرار :

H_0 : يوجد جذر الوحدة H_1 : لا يوجد جذر الوحدة

القيمة المحسوبة لديكي فولر اصغر من القيمة الجدولية له

$-3.45 < -3.79$ وبالتالي نرفض الفرضية الصفرية و نقبل H_1 اي سلسلة

المبيعات farsa منزوعة الفصلية في النموذج الثالث مستقرة

بالنسبة للاتجاه العام:

H_0 : عدم وجود مركبة الاتجاه العام

H_1 : وجود مركبة الاتجاه العام

القيمة المحسوبة للاتجاه العام -2.65- اصغر من القيمة الجدولية له 2.79 و بالتالي نقبل

الفرضية المعدومة اي عدم وجود اتجاه عام

الجدول رقم 08: النموذج الثاني لاختبار ديكي فولر

Null Hypothesis: FARSA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.647601	0.0869
Test critical values:		
1% level	-3.495021	
5% level	-2.889753	
10% level	-2.581890	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(FARSA)
Method: Least Squares
Date: 05/04/16 Time: 12:45
Sample (adjusted): 2007M03 2015M09
Included observations: 103 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FARSA(-1)	-0.189141	0.071439	-2.647601	0.0094
D(FARSA(-1))	-0.383774	0.091937	-4.174317	0.0001
C	2327.129	886.4439	2.625241	0.0100
R-squared	0.279866	Mean dependent var		26.44164
Adjusted R-squared	0.265463	S.D. dependent var		2111.688
S.E. of regression	1809.825	Akaike info criterion		17.86854
Sum squared resid	3.28E+08	Schwarz criterion		17.94528
Log likelihood	-917.2299	Hannan-Quinn criter.		17.89962
F-statistic	19.43150	Durbin-Watson stat		1.999365
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر : من اعداد الباحثة باستخدام برنامج eviews

نقوم باختبار الاستقرار :

H_1 : لا يوجد جذر الوحدة

H_0 : يوجد جذر الوحدة

نلاحظ ان القيمة المحسوبة لاختبار ديكي فولر -2.64 اكبر من القيمة الجدولية له -2.88 وبالتالي نقبل الفرضية الصفرية اي ان سلسلة المبيعات farsa في النموذج الثاني غير مستقرة .

الجدول رقم 09: النموذج الاول لديكي فولر :

Null Hypothesis: FARSA has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.367374	0.5500
Test critical values: 1% level	-2.587607	
5% level	-1.943974	
10% level	-1.614676	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(FARSA)
Method: Least Squares
Date: 05/04/16 Time: 12:46
Sample (adjusted): 2007M03 2015M09
Included observations: 103 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FARSA(-1)	-0.005432	0.014785	-0.367374	0.7141
D(FARSA(-1))	-0.475436	0.087494	-5.433902	0.0000
R-squared	0.230235	Mean dependent var		26.44164
Adjusted R-squared	0.222613	S.D. dependent var		2111.688
S.E. of regression	1861.865	Akaike info criterion		17.91577
Sum squared resid	3.50E+08	Schwarz criterion		17.96693
Log likelihood	-920.6622	Hannan-Quinn criter.		17.93649
Durbin-Watson stat	2.054041			

المصدر : من اعداد الباحثة باستخدام برنامج eviews

نقوم باختبار الاستقرار :

H_0 : يوجد جذر الوحدة H_1 : لا يوجد جذر الوحدة

القيمة المحسوبة لديكي فولر اكبر من القيمة الجدولية له

$-1.94 > -0.36$ وبالتالي نقبل الفرضية الصفرية ونرفض H_1 أي سلسلة المبيعات farsa منزوعة الفصلية في النموذج الاول غير مستقرة.

نلاحظ ان السلسلة farsa في النموذج الثالث مستقرة و في النموذجين الاول و الثاني غير مستقرة

- اذن نستنتج ان السلسلة farsa منزوعة الفصلية غير مستقرة

يجب نزع الفروقات حتى تستقر السلسلة farsa

الجدول 10: اختبار الفروقات من الدرجة الاولى بالنسبة للنموذج الثاني :

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.94861	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.495021	
5% level	-2.889753	
10% level	-2.581890	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(FARSA,2)
Method: Least Squares
Date: 05/04/16 Time: 22:48
Sample (adjusted): 2007M03 2015M09
Included observations: 103 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(FARSA(-1))	-1.478224	0.087218	-16.94861	0.0000
C	28.16033	183.5564	0.153415	0.8784
R-squared	0.739862	Mean dependent var		22.84774
Adjusted R-squared	0.737286	S.D. dependent var		3634.514
S.E. of regression	1862.891	Akaike info criterion		17.91687
Sum squared resid	3.51E+08	Schwarz criterion		17.96803
Log likelihood	-920.7190	Hannan-Quinn criter.		17.93760
F-statistic	287.2555	Durbin-Watson stat		2.057393
Prob(F-statistic)	0.000000			

H_1 : لا يوجد جذر الوحدة

H_0 : يوجد جذر الوحدة

القيمة المحسوبة لديكي فولر اصغر من القيمة الجدولية له $-2.88 < -16.94$ اذن نرفض الفرضية الصفرية و نقبل الفرضية البديلة اي السلسلة اصبحت مستقرة عند النموذج الثاني

الجدول رقم 11 : اختبار الفروقات من الدرجة الاولى بالنسبة للنموذج الاول :

Null Hypothesis: D(FARSA) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-17.03009	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.587607	
5% level	-1.943974	
10% level	-1.614676	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(FARSA,2)
Method: Least Squares
Date: 05/04/16 Time: 23:01
Sample (adjusted): 2007M03 2015M09
Included observations: 103 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(FARSA(-1))	-1.478202	0.086799	-17.03009	0.0000
R-squared	0.739801	Mean dependent var		22.84774
Adjusted R-squared	0.739801	S.D. dependent var		3634.514
S.E. of regression	1853.953	Akaike info criterion		17.89769
Sum squared resid	3.51E+08	Schwarz criterion		17.92327
Log likelihood	-920.7310	Hannan-Quinn criter.		17.90805
Durbin-Watson stat	2.056957			

المصدر : من اعداد الباحثة باستخدام برنامج eviews

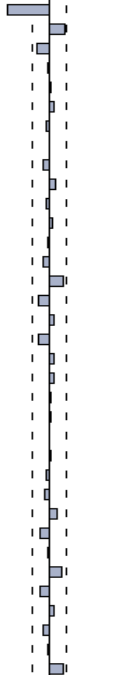
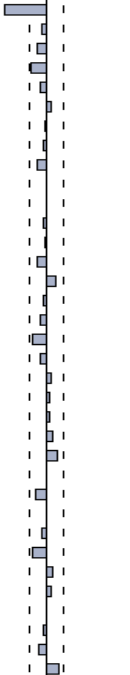
H_0 : يوجد جذر الوحدة H_1 : لا يوجد جذر الوحدة

القيمة المحسوبة لديكي فولر اصغر من القيمة الجدولية له $-1.94 < -17.03$ اذن نرفض الفرضية الصفرية و نقبل الفرضية البديلة اي السلسلة اصبحت مستقرة عند النموذج الاول

2-مرحلة التعرف :

الجدول رقم 12: التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي و الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة الزمنية farsa :

Date: 05/04/16 Time: 23:14
Sample: 2007M01 2015M12
Included observations: 104

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.477	-0.477	24.395	0.000
		2 0.180	-0.062	27.885	0.000
		3 -0.148	-0.113	30.277	0.000
		4 -0.023	-0.173	30.333	0.000
		5 0.021	-0.079	30.382	0.000
		6 0.053	0.041	30.693	0.000
		7 -0.037	-0.014	30.845	0.000
		8 0.002	-0.043	30.845	0.000
		9 -0.079	-0.108	31.563	0.000
		10 0.078	0.001	32.279	0.000
		11 -0.035	-0.005	32.424	0.001
		12 0.027	-0.026	32.512	0.001
		13 -0.010	-0.012	32.524	0.002
		14 -0.076	-0.099	33.228	0.003
		15 0.156	0.110	36.261	0.002
		16 -0.139	-0.030	38.681	0.001
		17 0.057	-0.072	39.092	0.002
		18 -0.131	-0.167	41.279	0.001
		19 0.062	-0.075	41.775	0.002
		20 0.050	0.050	42.100	0.003
		21 0.024	0.036	42.177	0.004
		22 0.017	0.035	42.213	0.006
		23 0.002	0.067	42.214	0.009
		24 0.011	0.131	42.231	0.012
		25 -0.039	-0.004	42.440	0.016
		26 -0.052	-0.130	42.821	0.020
		27 0.083	-0.000	43.813	0.022
		28 -0.106	-0.055	45.444	0.020
		29 -0.021	-0.160	45.506	0.026
		30 0.151	0.075	48.906	0.016
		31 -0.101	0.062	50.434	0.015
		32 0.063	0.006	51.033	0.018
		33 -0.076	-0.028	51.928	0.019
		34 -0.008	-0.085	51.940	0.025
		35 0.157	0.149	55.863	0.014

المصدر : من اعداد الباحثة باستخدام برنامج eviews

بما انه يوجد عمود واحد خارج عن مجال الثقة في PAC اذن يكون النموذج

AR(P) هو AR(1)

بما انه يوجد عمود واحد خارج مجال الثقة في AC اذن يكون النموذج MA(q)

هو MA(1)

3-مرحلة التقدير :تقدير النماذج

نقوم بتقدير معالم النماذج المختلفة للسلسلة بواسطة المربعات الصغرى للسلسلة farsa باستعمال برنامج Eviews ، فيتم اختيار النموذج الأمثل على حسب المعايير التالية.

معيار Aikaike (Aik) و Schwartz(BIC) بحيث تأخذ أقل القيم لكل معيار.

و يتم اختيار النموذج الأفضل من خلال الجدول رقم 13 الآتي :

النموذج / المعايير	Aikaike	Shwartz
MA(1)	17.89	17.94
AR(1)	17.91	17.96
ARIMA	17.91	17.99

من خلال الجدول نستنتج أن أفضل نموذج هو MA(1) للنتبؤ.

4-مرحلة التشخيص:

بعد المفاضلة بين النماذج و اختيار نموذج MA(1) للنتبؤ نقوم بدراسة البواقي لهذا النموذج و هذا بعد تقديره

الجدول رقم 14: تقدير نموذج MA(1)

Dependent Variable: D(FARSA)

Method: Least Squares

Date: 05/25/16 Time: 13:19

Sample (adjusted): 2007M02 2015M09

Included observations: 104 after adjustments

Convergence achieved after 6 iterations

MA Backcast: 2007M01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.38858	82.00315	0.126685	0.8994
MA(1)	-0.552593	0.083649	-6.606124	0.0000
R-squared	0.242030	Mean dependent var		12.22507
Adjusted R-squared	0.234599	S.D. dependent var		2106.407
S.E. of regression	1842.837	Akaike info criterion		17.89504
Sum squared resid	3.46E+08	Schwarz criterion		17.94590
Log likelihood	-928.5423	Hannan-Quinn criter.		17.91565
F-statistic	32.56991	Durbin-Watson stat		2.011042
Prob(F-statistic)	0.000000			

Inverted MA Roots .55

المصدر : من اعداد الباحثة باستعمال برنامج EViews

$$D \text{ FARSA} = 10.38858 - 0.552593\varepsilon_{t-1} + e_t$$

بما ان MA(1) له معنوية تقدر ب 0.00 و هي اصغر من 0.005 فهو معنوي
اما الثابت C فله معنوية تقدر ب 0.89 و هي اكبر من 0.05 اذن الثابت C غير معنوي

Dependent Variable: D(FARSA)
Method: Least Squares
Date: 05/14/16 Time: 16:03
Sample (adjusted): 2007M02 2015M09
Included observations: 104 after adjustments
Convergence achieved after 6 iterations
MA Backcast: 2007M01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.552778	0.083218	-6.642537	0.0000
R-squared	0.241910	Mean dependent var		12.22507
Adjusted R-squared	0.241910	S.D. dependent var		2106.407
S.E. of regression	1834.014	Akaike info criterion		17.87597
Sum squared resid	3.46E+08	Schwarz criterion		17.90140
Log likelihood	-928.5505	Hannan-Quinn criter.		17.88627
Durbin-Watson stat	2.010389			
Inverted MA Roots	.55			

المصدر : من اعداد الباحثة باستعمال برنامج EViews

من خلال جدول تقدير النموذج MA(1) نلاحظ ان عند نزع الثابت C تحسن النموذج
MA(1) وذلك لتناقص معامل Akaike و Schwarz

$$D \text{ FARSA} = -0.552778\varepsilon_{t-1} + e_t$$

اختبار أن البواقي عبارة عن شوشرة بيضاء :

الاختبار البياني ويمكن تأكيد ذلك من خلال التمثيل البياني *corrélogramme* للبواقي حيث نلاحظ أن الأعمدة دالة الارتباط الذاتي كلها محصورة في مجال الثقة، كما هو موضح فيما يلي:

الجدول رقم 15 : التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي للبواقي :

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.013	-0.013	0.0184	
		2 0.117	0.117	1.5056	0.220
		3 -0.131	-0.130	3.3913	0.183
		4 -0.067	-0.084	3.8831	0.274
		5 0.015	0.047	3.9088	0.418
		6 0.043	0.047	4.1192	0.532
		7 -0.042	-0.072	4.3154	0.634
		8 -0.048	-0.061	4.5850	0.710
		9 -0.072	-0.043	5.1882	0.737
		10 0.044	0.052	5.4149	0.797
		11 -0.012	-0.023	5.4322	0.861
		12 -0.000	-0.039	5.4322	0.908
		13 -0.041	-0.028	5.6335	0.933
		14 -0.072	-0.060	6.2693	0.936
		15 0.084	0.088	7.1521	0.929
		16 -0.124	-0.140	9.0895	0.873
		17 -0.043	-0.099	9.3282	0.899
		18 -0.132	-0.092	11.555	0.826
		19 0.051	0.067	11.897	0.853
		20 0.116	0.108	13.649	0.804
		21 0.109	0.043	15.223	0.763
		22 0.060	0.037	15.705	0.786
		23 0.028	0.057	15.812	0.825
		24 -0.022	0.014	15.879	0.860
		25 -0.090	-0.147	17.003	0.849
		26 -0.082	-0.110	17.959	0.844
		27 -0.006	0.016	17.964	0.877
		28 -0.113	-0.094	19.802	0.839
		29 -0.016	-0.053	19.841	0.870
		30 0.137	0.157	22.648	0.792
		31 -0.028	-0.005	22.770	0.825
		32 0.026	-0.049	22.875	0.854
		33 -0.045	-0.007	23.192	0.872
		34 0.030	0.024	23.330	0.894
		35 0.161	0.162	27.450	0.779
		36 -0.032	-0.064	27.617	0.808

المصدر : من اعداد الباحثة باستعمال برنامج EViews

نستنتج ان البواقي تشكل تشويش أبيض لان كل من AC لا تختلف معنويا عن الصفر

اختبار Ljung-Box :

$$\rho_1 + \rho_2 + \dots + \rho_k = 0 \quad H_0$$

H_1 : يوجد على الاقل معامل ارتباط واحد ρ_i معنويا يختلف عن الصفر

$$LB(k) = T(T + 2) \sum_{i=1}^k \frac{\rho_i^2}{T - i}$$

ρ_i دالة الارتباط الذاتي للبواقي ذات الدرجة i

K : درجة التأخر المختارة لحساب الارتباطات الذاتية

T : عدد المشاهدات

$K=24$ ونقرأ أحصائية LB لـ $Ljung-Box$ وهي 15.87 ونقارنها مع

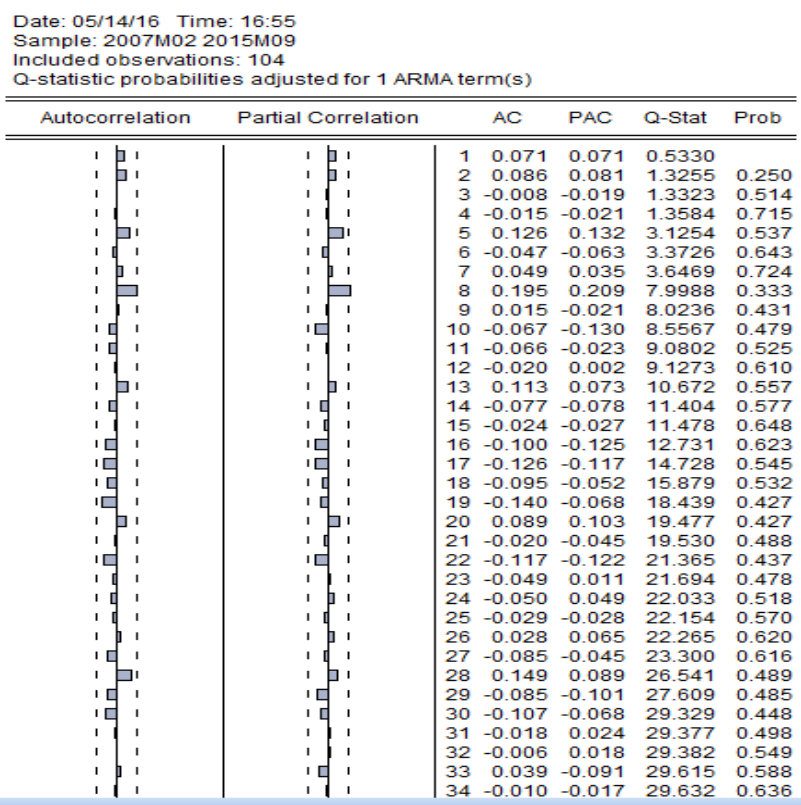
$\chi^2_{(k-p-q)}$ وبما أننا اخترنا

$ARIMA(0.1.1)$ و لدينا $k=24$ وتصبح $\chi^2_{(24)} = 36.41$

ومنه $\chi^2_{(24)} = 36.41 < LB=27.61$ ومنه نقبل الفرضية المعدومة أن

البواقي عبارة عن شوشرة بيضاء

الجدول رقم 16 : التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي مربع :

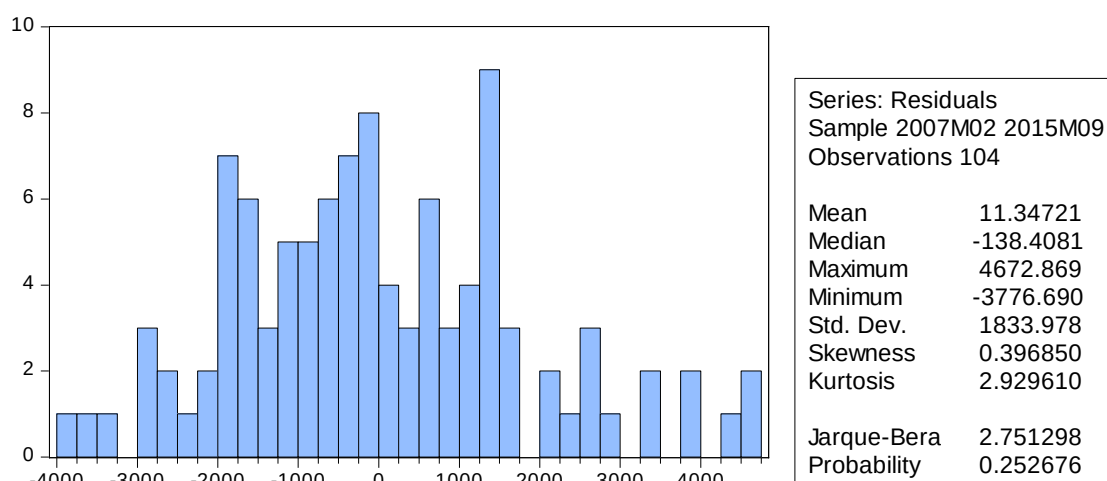


المصدر : من اعداد الباحثة باستعمال برنامج EViews

نلاحظ ان معاملات كل من AC لا تختلف معنويا عن الصفر اذن هي تشكل تشويش ابيض

اختبار Jarque-Bera

الشكل رقم 11: اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء :



H_0 : البواقي تتبع التوزيع الطبيعي H_1 : البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي

$$JB = \frac{n}{6} \left(S^2 + \frac{(K - 3)^2}{4} \right)$$

S : معامل التناظر الطبيعي = 0,40

K: معامل التفلطح = 3.25

n: عدد المشاهدات = 75

ومنه نقوم بمقارنة احصائية JB مع $\chi^2_{(2)}$

$$3,84 = \chi^2_{(2)} > 2.75 = JB$$

ومنه نقبل الفرضية المعدومة أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي

نلاحظ ان معنوية jaque Bera = 0.25 < 0.05 مما نستنتج ان الأخطاء تتبع

التوزيع الطبيعي

الجدول رقم 17 : اختبار عدم تجانس تباين الأخطاء ARCH :

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.507084	Prob. F(1,101)	0.4780
Obs*R-squared	0.514542	Prob. Chi-Square(1)	0.4732

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 05/18/16 Time: 00:42

Sample (adjusted): 2007M03 2015M09

Included observations: 103 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3118686.	567495.1	5.495529	0.0000
RESID^2(-1)	0.070616	0.099166	0.712098	0.4780
R-squared	0.004996	Mean dependent var		3353192.
Adjusted R-squared	-0.004856	S.D. dependent var		4679167.
S.E. of regression	4690514.	Akaike info criterion		33.57921
Sum squared resid	2.22E+15	Schwarz criterion		33.63037
Log likelihood	-1727.329	Hannan-Quinn criter.		33.59993
F-statistic	0.507084	Durbin-Watson stat		2.005789
Prob(F-statistic)	0.478046			

heteroscedasticite :₁H

homoscedasticite :₀H

نلاحظ من الجدول أن القيمة $\chi^2_{(1)} = 3.84$ و $LM = 0.514542 < \chi^2_{(1)}$ و منه نقبل الفرضية H_0 أي يوجد تجانس تباين الأخطاء .

5-مرحلة التنبؤ

الجدول رقم 18 يبين :التنبؤات بطريقة بوكس جنكينز لسنة 2016:

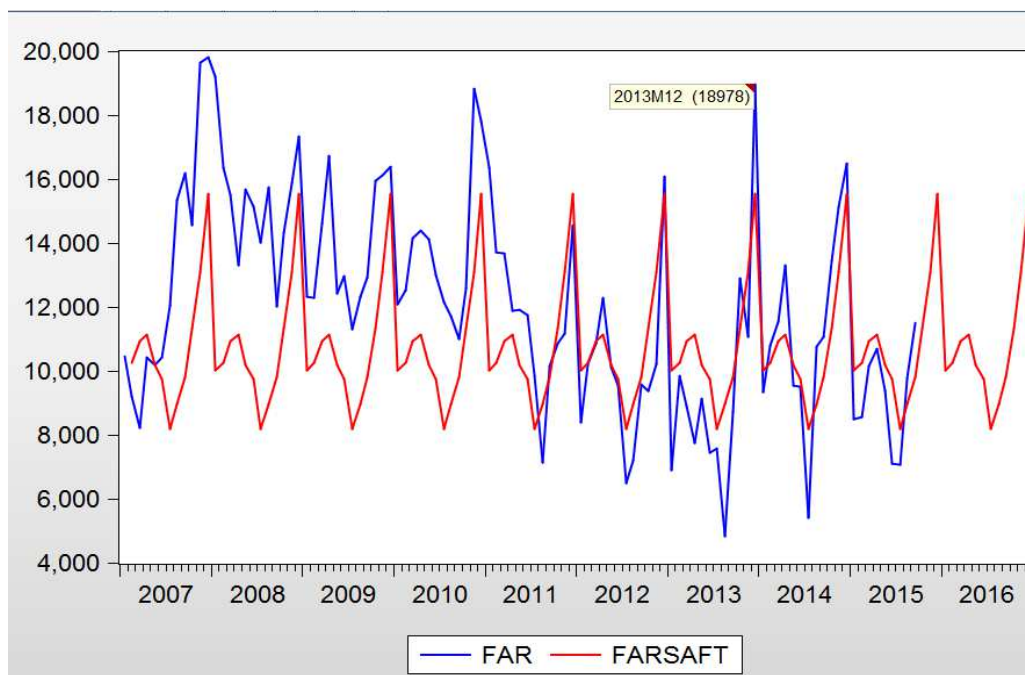
الأشهر	تنبؤ لقيم ventes_farine
جانفي-2016	10032.78
فيفري-2016	10250.76
مارس-2016	10938.16
أفريل-2016	11135.73
ماي-2016	10201.52
جوان-2016	9748.39
جويلية-2016	8195.32
أوت-2016	8981.31
سبتمبر-2016	9803.97
أكتوبر-2016	11339.52
نوفمبر-2016	13096.79

15540.26

ديسمبر-2016

الشكل رقم 12: يبين مبيعات الفريضة مع تنبؤاتها الشهرية بطريقة بوكس جنكينز لسنة

2016



المصدر : من اعداد الباحثة بالاستعمال برنامج EViews

2-تطبيق طريقة التمهيد الآسي لهولت ونتر

1-دراسة مركبات السلسلة VENTES_FARINE

بتطبيق إختبار Buys_Ballot وجدنا أن السلسلة VENTES_FARINE تخضع

$$X_t = T_t + C_t + S_t + \varepsilon_t \text{ للشكل التجميعي}$$

نقوم بتطبيق نموذج التمهيد الآسي لهولت ونتر التجميعي عن طريق برنامج

Eviews.

Date: 05/15/16 Time: 22:21

Sample: 2007M01 2015M09

Included observations: 105

Method: Holt-Winters Additive Seasonal

Original Series: FAR

Forecast Series: FARSM

Parameters:	Alpha	0.4500
	Beta	0.0000
	Gamma	0.0000
Sum of Squared Residuals		3.55E+08
Root Mean Squared Error		1839.150
End of Period Levels:	Mean	11214.50
	Trend	-20.05640
	Seasonals:	
	2014M10	725.5500
	2014M11	2500.163
	2014M12	4942.007
	2015M01	-586.2576
	2015M02	-562.4762
	2015M03	-232.5073
	2015M04	107.9929
	2015M05	-746.3507
	2015M06	-1132.488
	2015M07	-2483.225
	2015M08	-1690.813
	2015M09	-841.5939

المصدر: من اعداد الباحثة باستعمال برنامج eviews

$$0,45 = \alpha \text{ و } 0,00 = \beta \text{ و } 0,00 = \gamma$$

$$355000000 = \text{ومجموع مربعات البواقي}$$

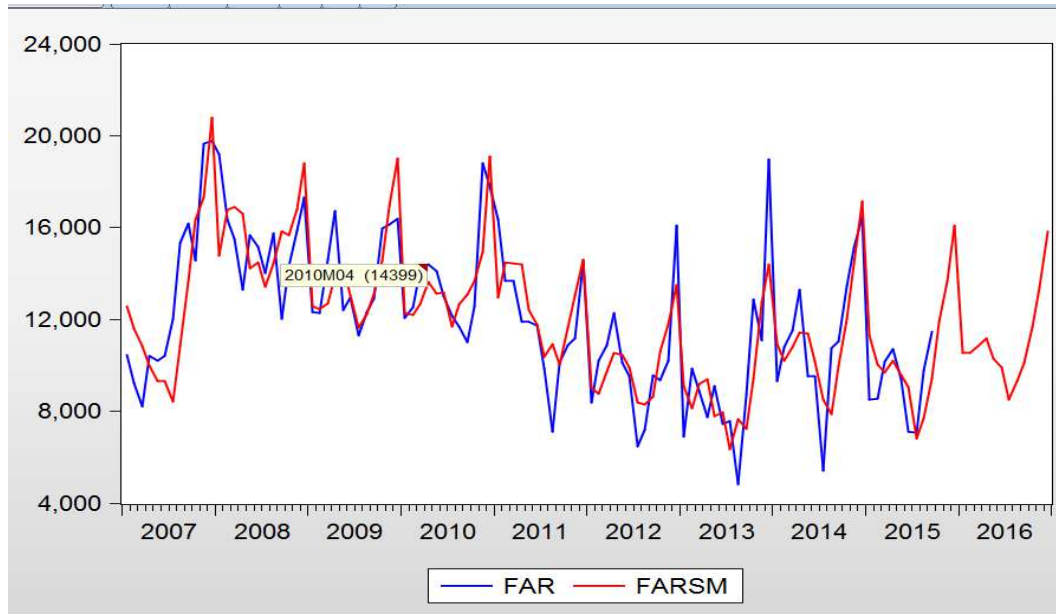
2-مرحلة التنبؤ

الجدول رقم19: يبين التنبؤات بطريقة التمهيد الآسي لسنة 2016

الأشهر	تنبؤ لقيم ventes_farine
جانفي-2016	10548.01
فيفري-2016	10551.74
مارس-2016	10861.65
أفريل-2016	11182.10
ماي-2016	10307.70
جوان-2016	9901.50
جويلية-2016	8530.71
أوت-2016	9303.06
سبتمبر-2016	10132.23
أكتوبر-2016	11679.31
نوفمبر-2016	13433.87
ديسمبر-2016	15855.66

المصدر: من اعداد الباحثة باستعمال برنامج eviews

الشكل رقم 13: يبين مبيعات الفرينة مع تنبؤاتها الشهرية بطريقة نموذج التمهيد الأسّي لسنة 2016



المصدر : من اعداد الباحثة باستعمال برنامج EVIEWS

الجدول رقم 20 يبين: مقارنة بين نتائج البوكس جنكينز و المبيعات الحقيقية

الفرق بين القيم	القيم الحقيقية	تنبؤ لقيم ventes_farine	الأشهر
1160.56-	8872,22	10032.78	جانفي-2016
1374.82-	8875,94	10250.76	فيفري-2016
1752.3-	9185,86	10938.16	مارس-2016
1629.43-	9506,30	11135.73	أفريل-2016

المصدر: من اعداد الباحثة

الجدول رقم 21 يبين مقارنة بين نتائج التمهيد الأسّي و المبيعات الحقيقية

الفرق بين القيم	القيم الحقيقية	تنبؤ لقيم ventes_farine	الأشهر
1675.79-	8872,22	10548.01	جانفي-2016
1675.8-	8875,94	10551.74	فيفري-2016
1675.79-	9185,86	10861.65	مارس-2016
1675.8_	9506,30	11182.10	أفريل-2016

المصدر: من اعداد الباحثة

قياس دقة التنبؤ :

معيّار ثايل :

حساب معيار ثايل في طريقة بوكس جنكينز:

$$u = \frac{\sqrt{683.246}}{2104.75133 + 4891.014723} = 0.00373$$

حساب معيار ثايل في طريقة التمهيد الأسّي :

$$U = \frac{\sqrt{774.016}}{2104.75133 + 4981.78} = 0.00392$$

يكون التنبؤ أكثر دقة إذا كانت قيمة معيار ثايل تقترب من الصفر مما يدل على أن كلا الطريقتين دقيقتين في التنبؤ لأن قيمتي معيار ثايل في كل منهما تقترب من الصفر ولكن رغم ذلك تبقى طريقة بوكس جنكينز هي التي تعطي قيم أدق في التنبؤ.

خلاصة الفصل:

يلاحظ من خلال النتائج أن مبيعات الفريضة في السنة الجارية 2016م ليست على نفس الوتيرة ، وهي جد منطقية بالنظر الى ماعرفته مبيعات الفريضة من تدبذبات من الفترة الممتدة بين سنة 2008م و 2015م وهذا يظهر جليا من خلال التمثيل البياني لكل من طريقة البوكس جنكينز والتمهيد الأسّي ، كما أن كلا الطريقتين تعطيان نتائج جيدة في التنبؤ مقارنة مع القيم الفعلية لكن تبقى دائما طريقة بوكس جنكينز هي الأدق في التنبؤ .

الخاتمة العامة:

من خلال الدراسة التي قمنا بها يمكننا القول بأن طريقتي بوكس جينكينز و التمهيد الأسّي رغم بساطة شكلهما الظاهري إلا أنهما تحمّلان تعقيدا من الناحية التطبيقية خاصة في تحديد النموذج المناسب الذي يعطي تنبؤا دقيقا، وتزداد الصعوبة في السلاسل التي تتأثر بعوامل خارجية كثيرة خاصة في جانب سلاسل المبيعات التي تخضع لعدة عوامل، رغم كل هذا فإن الطريقتين أثبتت دقتهما من خلال دراستنا السابقة إلا أن طريقة البوكس جينكينز أعطت أحسن النتائج بالمقارنة مع طريقة التمهيد الأسّي، ولكن نقطة ضعف طريقة البوكس جينكينز تتمثل في اشتراطها لاستقرار السلسلة الزمنية ومعظم السلاسل الزمنية الاقتصادية تتميز بعدم الاستقرار، كما أن هذه الطريقة لا تستطيع الأخذ بعين الاعتبار كل المتغيرات الحاصلة في السلسلة الزمنية، وحتى النتائج التي تحصلنا عليها تبقى نسبية مادامت سلسلة المبيعات تتميز بعدم الاستقرار، فقد تدخل عوامل تؤثر على سير المبيعات كجودة المنتج وتناسبه مع السعر والدعاية والترويج.

وبناء على هذه النتائج يمكن للمؤسسة اتخاذ قرار مناسب قد يجنبها خسائر كبيرة بحيث تضع برنامجا للإنتاج يوافق متطلبات السوق، وهذا لتجنب تكديس المنتجات في المخازن أو العكس.

وفي الأخير نقترح على مسيري المؤسسة مجموعة من التوصيات و الاقتراحات:

- وضع نظام إحصائي شامل يعمل على دراسة جميع المناهج الكمية المطبقة في التسيير (صبر الآراء، نمذجة، التنبؤ، بحوث العمليات، مناهج الاستمثال، ...)
- للتسهيل على المسيرين اتخاذ القرارات الصائبة.

- وكذلك وضع إستراتيجية تسويقية وخاصة منها الاشهارية لأنها تساهم بنسبة كبيرة في المبيعات.
- كما نقترح وضع نظام معلوماتي جيد يسهل ويقلل من الزمن الضائع لنقل المعلومة داخل المؤسسة.
- وننصح أيضا بالتكوين المستمر والدوري للإطارات والعمال لأنه عامل مهم ينعكس على أداء العمال وبالتالي النوعية والجودة ووفرة الإنتاج.
- المراقبة والصيانة الدورية والدائمة للآلات والعتاد الإنتاجي.

قائمة المراجع :

المراجع باللغة العربية :

- 1-مولود حشمان " نماذج وتقنيات التقدير قصير المدى "ديوان المطبوعات الجامعية
بنعكنون،الجزائر، 2002
- 2-محمود جاسم الصميدعي،ردينة عثمان يوسف " مدخل في الإقتصاد الإداري " دار المناهج
للنشر والتوزيع،الأردن،ط1، 2006
- 3-علي ربابعة فتحي ذياب ، ادارة المبيعات ،دار صفاء للنشر و التوزيع ، عمان ، 2010
- 4-سيد احمد مصطفى ، ادارة الانتاج و العمليات ، الدار الجامعية ، الطبعة الرابعة ،
الاسكندرية ، مصر ،1999
- 5-عوض منصور و عزام صبري ، مبادئ الاحصاء، دار الصفاء للنشر و التوزيع ، عمان
الطبعة الاولى
- 6-عوض منصور و عزام صبري ، مبادئ الاحصاء، دار الصفاء للنشر و التوزيع ، عمان
الطبعة الاولى
- 7-محمود جاسم الصميدعي ، ردينة عثمان يوسف ، مدخل في الاقتصاد الاداري ، دار
المناهج للنشر و التوزيع ، عمان ، 2006
- 8- سونيا محمد البكري ، ادارة الانتاج و العمليات ، الدار الجامعية ، الاسكندرية مصر
2001
- 9-خالد زهدي خواجه، السلاسل الزمنية، جامعة بغداد، 2006
- 10- ادوارد مينيكازوريانا كورزيجا . الإحصاء في الإدارة مع التطبيق على الحاسب
الآلي، تعريب، سرور علي إبراهيم سرور، الطبعة الثاني(الرياض:دار المريخ
- 11- جلاطو جلاي " الإحصاء التطبيقي مع تمارين و مسائل محلولة " دار الخلدونية
للنشر والتوزيع،الجزائر،2007 ط1

- 12- عبد الحميد عبد المجيد البلداوي؛ نجم عبد الله أحميدي، الأساليب الكمية التطبيقية في إدارة الأعمال :ألتألفي العلمي الثلاثي، الإدارة ،بحوث العمليات، الإحصاء (عمان:دار وائل 2008

المراجع باللغة الاجنبية :

- 1- T. Cuyaubere et J. Muller "control de gestion "la villeguerin éditions,Paris ,1991
- 2- Régis bourbonnais et Michel Tiraza, « analyse des séries temporelle en économiues »Edition, Presses Universitaires de France (PUF) 1998.
- 3- Régis bourbonnais, économétrie, dunod 4^{eme} édition paris 2002
- 4- Les cours de la series temporelles, Madame Moussi oume elkhaire 4^{eme} année ingénieur d'état 2006
- 5- regis bourbonnais ,econometrie 9 eme adition
- 6- Regis bourbonnais ,econometrie : manuel et exercices corrige 8 eme edition , paris , dundo , 2011
- 7- M,Davide F .G.C Michond « La Précision Approche D'un méthode statistique », 2004

المذكرات :

- 1- خليدة دلهوم ، اساليب التنبؤ بالمبيعات دراسة حالة ،مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماجستير في العلوم التجارية ، جامعة الحاج لخضر ، باتنة ، كلية العلوم الاقتصادية و علوم التسيير،2009
- 2- مختار بن قوية الحاج جبور، دراسة تنبؤية لمبيعات غاز البترول المميع ، مذكرة تخرج لنيل شهادة مهندس دولة في التخطيط و الاحصاء المعهد الوطني للتخطيط و الاحصاء 2003

مواقع الانترنت:

موقع : www.arab.api.org/cours4/c4/1.htm

Modèle [1] sans tendance et sans terme constant

Modèle [2] sans tendance et avec terme constant

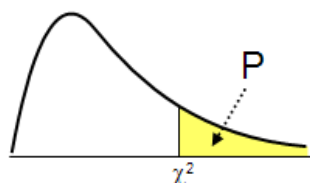
Modèle [3] avec tendance et avec terme constant

Tables de la distribution du t_{ϕ_1}

Nombre observations	Probabilités								
n	0,01	0,025	0,05	0,10	0,90	0,95	0,975	0,99	
25	- 2,66	- 2,26	- 1,95	- 1,60	0,92	1,33	1,70	2,16	Modèle [1]
50	- 2,62	- 2,25	- 1,95	- 1,61	0,91	1,31	1,66	2,08	
100	- 2,60	- 2,4	- 1,95	- 1,61	0,91	1,29	1,64	2,03	
250	- 2,58	- 2,23	- 1,95	- 1,62	0,89	1,29	1,63	2,01	
500	- 2,58	- 2,23	- 1,95	- 1,62	0,89	1,28	1,62	2,00	
∞	- 2,58	- 2,23	- 1,95	- 1,62	0,89	1,28	1,62	2,00	
25	- 3,75	- 3,33	- 3,00	- 2,63	- 0,37	0,00	0,34	0,72	Modèle [2]
50	- 3,58	- 3,22	- 2,93	- 2,60	- 0,40	- 0,03	0,29	0,66	
100	- 3,51	- 3,17	- 2,89	- 2,58	- 0,42	- 0,05	0,26	0,63	
250	- 3,46	- 3,14	- 2,88	- 2,57	- 0,42	- 0,06	0,24	0,62	
500	- 3,44	- 3,13	- 2,87	- 2,57	- 0,43	- 0,07	0,24	0,61	
∞	- 3,43	- 3,12	- 2,86	- 2,57	- 0,44	- 0,07	0,23	0,60	
25	- 4,38	- 3,95	- 3,60	- 3,24	- 1,14	- 0,80	- 0,50	- 0,15	Modèle [3]
50	- 4,15	- 3,80	- 3,50	- 3,18	- 1,19	- 0,87	- 0,58	- 0,24	
100	- 4,04	- 3,73	- 3,45	- 3,15	- 1,22	- 0,90	- 0,62	- 0,28	
250	- 3,99	- 3,69	- 3,43	- 3,13	- 1,23	- 0,92	- 0,64	- 0,31	
500	- 3,98	- 3,68	- 3,42	- 3,13	- 1,24	- 0,93	- 0,65	- 0,32	
∞	- 3,96	- 3,66	- 3,41	- 3,12	- 1,25	- 0,94	- 0,66	- 0,33	

الملحق رقم 02

جدول توزيع كاي تربيع



	P										
DF	0.995	0.975	0.20	0.10	0.05	0.025	0.02	0.01	0.005	0.002	0.001
1	0.0000393	0.000982	1.642	2.706	3.841	5.024	5.412	6.635	7.879	9.550	10.828
2	0.0100	0.0506	3.219	4.605	5.991	7.378	7.824	9.210	10.597	12.429	13.816
3	0.0717	0.216	4.642	6.251	7.815	9.348	9.837	11.345	12.838	14.796	16.266
4	0.207	0.484	5.989	7.779	9.488	11.143	11.668	13.277	14.860	16.924	18.467
5	0.412	0.831	7.289	9.236	11.070	12.833	13.388	15.086	16.750	18.907	20.515
6	0.676	1.237	8.558	10.645	12.592	14.449	15.033	16.812	18.548	20.791	22.458
7	0.989	1.690	9.803	12.017	14.067	16.013	16.622	18.475	20.278	22.601	24.322
8	1.344	2.180	11.030	13.362	15.507	17.535	18.168	20.090	21.955	24.352	26.124
9	1.735	2.700	12.242	14.684	16.919	19.023	19.679	21.666	23.589	26.056	27.877
10	2.156	3.247	13.442	15.987	18.307	20.483	21.161	23.209	25.188	27.722	29.588
11	2.603	3.816	14.631	17.275	19.675	21.920	22.618	24.725	26.757	29.354	31.264
12	3.074	4.404	15.812	18.549	21.026	23.337	24.054	26.217	28.300	30.957	32.909
13	3.565	5.009	16.985	19.812	22.362	24.736	25.472	27.688	29.819	32.535	34.528
14	4.075	5.629	18.151	21.064	23.685	26.119	26.873	29.141	31.319	34.091	36.123
15	4.601	6.262	19.311	22.307	24.996	27.488	28.259	30.578	32.801	35.628	37.697
16	5.142	6.908	20.465	23.542	26.296	28.845	29.633	32.000	34.267	37.146	39.252
17	5.697	7.564	21.615	24.769	27.587	30.191	30.995	33.409	35.718	38.648	40.790
18	6.265	8.231	22.760	25.989	28.869	31.526	32.346	34.805	37.156	40.136	42.312
19	6.844	8.907	23.900	27.204	30.144	32.852	33.687	36.191	38.582	41.610	43.820
20	7.434	9.591	25.038	28.412	31.410	34.170	35.020	37.566	39.997	43.072	45.315
21	8.034	10.283	26.171	29.615	32.671	35.479	36.343	38.932	41.401	44.522	46.797
22	8.643	10.982	27.301	30.813	33.924	36.781	37.659	40.289	42.796	45.962	48.268
23	9.260	11.689	28.429	32.007	35.172	38.076	38.968	41.638	44.181	47.391	49.728
24	9.886	12.401	29.553	33.196	36.415	39.364	40.270	42.980	45.559	48.812	51.179
25	10.520	13.120	30.675	34.382	37.652	40.646	41.566	44.314	46.928	50.223	52.620
26	11.160	13.844	31.795	35.563	38.885	41.923	42.856	45.642	48.290	51.627	54.052
27	11.808	14.573	32.912	36.741	40.113	43.195	44.140	46.963	49.645	53.023	55.476
28	12.461	15.308	34.027	37.916	41.337	44.461	45.419	48.278	50.993	54.411	56.892
29	13.121	16.047	35.139	39.087	42.557	45.722	46.693	49.588	52.336	55.792	58.301
30	13.787	16.791	36.250	40.256	43.773	46.979	47.962	50.892	53.672	57.167	59.703
31	14.458	17.539	37.359	41.422	44.985	48.232	49.226	52.191	55.003	58.536	61.098

الملحق رقم 03 :

تقدير النموذج MA(1)

Dependent Variable: D(FARSA)
 Method: Least Squares
 Date: 05/28/16 Time: 02:04
 Sample (adjusted): 2007M02 2015M09
 Included observations: 104 after adjustments
 Convergence achieved after 6 iterations
 MA Backcast: 2007M01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.38858	82.00315	0.126685	0.8994
MA(1)	-0.552593	0.083649	-6.606124	0.0000
R-squared	0.242030	Mean dependent var		12.22507
Adjusted R-squared	0.234599	S.D. dependent var		2106.407
S.E. of regression	1842.837	Akaike info criterion		17.89504
Sum squared resid	3.46E+08	Schwarz criterion		17.94590
Log likelihood	-928.5423	Hannan-Quinn criter.		17.91565
F-statistic	32.56991	Durbin-Watson stat		2.011042
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	.55			

الملحق رقم 05 :

تقدير النموذج AR(1)

Dependent Variable: D(FARSA)
 Method: Least Squares
 Date: 05/28/16 Time: 02:07
 Sample (adjusted): 2007M03 2015M09
 Included observations: 103 after adjustments
 Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	19.05010	124.1767	0.153411	0.8784
AR(1)	-0.478224	0.087218	-5.483092	0.0000
R-squared	0.229386	Mean dependent var		26.44164
Adjusted R-squared	0.221756	S.D. dependent var		2111.688
S.E. of regression	1862.891	Akaike info criterion		17.91687
Sum squared resid	3.51E+08	Schwarz criterion		17.96803
Log likelihood	-920.7190	Hannan-Quinn criter.		17.93760
F-statistic	30.06430	Durbin-Watson stat		2.057393
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	-.48			

الملحق رقم 06 :

تقدير النموذج : ARIMA

Dependent Variable: D(FARSA)
Method: Least Squares
Date: 05/28/16 Time: 02:10
Sample (adjusted): 2007M03 2015M09
Included observations: 103 after adjustments
Convergence achieved after 8 iterations
MA Backcast: 2007M02

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	19.73345	93.80679	0.210363	0.8338
AR(1)	-0.146409	0.187001	-0.782931	0.4355
MA(1)	-0.416163	0.174039	-2.391207	0.0187
R-squared	0.244430	Mean dependent var		26.44164
Adjusted R-squared	0.229319	S.D. dependent var		2111.688
S.E. of regression	1853.817	Akaike info criterion		17.91658
Sum squared resid	3.44E+08	Schwarz criterion		17.99331
Log likelihood	-919.7036	Hannan-Quinn criter.		17.94766
F-statistic	16.17525	Durbin-Watson stat		1.962587
Prob(F-statistic)	0.000001			
Inverted AR Roots	-.15			
Inverted MA Roots	.42			