جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا

كلية الدراسات العليا

كلية الدراسات التجارية

قسم الإقتصاد التطبيقي

بحث تكميلي لنيل درجة الماجستير في الإقتصاد التطبيقي (القياسي)

بعنوان :

المقارنة بين نموذج السلاسل الزمنية والإنحدار البسيط في التنبؤ بحجم المبيعات

دراسة حالة مؤسسة مطاحن الأبيض الحديثة من **الفترة (1995 – 2013م)**

The Comparison between time series and simple linear regression models in forecasting Sales Volume
Case study of El-obied Modern Mills (1995 - 2013)

إعداد الدارس

أبوذر إسماعيل مفرح إسماعيل

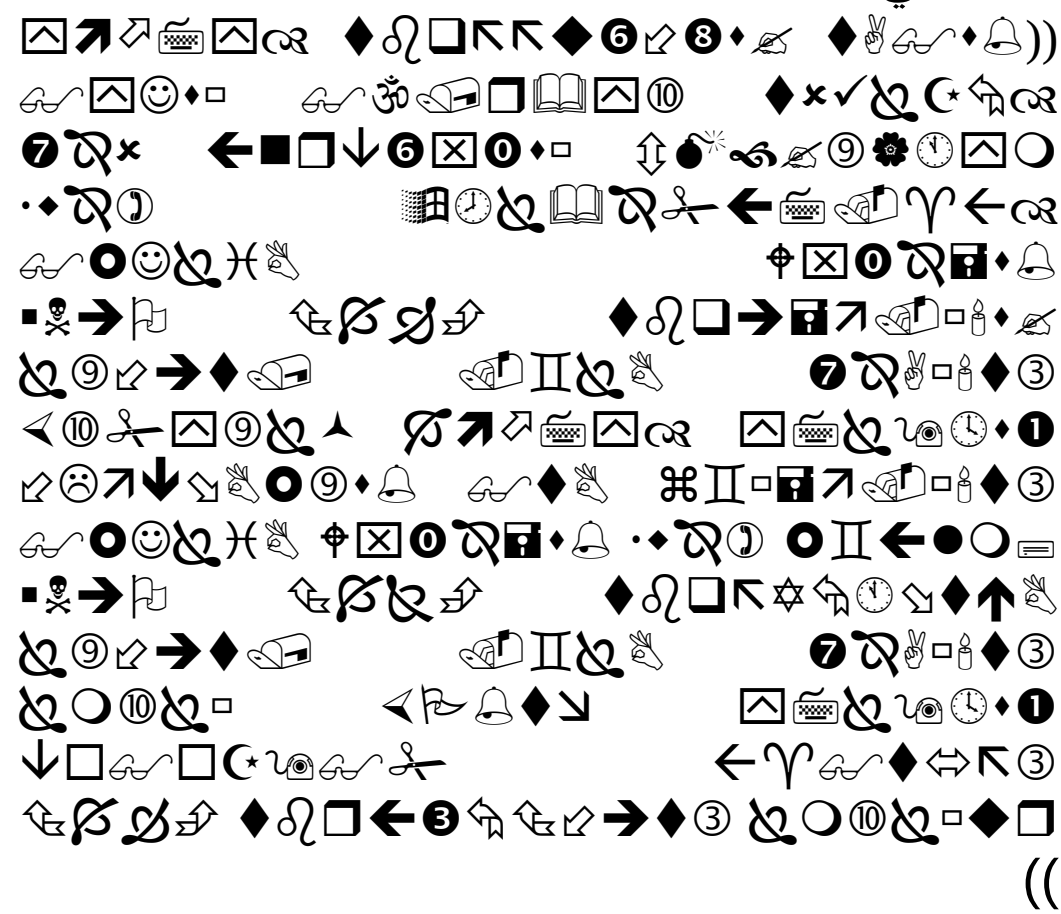
إشراف الدكتور

آمنة محمد عمر

2014م

إستهلال

قال تعالي :



صدق الله العظيم

سورة يوسف الآية (47-49)

اهداء

أمزج بحار الود والتقدير لأعبر عن ما تحمله دواخلي وأنا أهدي هذا البحث إلي قامات رفيعة

إلي أبي

الذي حملني في الحنايا وغرسني في سواد الأعين...

إلي أمي

التي لا يفتر قلبها بالتضرع والدعاء لي دوماً...

إلي الأخوة والأخوات

الذين أناروا لي طريق المستقبل

الأساتذة الأجلاء

الذين نهلتُ من بحار علمهم الواسعة ما استطعت

الأصدقاء والزملاء

إلي كل من ساهم وتعاون في إخراج هذا البحث ، أهديكم هذا العمل المتواضع.

الباحث

شكر و عرفان

الشكر للعلي القدير من قبل ومن بعد، مُعلم الإنسان ما لم يعلم ، وبقدر ما سبح لله مافي السماوات وما في الأرض.
وأتقدم بالشكر لكل من ساهم وشارك في إعداد هذا البحث ليخرج الي النور، بداية من جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا وأخص بالشكر

الدكتورة / **آمنة محمد عمر**

التي كانت لها اليد المبسوطة بالنصائح والتوجيهات لهذا البحث حتي بان للعيان، والشكر لجميع الأساتذة الكرام والزملاء لما وجدناه منهم من تعاون ومشورة ، والشكر لشركة مطاحن الأبيض الحديثة للغلال .

المستخلص:

قامت الدراسة بتحليل مبيعات شركة مطاحن الأبيض الحديثة في الفترة من (1995 – 2013م) بواسطة استخدام برنامج E-viewes وبرنامج SPSS-v16 وذلك بتكوين نموذج إنحدار خطي بسيط ونموذج للسلسلة الزمنية ومن ثم المقارنة بينهما لتحقيق أهداف الدراسة والتي تكمن في الوصول للنموذج الأكثر قوة في التنبؤ والتفسير .

إن الصعوبة التي واجهت البحث هي عدم إتخاذ البيانات نمط إتجاهي معين مما أدي إلى ضعف القوة التفسيرية لنموذج الإنحدار حيث بلغت قيمة ($R^2 = 0.35$) .

أما نموذج السلسلة الزمنية فبعد استخدام خيار Specter modeler في حزمة spss16 تبين أن النموذج الأنسب لطبيعة البيانات هو نموذج ARIMA (0,1,0) ،

وهو يفوق نموذج الإنحدار في قيمته التفسيرية حيث بلغت ($R^2 = 0.78$) وهو يتنبأ لكل قيمة بالقيمة السابقة لها كأفضل تقدير.

تمثلت أهم النتائج التي توصل إليها البحث في أنه عند غياب العلاقات السببية بين المتغيرات أو عدم توفير المعلومات الكافية حول المتغيرات التوضيحية فإن إسلوب السلاسل الزمنية يكون الأكثر دقة في عملية التنبؤ .

Abstract

The study analyzed the sales of El-obied modern mills company in period (1995 - 2013) by using E-views and SPSS-v16 programs for form simple linear regression model and time series And then making comparison between them to achieve the objectives of the study, which lies in the access to the most powerful model in the prediction and interpretation .

The problem which faced the study, data did not take specific directionally pattern which led to the weakness of the explanatory power of the regression model where the value of ($R^2 = 0.35$).

The time series model after using the option Specter modeler in the statistical package spss version16 was found appropriate model for the nature of the data is ARIMA (0,1,0) model. Its exceeds the regression model in explanatory value amounted (R^2 = 0.78), which predicts the any value by each previous value as best estimate.

The most important result of the study that when the absence of causal relationships between variables, or unavailable enough information about the explanatory variables , The time series to be a most accurate in forecasting process .

قائـــمة المحتويـــات

الموضــوع	الصفحة
البسملة	أ
آية قرانية (إستهلال)	ب
الإهداء	ج
الشكر	د
المستخلص	هـ
Abstract	و
قائمة المحتويات	ز- ح
قائمة الأشكال	ط
الفصل الأول :الإطار المنهجي والدراسات السابقة ونبذة تعريفية عن شركة مطاحن الأبيض الحديثة	
المبحث الأول : الإطار المنهجي	**1**
المبحث الثاني : الدراسات السابقة	**4**
المبحث الثالث : نبذة تعريفة عن شركة مطاحن الأبيض الحديثة	**7**
الفصل الثاني :الإطار النظري	
المبحث الأول : مفهوم النموذج والتنبؤ	**10**

مفهوم النموذج الإقتصادي	10
خصائص النموذج الإقتصادي	11
بعض مبادئ التنبؤ العلمي بإستخدام نماذج الإنحدار	13
مفهوم التنبؤ العلمي وأنواعه	14
المبحث الثاني : الإرتباط والإنحدار الخطي البسيط	17
الإرتباط وأنواعه	18
قياس الإرتباط	19
الإنحدار	19
تقدير معاملات الإنحدار بطريقة المربعات الصغري	21
خواص مقدرات المربعات الصغري	23
التفاوت الكلي والتفاوت المفسر والتفاوت غير المفسر	29
معامل التحديد	30
تحليل التباين في النموذج الخطي البسيط وإختبار مدي ملائمة النموذج	31
فترات الثقة لمعلمات الإنحدار الخطي البسيط	31
الفرض الإحصائي	32
خطوات إجراء الإختبار الإحصائي	33
المبحث الثالث : السلاسل الزمنية	35
مفهوم السلسلة الزمنية	35
عناصر السلسلة الزمنية	36
دراسة الإتجاه العام وطرق تعيينه	38
تحليل السلاسل الزمنية	49
الخصائص الإحصائية لصفة استقرار السلسلة	49
إختبارات الإستقرار	50
إختبار ديكي فولر	52
إختبار ديكي فولر الموسع	54
كيفية إزالة عدم السكون في السلسلة	57
إختبار مقدرة النموذج علي التنبؤ	58
الفصل الثالث :الجانب التطبيقي	
تحليل نموذج الإنحدار وفقاً لبيانات شركة مطاحن الأبيض الحديثة	61
تحليل نموذج السلسلة الزمنية وفقاً لبيانات شركة مطاحن الأبيض الحديثة	64
الفصل الرابع :النتائج والتوصيات	
خلاصة النتائج	67

التوصيات	68
المراجع	69
الملحقات	
جدول رقم (3-1) بيانات مبيعات الشركة خلال الأعوام من (1995م – 2013م)	70
نتيجة رقم (3-1) معاملات نموذج الإنحدار الخطي البسيط	71
نتيجة رقم (3-2) معامل ثيل لقياس القدرة التنبؤية	71
نتيجة رقم (3-3) منحني البواقي والقيم الفعلية والمتوقعة	72
نتيجة رقم (3-4) اختبار ديكي – فولر للإستقرار	72
نتيجة رقم (3-5) النموذج المحدد للسلسلة الزمنية	73
نتيجة رقم (3-6) إحصائيات النموذج المحدد للسلسلة الزمنية	73
نتيجة رقم (3-7) معاملات النموذج المحدد للسلسلة الزمنية	73
نتيجة رقم (3-8) القيم المتنبأ بها بواسطة نموذج السلسلة الزمنية	73
نتيجة رقم (3-9) توضح القيم المتنبأ بها بواسطة النموذجين	74

قائـــمة الأشـــكال

رقم الشكل	عنوان الشكل	الصفحة
1-3-1	شكل يوضح الهيكل التنظيمي للشركة	10
2-1-1	يوضح منهجية البحث في الإقتصاد القياسي	14
2-2-1	شكل يوضح إتجاه وقوة الإرتباط	21
2-2-2	شكل الإنتشار للدخل والإستهلاك	24
2-2-3	شكل يوضح ملائمة النموذج	29
2-2-4	شكل يوضح مناطق القبول والرفض	40
2-3-1	شكل خط الاتجاه العام لبيانات سلسلة افتراضية	43
2-3-2	شكل مركبة التغيرات الدوريه	44
2-3-3	شكل يوضح المركبة الموسمية	44
2-3-4	شكل يوضح مركبة الخطأ(التغيرات غير المنتظمه)	45

قائمة الجداول

رقم الجدول	عنوان الجدول	الصفحة
1-3	جدول مقارنة المقاييس الإحصائية بين النموذجين	
2-3	جدول القيم المتنبأ بها بواسطة النموذجين	

الفصل الأول

الإطار المنهجي والدراسات السابقة وتعريف شركة مطاحن الأبيض

المبحث الأول : الإطار المنهجي

المبحث الثاني : الدراسات السابقة

المبحث الثالث : تعريف شركة مطاحن الأبيض

المبحث الأول

الإطار المنهجي

مقدمة :

يشهد العالم تحولات إقتصادية عميقة وسريعة فإقتصاد السوق والعولمة يفرضون علي مجمل المؤسسات تحديات كبيرة للتأقلم مع هذه المستجدات, وذلك بالتخلي عن الأساليب القديمة لتسيير إدارت مختلف الوظائف الإدارية والبحث عن الوسائل الكفيلة لمواجهات ذلك بأساليب عصرية تنصب علي دعم الإصلاحات الإقتصادية حيث إن عملية إنعاش الإقتصاد تفرض تحديث طرق الإدارة بالشكل الذي يعمل علي تأهيل المؤسسات وجعلها قادرة علي المنافسة في الميدان الإقتصادي .

إن عملية تحديث طرق التسيير تهدف اساسا إلي التحكم في إختيار أفضل أدوات التسيير من أجل تحقيق اهداف المؤسسة الإقتصادية مثل تحقيق الربح , التوازن , البقاء, وبقاء المؤسسة وإستمرارها مرهون بكفاءة أداء مختلف إداراتها.

وأصبح النمو الاقتصادي وبقاء المؤسسة ذاتها في الميدان يتوقفان إلى حد كبير على كفاءة وظائفها الادارية عموما وادارة المبيعات خصوصا بما يسمح بمواجهة تلك التحديات , فتحديد حجم المبيعات يليه تحديد حجم الانتاج وتحديد حجم الانتاج يليه تحديد حجم التموينات بالمواد التى تستخدم فى الانتاج .

المشكلة:-

إذن من الضرورى أن تستخدم المؤسسة أساليب حديثة في ادارة المبيعات أو بالأخص فى تقدير حجم المبيعات وما يتبعه من تقدير جيد لأنشطة باقي الوظائف , فمن الناحية العلمية والعملية هناك طرق إحصائية مساعدة فى التنبؤ بحجم البيعات ومنها نماذج الانحدار التى تعتبر ان المبيعات دالة في متغير مستقل لمصاريف النقل أوتكاليف التوزيع , وأيضا هناك نماذج السلاسل الزمنية التى تعتبر إن المبيعات دالة فى الزمن , ولكلى النموذجين فرضياته التى يقوم عليها و كذلك المبررات التى تستدعي استخدامه والظروف التى تسمح بإستخدامه , ومن هنا تأتى المشكلة التى يمكن حصرها فى:-

1- مامدى فاعلية كل نموذج فى التنبؤ بحجم المبيعات

2- ماهو النموذج الأكثر تناسبا لتقدير حجم مبيعات المؤسسة.

3- معرفة تأثيرجودة النموذج (من الناحية الإحصائية)على عملية التنبؤ بحجم المبيعات.

أهمية الدراسة:-

تاتى أهمية الدراسة فى الآتى:-

1- توضيح مبررات و دواعى استخدام كل من النموذجين وفقا لما يتماشى مع الفرض من التقدير والهدف من التنبؤ.

2- تحديد أي نموذج يشتمل علي تحليل أدق وكفاءة أعلى فى التنبؤ بحجم المبيعات حتى على المدى البعيد لأجل التخطيط لأنشطة المؤسسة .

3- قلة البحوث في نطاق المقارنة والمفاضلة من حيث المقاييس الإحصائية والإقتصادية .

أهداف البحث:-

1. تفسير النماذج والأساليب الكمية الفعالة فى تسيير وإدارة المبيعات انطلاقا من التنبؤ والذى يعتبر أول خطوة لأى وظيفة ادارية خاصة في إدارة المبيعات.
2. تحسين تقديرات المبيعات من خلال تحديد النموذج المناسب للتقدير.

الفرضيات:-

يمكن ان نفرض استناداً لإشكالية البحث أفضلية (أوكفاءة) النموذج المستخدم فى التنبؤ نتوقف على مجموعة من الإعتبارت الإحصائية (الجودة,المعنوية الاحصائية ، دقة القياس...)لا على طبيعة النموذج فى حد ذاته.

ويمكن أن نأتى بالفرضيات التالية:-

1- نموذج تقدير حجم المبيعات يأخذ عوامل تتعلق بالمبيعات (المنتج) في حد ذاتها.

2- نموذج السلسلة الزمنية أكثر دقة في وصف البيانات نسبة لإختلاف أشكاله حسب طبيعة البيانات .

المنهج المستخدم:-

يتم الإعتماد على المنهج الوصفى التحليلى فى ما يتعلق بالجانب النظرى للموضوع ,نظراً لأنه يتوافق مع مقام تقدير الحقائق وفهم مكونات الموضوع ، أما الجانب التطبيقى (الميدانى) يتم الإعتماد على منهج دراسة الحالة والتحليل بواسطة برنامج (Eviews) والمنمذج الخبير (specter modeler) في برنامج SPSS (version 16) (وهو خيار يبحث تلقائيا عن النموذج الأنسب من بين نماذج السلاسل الزمنية للبيانات المعطاة) وحيث تم اختيار مؤسسة مطاحن مدينة الأبيض الحديثة كنموذج للتطبيق بإعتبارها أحد المؤسسات الإنتاجيه.

مصادر البيانات :

المصادر الثانوية وهي تمثل البيانات التي يتم التحصل عليها من شركة مطاحن مدينة الأبيض وأيضاً من خلال الإطلاع علي الكتب والمراجع والبحوث ذات الصلة في موضوع البحث ومواقع الإنترنت .

الحدود المكانية والزمانية للبحث :

الحدود المكانية – السودان- شركة مطاحن مدينة الأبيض

الحدود الزمانية من عام 1995 – 2013م .

هيكل البحث :

تشتمل الدراسة علي أربعة فصول بداية بالإطار المنهجي والدراسات السابقة والفصل الثاني اشتمل علي الإطار النظري ويحتوي علي ثلاثة مباحث يجيئ مفهوم النموذج والتنبؤ في أولها ، وثانيها الإرتباط والإنحدار الخطي البسيط وثالثها مفهوم السلاسل الزمنية ، أما الفصل الثالث يشتمل علي الجانب التطبيقي وفيه تقدير وتقييم نموذج الإنحدار الخطي البسيط وكذلك نموذج السلاسل الزمنية وأخيراً نجد الفصل الرابع وبه مناقشة النتائج والإستنتاجات والتوصيات التي خرجت بها الدراسة .

المبحث الثاني

الدراسات السابقة

1. دراسة/ بلقيس عمر سعيد 2004م (بحث لنيل درجة الماجستير في الإحصاء التطبيقي من جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا بعنوان : تطبيق نماذج بوكس – جنكيز للسلاسل الزمنية علي بيانات إنتاج الذرة الرفيعة في السودان في الفترة (1953 – 2004م)

نسبة لأهمية الذرة للانسان والحيوان كان لابد من الحوجة إلي التنبؤ المستقبلي من خلال بناء نموذج رياضي يمثل الانتاج، هذه المشكلة التي يحاول البحث حلها. والبيانات التي استخدمت في الدراسة تتمثل في بيانات انتاج الذرة الرفيعة في السودان في الفترة (1953 – 2004م) تم الحصول عليها من وزارة الزراعة والغابات . أما الإدارة الاحصائية التي تم اختيارها البناء النموذج المطلوب فهي تستند إلي منهجية بوكس جنكيز للتنبؤ بالسلسلة الزمنية.

وخلص البحث أن نموذج (Arima (1.1.0 هو النموذج الأفضل من بين نماذج أريما لتمثيل الذرة الرفيعة في السودان في الفترة المذكورة.

2. دراسة/ محمد عبدالله موسى محمد 2011م بحث لنيل درجة الماجستير في الإحصاء التطبيقي من جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا بعنوان : بناء نموذج لتوليد الطاقة الكهرومائية باستخدام تحليل السلاسل الزمنية وتحليل الانحدار .

عمل البحث علي إقتراح نموذج احصائي باستخدام السلاسل الزمنية وتحليل الانحدار للتوليد المائي للطاقة الكهرومائية واعتمد البحث المنهج التحليلي الاستنتاجي ، حيث تم عرض بيانات من سجلات الشركة السودانية للتوليد المائي مأخوذة علي اساس سنوي من 1965 – 2010م) ، ومن أهم الإستنتاجات والتوصيات التي شملها البحث أن السلسلة الزمنية قيد الدراسة غير مستقرة مما تتطلب تحويلها الي سلسلة مستقرة ، وأن النموذج المقترح صالح لأن يستخدم من قبل الجهات التخطيطية لمعرفة الإتجاهات المستقبلية لها .

3. دراسة/ منتصر أحمد عثمان 2009م (بحث لنيل درجة الماجستير في الإحصاء التطبيقي من جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا بعنوان : إستخدام تحليل السلاسل الزمنية للتنبؤ بكميات الأمطار السنوية في ولاية كسلا)

هدف البحث الي اقتراح نموذج يمكن من خلاله التنبؤ بكمية الأمطار السنوية في ولاية كسلا حتي تتمكن الجهات المختصة من توظيف مياه الأمطار بصورة مثلي وتتجنب الآثار السالبة للأمطار.

تم جمع البيانات والتي تمثل كميات الأمطار من سنة 1960م وحتي 2007م . فتوصل الباحث إلي أن البيانات لا يوجد بها إتجاه عام ولا توجد بها تغيرات منتظمة أي أن السلسلة تمثل سلسلة زمنية ساكنة ، وتوصل أيضاً إلى أن النموذج المناسب لتقدير كمية الأمطار السنوية في ولاية كسلا هو نموذج ARMA (1,1) وأن الأخطاء الناتجة من تطبيق هذا النموذج تتبع التوزيع الطبيعي وهي مستقلة عن بعضها البعض.

4. دراسة / داليا محمد اسماعيل أحمد 2008م (بحث لنيل درجة الماجستير في الإقتصاد القياسي من جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا بعنوان : استخدام نموذج الإنحدار لدراسة مشكلة التضخم في السودان) ، دالة نموذج الانحدار لدراسة مشكلة التضخم في السودان (1975 – 2006م). ويهدف البحث إلي دراسة مشكلة التضخم في السودان من خلال نموذج الانحدار حيث اتبع الباحث اسلوب المنهج الوصفي بالاضافة إلي منهج الاقتصاد القياسي في التحليل .

تمثلت مشكلة الدراسة في الاجابة علي الاسباب التي أدت إلي مشكلة التضخم في السودان والطرق التي استخدمت في علاج المشكلة. وتستند فرضية الدراسة علي فردية العلاقة بين التضخم وكل من عرض النقود والتمويل بالعجز وسعر الصرف وعكسية العلاقة بين التضخم الناتج المحلي الاجمالي. ويعتبر نموذج المعادلات الآنية أنسب نموذج لتغيير ظاهرة التضخم في السودان حيث تمثل النموذج في معادلتي الانحدار.

Inf: f(Ms,gdp,Exch)

Exch = f((Inf,Gdp)

أوصت الدراسة بضرورة ترشيد السيولة النقدية في الاقتصاد كما أوصت جهات الاختصاص بتمويل المشاريع المنتجة لأنها تؤثر في زيادة الناتج المحلي الاجمالي.

5. دراسة / جار النبي بابو جار النبي ضحية 2008م (بحث لنيل درجة الماجستير في الإقتصاد التطبيقي من جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا بعنوان : استخدام نموذج الإنحدار العام في تقدير دالة الواردات في السودان(1960-2005م)

للوصول إلى أفضل نموذج كانت فرضيات الدراسة أن هناك علاقة طردية بين كل من (سعر الصرف ، الناتج المحلي الإنتاجي ، الصادرات ، الإستثمار) والواردات . وقد توصلت الدراسة إلى أن

الواردات دالة في كل من (سعر الصرف ، الإستثمار ، الناتج المحلي الإجمالي ، الضرائب الجمركية والصادرات) .

أوصت الدراسة بإستخدام النموذج في التنؤ بناءاً علي قوته التنبؤية الكبيرة (علماً بأن قوته التفسيرية 55% وما نسبته 45% يمكن أن يعزي لعوامل أخري غير مضمنة في النموذج وسعر الصرف هو أهم متغيرات النموذج ويفسر 37%).

6. دراسة / عمر الطيب المهدي أحمد 2009م (بحث لنيل درجة الماجستير في الإحصاء من جامعة النيلين بعنوان : التنبؤ الإحصائي للسلاسل الزمنية المعدلة لصادرات السودان من السمسم)

يهدف البحث إلى إستنباط نموذج تنبؤ إحصائي للبيانات المعدلة بطريقة التفكيك التقليدية وذ لك من خلال مقارنة نموذج التمهيد الأسي البسيط بنموذج ARIMA . وخدمة لأهداف البحث فقد قام الباحث بإختبار الفرضية التي تقول بأن نموذج ARIMA يعطي تنبؤ مستقبلي لبيانات السمسم المعدلة أفضل من نموذج التمهيد الأسي البسيط ، وقد أثبتت الدراسة صحة هذه الفرضية . وخلص البحث الي أن النظام المتبع في مجال الصادرات السودانية لا ينتهج اسلوب التحليل الإحصائي والذي يعطي نتائج يعتمد عليها في إتخاذ القرارات السليمة . كما أوصت بضرورة تبني نظام التحليل الإحصائي في مجال الصادرات السودانية تركيزاً علي الصادرات الزراعية منها .

7. دراسة / أمير حسين حمد 2004م (بحث لنيل درجة الماجستير في الإحصاء من جامعة النيلين بعنوان : نموذج قياسي للتقدير والتنبؤ بإستهلاك الطاقة الكهربية في السودان (دراسة حالة ولاية الخرطوم 1982-2002م)) .

لصياغة نموذج التقدير والتنبؤ بإستهلاك الطاقة الكهربية اتبعنا منهجية بوكس –جنكيز في تحليل السلاسل الزمنية ، وتم التحليل بإستخدام برنامج SPSS حيث تم تسكين البيانات من خلال تثبيت التباين بالتحويلة اللوغريثمية كما تم التخلص من أثر الموسمية بأخذ الفرق الأول .وبعد ذلك وجد أن نموذج المتوسطات المتحركة الموسمية والمتتالية هو الأفضل بالنسبة للسلسلة من الرتبة الأولي ARIMA (0,1,1) (0,1,1)12 وبعد ذ لك تم تقدير المعالم وفحصها ، وأخيراً تم التنبؤ للأعوام 2000 / 2001 / 2002 .

مقارنة البحث مع الدراسات السابقة

إن الدراسات السابقة جميعها كان مضمونها دراسة نموذج واحد فقط إما أن يكون نموذج إنحدار أو نموذج سلسلة زمنية ومن ثم تتم دراسة النموذج وجميع معاييره . أما في هذا البحث فكان المضمون هو

تكوين نموذجين لنفس البيانات أحدهما نموذج إنحدار خطي بسيط والآخر نموذج سلسلة زمنية ومن ثم المقارنة بينهم من حيث المعايير الإحصائية وبساطة النموذج والقوة التنبؤية .

المبحث الثالث

نبذة تعريفية عن شركة مطاحن الأبيض الحديثة

تقع شركة مطاحن الأبيض الحديثة بالمنطقة الصناعية الجديدة بمدينة الأبيض فى ساحة قدرها 16500م2 على بعد 500م تقريباً من خط السكة الحديدي وبجوار الطريق المسفلت حتى المصفاة.

النشأة والتاسيس :

أسست المطاحن الحديثة فى عام 1992م وباشرت إنتاجها فى أبريل 1995م وهى شركة محدودة مسجلة حسب قانون الشركات لعام 1925م .

المؤسسون والمساهمون :

قامت المطاحن الحديثة بجهد مشترك بين ولايات كردفان الكبري متمثلة فى شراكاتها (كردفان للتنمية والتجارة- شيكان للنقل) بالإضافة إلى مؤسساتها متمثلة فى جامعة كردفان والإتحاد التعاونى بشمال كردفان وبعض الشركات الأخرى بولاية كردفان (كمؤسسين) .

إضافة الى بنك النيلين للتنمية الصناعية والصندوق القومى للمعاشات (مساهمين رئسيين)

الإمكانيات الفنية المادية :

الماكينات : إيطالية الصنع من شركة قولفتو- بطاقة تصميمية 120طن/اليوم وتقوم بالآتي:

- طحن طويل للقمح الرطب والجاف
- ماكينة خلط المحسنات بالدقيق

الصوامع : يوجد بالمطاحن (10) صوامع لحفظ خام القمح بسعة (70) طن لكل صومعة منها(5) صوامع للخام و(5) للترطيب .

بالإضافة إلى وجود (2) صومعة للدقيق المنتج بسعة (45) طن توجد (صالة انتاج) للدقيق بسعة (12000)جوال بمساحة 25م*20م.

محطة كهرباء احتياطية:

يوجد عدد (2) مولد كهرباء إحتياطى ماركة بيركنز500(K V A) (وال KVA وهي القدرة الحقيقية للحمل او القدرة التي يستهلكها الحمل فعليا وتساوي 1000 VA ويقرأ كيلو فولت امبير ويحسب من المعادلة S=V*I)[1] تستخدم فى حالة قطوعات الكهرباء تكفي لتشغيل المصنع بكاملة . المحطة مزودة بجهاز

[1] http://www.arab-eng.org/vb/t124022.html

لتحسين وترشيد الكهرباء العامة بالمطاحن.(b.f.c) وهي (منظم فلتر الهواء AIRTAC) bfcنوذج مصنع من اسطوانة تعمل بالهواء المضغوط والتجهيزات الهوائية، وعلاج مصدر الهواء وهو من هندسة Backup Flight Computer [2])

إمداد المياة:

يوجد بالمطاحن عدد (2)خزان مياه منها خزانين أرضيين بسعة (100)برميل لكل خزان ، بالإضافة إلى وجود صهريجين بسعة (30) برميل لكل صهريج . بالإضافة إلى وجود عدد (2) خط ناقل للمياه منها خط بديل من مصدر إضافي اخر.

ورشة الصيانة:

توجد ورشة مساحتها 15م*8م مزودة بجميع المعدات اللازمة للصيانة مع توفير قطع الغيار للصيانة الدورية والطارئة .

الموازين :

المصنع مزود بوحدة ميزان طرناطة إلكترونية بحمولة (80) طن ملحق بناسخة إلكترونية بالإضافة لوجود الموازين المتحركة والموازين الإلكترونية الملحقة بالمصنع لمراجعة الأوزان .

الأمكانيات البشرية :

يوجد بالمصنع قوى عاملة مدربة في جميع التخصصات تضم أربعة مهندسين فى مجال الصيانة والكهرباء والإنتاج إضافة الى إداريين ومحاسبين وفنيين وتضم القوة وحدة الأمن لدعم المراقبة والحراسة المرجوة .

المبانى :

يضم مبنى المطاحن المبنى الرئسى المكون من أربعة طوابق بإرتفاع 23م بمساحة قدرها 280م2 للماكينات زائد مبانى الإدارة وبها عدد (9) مكاتب بأحجام مختلفة .بمساحة (15م*20م) يضمها سقف واحد ، ومخازن كبيرة لحفظ الخام بمساحة قدرها 200م2 يسع المخزن الواحد لما لا يقل عن 30,000 جوال قمح ، ومخازن أخرى للوقود والإسبيرات والخدمات كما يوجد مسجد لأداء شعيرة الصلاة وجميع هذه المبانى مشيدة بالطوب الأحمر محاطة بسور خارجى مؤمن بالسلك الشائك .

الشركة مزودة بغرف للأمن والخفراء والسائقين والمنافع الأخرى ومربوطة بشبكة إتصال داخلى وخارجى وتمتلك أسطول من العربات الصغيرة والمتوسطة لترحيل العاملين وتوزيع الإنتاج ونقل الخام .

المزايا التجارية :

تحتفظ المطاحن بعضوية غرفة المطاحن المركزية والمحلية وتمتلك سجل تجاري ساري المفعول وتحتفظ بعضوية اتحاد أصحاب العمل بالأبيض ولديها علاقات تجارية مميزة مع البنوك والعملاء بالسوق المحلى والبيوتات التجارية بالأبيض والخرطوم ولديها ماركة مسجلة (الترس) للدقيق المنتج ذو سمعة طيبة بالأسواق ووسط الزبائن .

[2] http://ar.bossgoo.com/product-detail/airtac-afc-bfc-series-fr-l-1178935.html

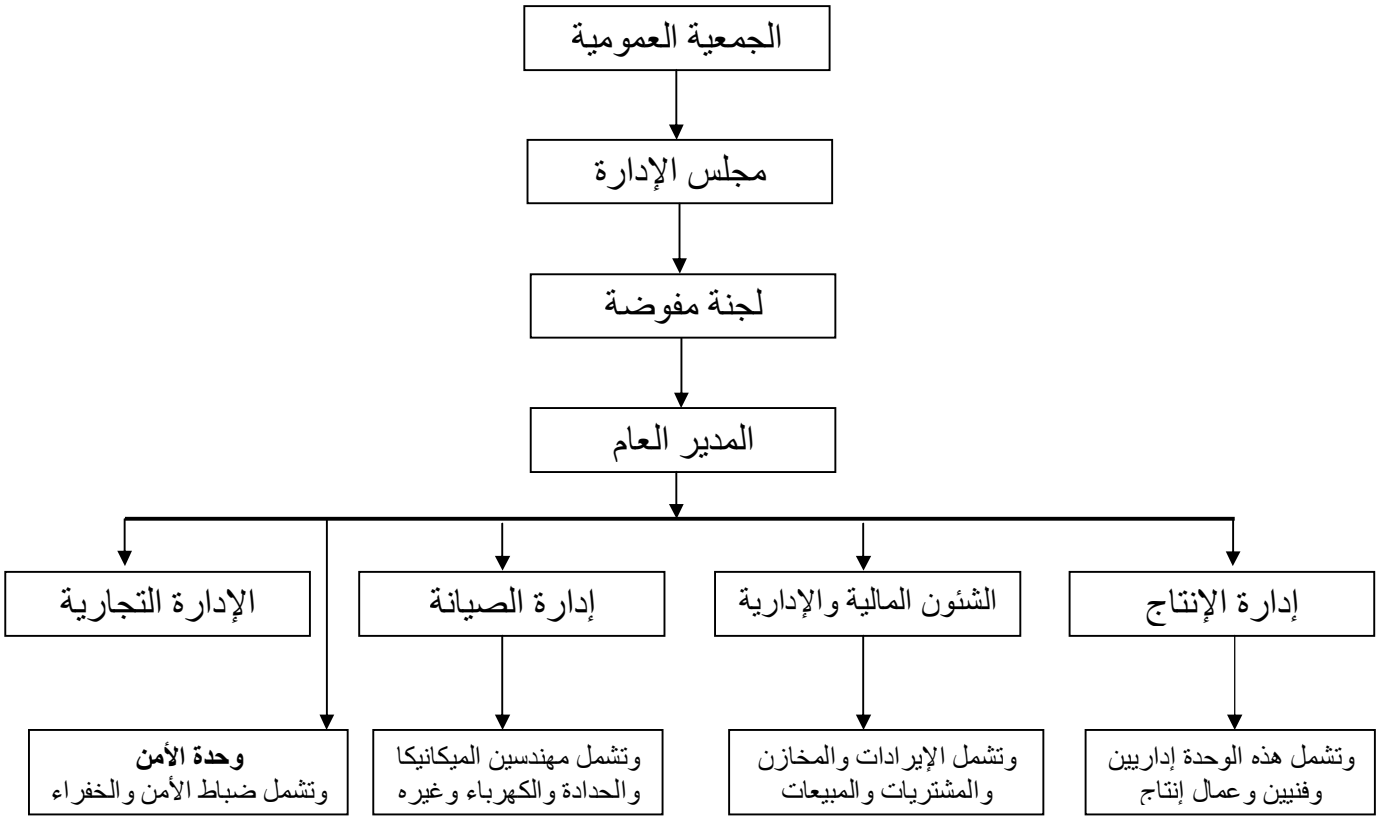
موقع المطاحن بمدينة الأبيض يعطيها فرصة للإتصال بغرب وجنوب البلاد عبر مطار الأبيض الدولى والسكة حديد والطرق البرية المعبدة .

إسهامات تحقيق الاهداف :-

تسهم المطاحن فى تحقيق التنمية الإقتصادية بالمنطقة من خلال تعظيم العائد على راس المال وتحقيق دخول إضافية للممولين وإيجاد فرص عمل للعمالة وتدريب الطلاب وتوفير الأمن الغذائى .

الهيكل التنظيمي للشركة :

يأتي الهيكل التنظيم للشركة بصورة مبسطة بعد أن تم تجميد قسم الإدارة التجارية و وزعت شئونها علي الأقسام الأخري ، وهو كالآتي :



شكل (1-3-1) يوضح الهيكل التنظيمي للشركة

المصدر : شركة مطاحن الأبيض الحديثة

الفصل الثاني

الإطار النظري

المبحث الأول : مفهوم النموذج والتنبؤ

المبحث الثاني : الإرتباط والإنحدار الخطي البسيط

المبحث الثالث : السلاسل الزمنية

المبحث الأول

مفهوم النموذج والتنبؤ

(2.1.1) مفهوم النموذج الإقتصادي :

ويقصد بالنموذج الإقتصادي الصورة المبسطة التي تمثل النشاط الإقتصادي للدولة أو القطاع الخاص في شكل رموز رياضية وقيم عددية ، كما يعرف علي أنه مجموعة (منظومة) من العلاقات الإقتصادية التي تصاغ بصيغة رياضية تسمي معادلة أو مجموعة معادلات لتوضح سلوكية أو ميكانيكية هذه العلاقات بين المتغيرات الإقتصادية ، والغرض منها تسهيل وصف طبيعة تلك العلاقات (تحديد العوامل التي تؤثر فيها) بصورة خالية من التفاصيل والتعقيدات ، وممثلة للواقع . وكذلك الحصول علي تقديرات لمعالم المعادلات والتي تعرف بالمعادلات الهيكلية . وتصاغ هذه العلاقات الإقتصادية في أشكال دالية تسمي نموذجاً .

ويعرف لنموذج الإقتصادي أيضاً علي أنه مجموعة إفتراضات حول سلوك الأفراد والمؤسسات (مستهلكين أو منتجين)ويتم علي أساسها تحديد النموذج الإقتصادي كماً وتبني عليها التحاليل الإقتصادية .

أما النموذج القياسي Econometric Model فهو نموذج إقتصادي يتضمن إضافة إلى العلاقات النظرية الممثلة رياضياً متغيرات عشوائية ، وهو يتكون من معادلة واحدة مثل معادلة الطلب أو عدة معادلات تسمي بالمعادلات الآنية Simultaneous equations ، وتسمي المعادلات التي يتكون منها النموذج بالمعادلات الهيكلية لأنها توضح الهيكل الأساسي المراد بناؤه لأغراض التحليل الكمي للعلاقة بين المتغيرات المختلفة ويرمز لها برموز رياضية، فمثلاً لدخل الفرد بالرمز (X) ولإستهلاكه بالرمز (y) وتصور العلاقة بين المتغيرات الإقتصادية في صورة دالية : $Y = f(X)$ أي أن كل تغير في قيمة المتغير المستقل (X) يؤثر في قيمة المتغير التابع (Y) . وتحكم العلاقة بين المتغيرات المختلفة بعدد من الصيغ أبسطها وأكثرها شيوعاً الصيغة الخطية $Y = \alpha + \beta X + \mu$ [3]

أهداف النموذج الإقتصادي :

يهدف النموذج الإقتصادي إلى تبسيط الواقع من خلال بناء نموذج إقتصادي لا يحتوي علي جميع تفاصيل الظاهرة الإقتصادية المراد دراستها بل يتضمن العلاقات الأساسية بها بل والغرض منها تسهيل وصف طبيعة تلك العلاقات بصورة خالية من التفاصيل والتعقيدات ، وممثلة للواقع بمعني أنها لا تعكس الواقع الإقتصادي وإنما تعطى صورة مقربة منه . لذلك يمكن تلخيص أهداف النموذج في الاتي :

1. دراسة وتحليل الهيكل الإقتصادي القائم .
2. تقييم السياسة الإقتصادية القائمة أو المقترحة .
3. التنبؤ بقيم الظاهرة الإقتصادية المدروسة .

(2.1.2) خصائص النموذج الإقتصادي :

[3] أحمد عبد الله ابراهيم أحمد ، مقدمة في الإقتصاد القياسي ، شركة مطابع السودان للعملة المحدودة ، الخرطوم ، ص أماكن متعددة

لكي يكون النموذج قادراً علي قياس العلاقات الإقتصادية لا بد وأن تتوافر فيه الخصائص التالية :

1. مطابقته للنظرية الإقتصادية ، بحيث يصف الظاهرة الإقتصادية بشكل صحيح ، أي تطابق متغيرات النموذج مع منطوق (فروض) النظرية أفقتصادية .
2. قدرته علي تفسير المشاهدات الواقعية ، بحيث يكون متناسقاً مع السلوك الفعلي للمتغيرات الإقتصادية التي تحدد العلاقة بين هذه المتغيرات . بمعني تطابق تقدير معلمات النموذج وقيمها الواقعية .
3. دقته في تقدير المعلمات ، أي أن هذه التقديرات يجب أن تكون أفضل تقريب للمعلمات الحقيقية وتأتي هذه الدقة من خصائص هذه التقديرات بصفات مرغوبة يحددها الإقتصاد القياسي مثل خاصية عدم التحيز والإتساق والكفاءة .
4. القدرة علي التنبؤ بقيم مقبولة للمتغيرات الداخلية بحيث يعطي تنبؤات مرضية للقيم المستقبلية .
5. البساطة ، يجب أن يبرزالعلاقات الإقتصادية بأقصي حد ممكن من البساطة ، فكلما قل عدد المعادلات وكان شكلها الرياضي أبسط ، أُعتبر النموذج الإقتصادي مقبولاً من الناحية التطبيقية .

منهجية البحث في الاقتصاد القياسي The Econometrics Methodology:

على الرغم من أن النظرية لا تكفي وحدها لتحقيق الغايات، ولكن هذا لا يعني أنها غير ضرورية فهي توفر افتراضات محدودة واستنتاجات منطقية عن الواقع. ويمكن أن تكون نقطة انطلاقة مناسبة للبحث التطبيقي حيث أنها تسبق الاقتصاد القياسي لأنها تضع الفرضيات التي تفسر السلوك الاقتصادي وتكون مهمة الاقتصاد القياسي اختبار هذه الفرضيات للتأكد من صحتها أي مواجهة النظرية بالواقع. وبصورة عامة يتحدد منهج البحث في الاقتصاد القياسي في الخطوات الآتية:

1- مرحلة توصيف النموذج Specification of the model:

هي مرحلة بناء النموذج وعبراة عن التعبير عن النظرية الاقتصادية في شكل معادلة أو مجموعة من المعادلات. وهي أهم مراحل نماذج الاقتصاد القياسي حيث يتم تحديد:

أ – تحديد المتغيرات التابع منها والمستقل.

ب – نوع الصيغة الرياضية للمعادلة (خطية أو غير خطية)

ج – تعيين التوقعات النظرية لإشارات معالم الدوال (شكل الانتشار)

2- مرحلة تقييم النموذج القياسي Evaluation of the Est Model

وهي مرحلة الحصول على التقديرات الرقيمة لمعالم هذا النموزج التي يتكون من عدة صيغ رياضية وتقييم المقدار. التقديرات تعتمد على عدد من المعايير هي:

أ – معايير نظرية اقتصادية وهي المتعلقة بحجم وإشارة المعاملات مثل المرونات.

ب – معايير إحصائية وهي عدد من الاختبارات تجرى لتحديد درجة الاعتماد على تقديرات معاملات المنوذج مثل اختبارات معنوية النموذج للانحدار باستخدام F و R2 إلى اختبار معامل الارتباط بـ t أو.Sy Error = S.E.

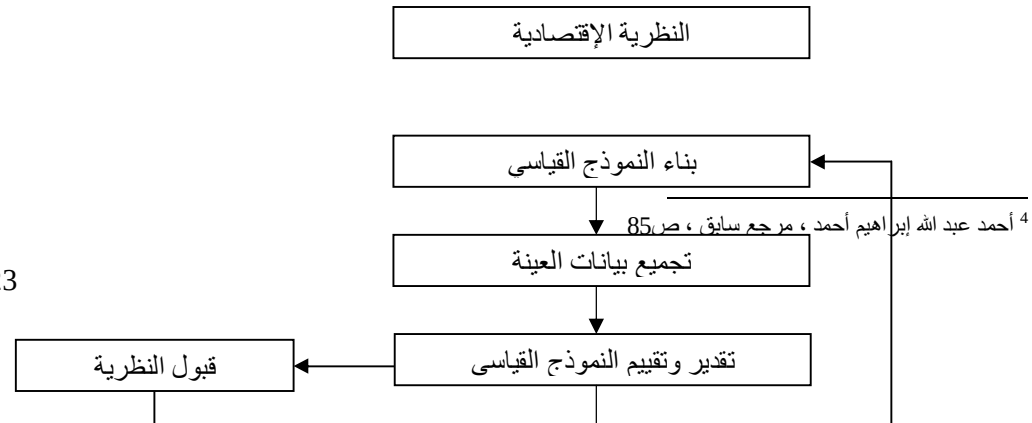
ج – معايير قياسية واختبارات للتقييم مثل اختبار عدم وجود ارتباط خطي أي ذاتي، اختبار عدم التجانس، اختبار القوة التنبؤية للنموذج.

3- مرحلة تقدير النموذج القياسي Estimation of Model:

وهي المحاولة إلى تقديرات مقبولة لقيم المعاملات للمتغيرات المستقبلية. وتتم هذه المرحلة بعد تجميع البيانات وهي تحويل العلاقات النظرية الدالية إلى رياضية.

4- مرحلة التطبيق والتنبؤ Application and Forecasting:

وهي المرحلة الأخيرة في البحث حيث يستخدم النموذج المقدر والذي اجتاز جميع الإختبارات في التنبؤ بالقيم المستقبلية[4].



[4] أحمد عبد الله إبراهيم أحمد ، مرجع سابق ، ص85

شكل (1-1-2) يوضح منهجية البحث في الإقتصاد القياسي

المصدر : أحمد عبد الله إبراهيم أحمد ، مرجع سابق ، ص95

(2.1.3) بعض مبادئ التنبؤ العلمي باستخدام نماذج الانحدار

Forecasting with Regression models

لقد أشرنا سابقاً إلى أن من أهم أهداف الاقتصاد القياسي التنبؤ بسلوك الظواهر الاقتصادية. ويشير بعض المختصصين في مجال الاقتصاد القياسي إلى ضرورة التمسك ببعض المبادئ الأساسية المفيدة في عملية التنبؤ. ومن اهم هذه المبادئ:

1. استخدام النماذج البسيطة قدر الإمكان في عملية التنبؤ.
2. استخدام أكبر قدر ممكن من البيانات المتاحة.
3. استخدام النظرية الاقتصادية في بناء نماذج التنبؤ بدلاً من الاعتماد على البيانات، وإن كانت البيانات تفيد في تحديد عدد الفجوات الزمنية التي يتعين إدراجها في بعض النماذج، وفي حين أن النظرية قد لا تفيد في ذلك.
4. مازالت طريقة المربعات الصغرى العادية تعتبر من أفضل الطرق التي تستخدم في تقدير نماذج التنبؤ باستخدام القيم الأصلية.
5. تعتبر النماذج الاستقرائية للاتجاه أفضل في التنبؤ من النماذج السببية في حالة أن تكون البيانات اللازمة لتقدير الأخيرة غير متوفرة أو غير دقيقة. وسوف نتعرض في ذهذا الفصل لهذا الهدف من خلال التركيز على أربع نقاط نتناولها في الأتي:

(2.1.4) تعريف التنبؤ العلمي :

يمكن تعريف التنبؤ العلمي بأنه تقدير كمي للقيم المتوقعة للمتغيرات التابعة في المستقبل القريب بناءاً على ماهو متاح لدينا من معلومات عن الماضي والحاضر.

ويلاحظ هنا أن التنبؤ العلمي يفترض أن سلوك الظواهر الاقتصادية في المستقبل القريب ما هو إلا إمتداد لسلوك هذه الظواهر في الماضي القريب. ومن ثم فإن حدوث تغيرات فجائية لم تكن متوقعة من الممكن في هذا الصدد أن نفرق بين أنواع عديدة من التنبؤات وفقاً لعدد من المعايير:[5]

1/ **صيغة التنبؤ:** ونفرق هنا بين تنبؤ النقطة وتنبؤ الفترة. أما عن تنبؤ النقطة فهو يتمثل في التنبؤ بقيمة واحدة للمتغير التابع في كل فترة مقبلة. مثال ذلك التنبؤ بالقيمة المتوقعة للادخار القومي بأن تكون 100 مليار جنيه عام 2010م. وفيما يتعلق بتنبؤ الفترة فهو يتمثل في التنبؤ بمدى معين تقع داخله قيمة المتغير التابع بإحتمال معين. مثال ذلك التنبؤ بالقيمة المتوقعة للادخار القومي بإن تقع بين حدين هما 90 مليار جنيه كحد أدنى، و110 مليار جنيه كحد أعلى باحتمال 95% أو99%.

2/ **فترة التنبؤ:** يمكن التفرقة أيضاً بين نوعين من التبؤ وفقاً لمعيار فترة التنبؤ: تنبؤ بعد التحقق وتنبؤ قبل التحقق ويلاحظ أن كلا النوعين يتنبأ بالقيم المتوقعة للمتغير التابع في فترة تالية للفترة التي تم تقدير النموذج خلالها. غير أن التنبؤ بعد التحقق يتوقع قيماً للمتغير التابع في فترة متاح عنها بيانات فعلية، وهذا يتيح فرصة التأكد من مدى صحة التوقعات من خلال مقارنتها بالبيانات الفعلية المتاحة. ومن الأمثلة على ذلك أن تكون السنة الحالية هي عام 2004م، وأن نقوم بتقدير دالة الادخار عن الفترة 1970- 2000م، ثم نقوم باستخدام هذه الدالةت المقدرة في التنبؤ بقيمة الادخارفي عام 2001-2003م وهي أعوام تتاح عنها بيانات فعلية خاصة بالادخار كمتغير تابع وبالدخل كمتغير تفسيري. أما فيما يتعلق بالتنبؤ قبل التحقق فهو يتوقع بقيم المتغير التابع في فترات مستقبلية لا تتاح عنها بيانات خاصة بالمتغير التابع. ومن الأمثلة على ذلك أن نتوقع قيمة الإدخار عام 2007م ونحن في عام 2004م ، وهناك من يفرق بين ثلاثة انواع لفترة التنبؤ. فإذا افترضنا أن لدينا بيانات فعلية عن الفترة 1970- 1996م، ثم قمنا بأخذ عينة من هذه البيانات للفترة 1970- 1985م واستخدمناها في تقدير معادلة الإنحدار $Y = \alpha + \beta X + u$ فعندئذ يمكن الحصول على التنبؤات لثلاث فترات:

أ/ تنبؤات داخل العينة In-Sample Forecasts وهي تنبؤات المتغير التابع (Y_t) التي يمكن الحصول عليها بالتعويض عن القيم الفعلية للمتغيرات المستقلة (X_{it}) خلال فترة العينة 70- 1985م. وتسمى أحياناً بالقيم الممهدة Fitted values.

[5] عبد القادر محمد عبد القادر عطية ، الحديث في الإقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق ، الدار الجامعية ، مصر ، الإسكندرية ،ص متعددة .

ب/ تنبؤات محققة خارج العينة Out-of-Sample Forecasts وهي التنبؤات التي يمكن الحصول عليها للمتغير التابع باستخدام القيم الفعلية المتوفرة للمتغيرات المستقلة خلال الفترة خارج العينة 86- 1996م والتي تتوفر فيها بيانات فعلية عن كل من (Y_t) ، (X_{it}). وتستخدم هذه التنبؤات عادة لإختبار مقدرة النماذج المختلفة على التنبؤ وذلك بمقارنة القيم الفعلية للمتغير التابع (Y_t) خارج فترة العينة بالقيم المتوقعة باستخدام هذه النماذج خلال نفس الفترة.

ج/ تنبؤات مستقبلية Ex-ante Forecasts وهي التنبؤات الخاصة بالمتغير التابع في فترة مستقبلية (بعد 1996م) لا تتوفر فيها بيانات فعلية عن المتغير التابع أو المتغيرات المستقلة. وهذه هي التنبؤات التي نقصدها في محاولات التنبؤ العلمي.

3/ درجة التأكد: يمكن التفرقة وفقاً لهذا المعيار بين نوعين من التنبؤ هما:

التنبؤ المشروط والتنبؤ غير المشروط ويوجد هناك إختلاف بين الكُتاب حول ما هو مقصود بالتنبؤ المشروط والتنبؤ غير المشروط. وسوف نأخذ بالتعريف القائل بإن التنبؤ غير المشروط يتمثل في التنبؤ بقيم المتغير التابع بناءاً على معلومات فعلية متاحة عن المتغيرات التفسيرية ، ومن ثم فإن كل أنواع التنبؤ بعد التحقق تعتبر تنبؤ غير مشروط.

4/ درجة الشمول: وفي هذا الصدد قد يتم التنبؤ بإستخدام نموذج إنحدار مكون من معادلة واحدة أو باستخدام نموذج مكون من عدد من المعادلات .

5/ أسلوب التنبؤ: ويوجد هناك مدخلان للتنبؤ العلمي:

أ/ التنبؤ القياسي.

ب/ تنبؤ السلاسل الزمنية.

وبالنسبة للتنبؤ القياسي فهو يعتمد على نماذج إنحدار تربط بين متغير أو عدد من المتغيرات التابعة وعدد آخر من المتغيرات المستقلة. ومن أهم مزايا هذا المدخل أنه بالإضافة إلى مساعدته على التنبؤ العلمي بقيم بعض المتغيرات ، يقدم تفسيراً للتغيرات في قيم المتغير التابع.

أما عن تنبؤ السلاسل الزمنية فهو يعتمد على القيم الماضية لمتغير ما للتنبؤ بقيمه المستقبلية دون تقديم تفسير للتغير في قيم هذا المتغير.

وعموماً فإن هذا التقسيم يعتبر تحكمياً لأن هناك تداخلاً في بعض الحالات بين المدخلين. ويلاحظ أن مدخل السلالسل الزمنية يكون أفضل من مدخل التنبؤ القياسي عند إجراء تنبؤات في الأجل القصير، وهذا في حين يتفوق مدخل التنبؤ القياسي عند إجراء تنبؤات في الأجل القصير، هذا في حين يتفوق مدخل التنبؤ القياسي على مدخل السلاسل الزمنية عند إجراء تنبؤات للأجل الطويل.

ويلاحظ أن هناك أربعة مصادر محتملة للخطأ الذي يمكن أن يحدث في التنبؤ العلمي:

1/ حدوث بعض التغيرات العشوائية غير المتوقعة كالزلازل والأوبئة والأمراض والإشاعات والحروب والثورات وغيرها. وكل هذه التغيرات تنعكس في الحد العشوائي الذي يوجد في أي معادلة إنحدار.

2/ استخدام عينة متيحة لا تمثل المجتمع تمثيلاً صادقاً في تقدير النموذج الذي سوف يستخدم في عملية التنبؤ. ففي مثل هذه الحالة نجد أن $\hat{\alpha}$ ، $\hat{\beta}$ المقدرتين من بيانات عينة ليستا ممثلتين لمعلمتي المجتمع α ، β تمثيلاً جيداً.

3/ الخطأ في تقدير أو تخمين القيم المتوقعة للمتغيرات التفسيرية التي يتم على أساسها التنبؤ بقيم المتغير التابع، وذلك في حالة التنبؤ المشروط.

4/ الخطأ في تعيين النموذج ، وذلك من حيث درجة خطية العلاقة ، أو عدد متغيراتها التفسيرية ، أو عدد معادلات النموذج.[6]

المبحث الثاني

(2.2.1) الإرتباط والإنحدار الخطي البسيط

Simple Linear Correlation and Regression

[6] عبد القادر محمد عبد القادر ، مرجع سابق ، ص متعددة

مقدمة

يعتبر الإرتباط والإنحدار من أكثر الاساليب الإحصائية فائدة واستخداماً في دراسة العلاقات بين المتغيرات في مختلف المجالات وبشكل خاص الإقتصادية والإدارية منها . وهو بهذا المعني يسمي التحليل الخطي البسيط Linear Analysis أو تحليل الإنحدار الخطي البسيط (بين متغيرين) Simple Linear Regression Analysis ، ويستخدم هذا التحليل من قبل الإقتصاديين والإداريين وغيرهم في تحديد طبيعة (إتجاه) وقوة العلاقة بين متغيرين أو أكثر .

وعلي الرغم من ان الحاجة الي هذا التحليل تبرز في المجالات الصحية والتربوية والعلمية وغيرها ، إلا أن الحاجة تكون أكثر وضوحاً في مجالات الاقتصاد والادارة مثل دراسة العلاقة بين رأس المال والربح ، والعلاقة بين مستوي الإدارة العليا وحجم الانفاق علي الاعلان من جهة وحجم المبيعات من منتج معين ، والعلاقة بين سعر السلعة وسعر السلعة البديلة أو المنافسة ودخل الأسرة من جهة وحجم الإنفاق علي هذة السلعة ، وغيرها .

ونبدأ في هذا المبحث بدراسة موضوع الإرتباط الخطي البسيط وطرق قياسه بين المتغيرات المختلفة وتقديرة وإختبار الفرضيات المتعلقة به . وبعد ذلك نتعرض بشئ من التفصيل لدراسة الإنحدار الخطي البسيط والتقدير لمعاملات هذا النموذج وإختبار الفروض المتعلقة بهذة المعاملات .

(2.2.2) الإرتباط Correlation :

تعريف الإرتباط

يبحث تحليل الإرتباط في دراسة العلاقة بين متغيرين (بسيط) أو اكثر (متعدد) لمعرفة ما إذا كان تغير أحدهما أو مجموعة منها مرتبطا بتغير الأخري ، وبعبارة أخري فإن تحليل الإرتباط يعني بقياس قوة وإتجاه العلاقة بين متغيرين أو أكثر دون التعرض لدراسة العلاقة السببية Cause and Effect بينها .وتبدأ دراسة الإرتباط بإفتراض وجود العلاقة منطقياً ، فمثلاً يقضي المنطق الإقتصادي بوجود علاقة بين الربح ورأس المال و وجود علاقة بين حجم الطلب علي سلعة معينة وسعر هذة السلعة ، وفي التسويق وجود علاقة بين المبيعات من سلعة معينة وحجم الإنفاق علي الإعلان .

ويمكن تقسيم الإرتباط الي أنواع علي النحو التالي :[7]

1- من حيث قوة الإرتباط

أ- إرتباط تام Complete Correlation (perfect correlation) كالعلاقة بين مساحة الدائرة ونصف قطرها ويمكن أن يظهر هذا النوع من الإرتباط في العلوم الطبيعية ولكن يندر وجوده في العلوم الإقتصادية والإدارية والسلوكية بشكل عام .

[7] شفيق أحمد العتوم ، طرق الإحصاء بإستخدام spss ، دار المناهج للنشر والتوزيع ، عمان ، الأردن ، ص متعددة

ب- إرتباط غير تام Incomplete Correlation (imperfect correlation) ، حيث يمكن التقرير منطقياً بوجود علاقة بين متغيرين ، ولكن يصعب أو لايمكن تفسير التغير في أحد المتغيرين كلياً بالتغير في المتغير الثاني ، فمثلا يؤثر مستوي الدخل علي حجم الطلب علي سلعة معينة ولكن هناك متغيرات أخري تؤثر علي حجم الطلب كسعر هذة السلعة وأسعار السلع البديلة والمنافسة بالإضافة إلي متغيرات أخري غير قابلة للقياس أو التحديد وخاصة مايتعلق منها بالسلوك الإنساني .

2- من حيث عدد المتغيرات :

أ- إرتباط بسيط Simple Correlation :

ويدرس العلاقة بين متغيرين فقط كالعلاقة بين الطلب والعرض .

ب- إرتباط متعدد Multiple Correlation ويدرس العلاقة بين أكثر من متغيرين كالإرتباط بين حجم بوليصة التأمين علي الحياة والدخل السنوي وعدد المعالين ومكان الإقامة وطبيعة العمل.

3- من حيث شكل العلاقة :

أ- إرتباط خطي Linear Correlation حيث تمثل العلاقة بين المتغيرين (أو أكثر من متغيرين) في هذة الحالة بخط مستقيم أو نموذج خطي بسيط ، وتعني العلاقة بأن التغير في أحد المتغيرين يكون ثابتاً إذا زاد المتغير الآخر بمقدار ثابت مهما كانت نقطة البداية كالعلاقة بين رأس المال والربح .

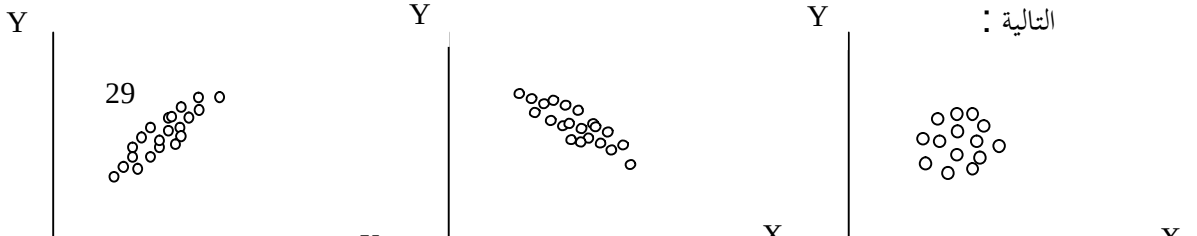
ب- إرتباط غير خطي Non – Linear Correlation حيث تمثل العلاقة بين المتغيرين (أو أكثر من متغيرين) بنموذج غير خطي ، وتعني هذة العلاقة بأن التغير في أحد المتغيرين إذا زاد المتغير الآخر بمقدار معين يكون غير ثابت ،كالعلاقة بين الكمية المنتجة وتكلفة الوحدة المنتجة ، حيث أنه من المعروف في النظرية الاقتصادية أن التكلفة تقل بزيادة الكمية المنتجة وهو مايسمي بمزايا الإنتاج الكبير .

قياس الإرتباط

يمكن قياس الإرتباط بين متغيرين علي مرحلتين :

1. رسم شكل الإنتشار Scatter Diagram

يعتبر الإنتشار طريقة مرئية لعرض بيانات متغيرين يفترض أنهما مرتبطان ويتم التعرف من شكل الإنتشار بصفة مبدئية علي طبيعة (إتجاه) العلاقة بين المتغيرين فإذا كان لدينا أزواج القيم المتناظرة (x_i, y_i) ، i=1,2,….,n ورسمنا شكل الانتشار فقد نحصل علي أحد الأشكال التالية :



لا يوجد ارتباط ارتباط عكسي قوي ارتباط طردي قوي

شكل (1-2-2) يوضح إتجاه وقوة الإرتباط

مصدر الثلاثة أشكال : شفيق أحمد العتوم ، مرجع سابق ، ص418

إذا كانت النقاط متقاربة من بعضها يكون الإرتباط قوي وإذا متباعدة يكون الإرتباط ضعيف وهذا التفسير من الناحية الشكلية .

2. القياس الكمي للإرتباط

إن التعرف علي طبيعة وقوة الإرتباط بين المتغيرين بشكل وصفي ، من خلال شكل الإنتشار ، غير كاف ، ولابد من التعبير عن هذة العلاقة بشكل رقمي وذلك لأغراض الإستدلال الإحصائي والحكم علي معنوية العلاقة ومن ثم دراسة العلاقة السببية بينهما وتحديد السبب والنتبجة والتنبؤ بقيمة أحد المتغيرين عند مستوي محدد للمتغير الآخر . ويوجد عدة طرق لقياس العلاقة كمياً نذكر منها معامل ارتباط بيرسون .

(2.2.3) الإنحدار regression

بعد تقرير وجود العلاقة منطقيا بين متغيرين أو أكثر والتعرف علي طبيعة وقوة العلاقة بين المتغيرات ، فإن إهتمام الباحث يتجه إلى صياغة النموذج الذي يمثل هذه العلاقة باستخدام الطرق الإحصائية والرياضية . وتتطلب صياغة النموذج تحديد المتغيرالتابع Dependent variable ويرمز له بالرمز y والمتغيرات المستقلة Independent variables . ويرمز لها بالرموز $X_{K,\dots,}X_2, X_1$ وقد يكون النموذج خطياً Linear model أو غير خطي Non –Linear Model وتأخذ نماذج الإنحدار أشكالاً مختلفة وأياً كان أشكالها فإن دراسة الإنحدار تعني بصياغة هذه النماذج وتقديرها وإختبار الفرضيات المتعلقة بها وتحليلها واستخدامها في التنبؤ بقيم المتغير التابع عند مستويات محددة للمتغيرات المستقلة .

النموذج الخطي البسيط Simple Linear model

يعتبر هذا النموذج الأسهل للتقدير والتحليل والتنبؤ والصورة العامة للنموذج هي

$$y = f(x) \qquad (1)$$

حيث تقرر هذه الصياغه أن y متغير تابع و x متغير مستقل وتنطبق هذه الصياغة سواء كانت هذه العلاقة خطية أو غير خطية ولكي تكون الصياغة أكثر تحديداً فإن النموذج الخطي البسيط يعرف بالمعادلة التالية :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + u_i \quad , \quad i = 1,2,\ldots,n \qquad (2)$$

حيث Y_i المتغير التابع أو المفسر و X_i المتغير المستقل ويسمي أيضاً المتغير التفسيري Explanatory لأنه يفسر مايحدث في المتغير التابع Y_i.

β_0, β_1 هي معالم النموذج Parameters of model أو معاملات الإنحدار Regression coefficients

β_0 هي عباره عن الجزء المقطوع من محور الصادات Intercept. تسمي أيضاً الثابت Constant .

β_1 هي عباره عن ميل الزاوية المحصورة بين الخط المستقيم والخط الموازي للمحور الأفقي (تعريف رياضي) أو معامل إنحدار y علي x (تعريف إحصائي) أو مقدار التغير في المتغير التابع y (مقاسا بوحدة y) إذا زادت x بوحدة واحدة (تعريف تطبيقي وهو الأكثر استخداماً) .

u_i متغير عشوائي حيث $COV(u_i, u_j) = 0, i \neq j, Var(u_i) = \sigma^2, E(u_i) = 0$ بمعني أن الأخطاء العشوائية غير مترابطة كما أن الخطأ العشوائي u_i وبتطبيق نظرية النزعة المركزية يكون له توزيع طبيعي بتوقع (0) وتباين σ^2.

n عدد أزواج القيم المتناظرة للمتغيرين x , y .

والسبب في تسمية النموذج (2) بالخطي البسيط لأنه يحتوي علي متغير مستقل واحد كما أنه مرفوع للقوة 1 والمعالم ليست للأساس e أو أنها تحت الجذر التربيعي كما أنها ليست مضروبة بمعلمة أخري أو مقسوم عليها وإنما هي جميعاً مرفوع للقوة واحد ايضاً .

وتجدر الإشارة إلى أن المتغير المسقل x هو أرقام ثابتة تخضع في تغيرها لقرار إداري أو اقتصادي أو خلافه وليس للعوامل العشوائية ، وإذا كان المتغيرعشوائياً فإنه ليس دالة في الخطأ العشوائي u.

أما فيما يتعلق بالخطاء العشوائي فإنه يمثل الأثر الذي لايمكن أن نعزوه للمتغير التفسيري وإنما يعزي لعوامل أخري تتعلق بالسلوك الإنساني والتي يضعف قياسها أو تفسيرها أو وضع أيدينا عليها ، هذا بالإضافة إلى أنه يندر أن يتضمن النموذج المقترح جميع العوامل المؤثرة للمتغير التابع ويبقي دائماً عوامل خارج هذا النموذج ويضاف أثرها إلى المتغير العشوائي u_i.

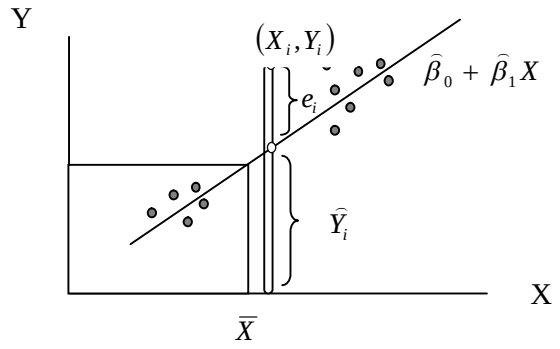
وبإستخدام النموذج (2) لخواص دليل التوقع ودليل التباين نجد أن

$$E(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 X_i \qquad (3)$$

$$Var(Y_i) = \sigma^2 \qquad (4)$$

(2.2.4) تقدير معاملات الإنحدار β_0 ، β_1 بطريقة المربعات الصغرى ، تقدير تباين النموذج σ^2 :

إذا إفترضنا وجود علاقة خطية بسيطة بين الدخل (X) والإستهلاك (Y) واخترنا عينة عشوائية من الأسر حجمها (n) وحصلنا علي أزواج القيم (X_i, Y_i) ,i=1,2,...,n فإننا نرسم شكل الإنتشار كما هو مبين في الشكل التالي :



الشكل رقم (2-2-2) شكل الإنتشار للدخل والإستهلاك

المصدر : شفيق أحمد العتوم ، مرجع سابق ، ص445

الوسيطين الحسابين للمتغيرين هما

$$\overline{X} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n}$$

$$\overline{Y} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n}$$

ونقطة الوسطين الحسابين $(\bar{X}, \bar{Y})$ تقع علي الخط المستقيم الذي يمثل شكل الانتشار كما هو مبين في الشكل رقم (2-6)

إن طريقة المربعات الصغرى تهدف الي إيجاد الخط المستقيم الذي يتوسط شكل الانتشار أو بعبارة أخري الخط المستقيم الذي يجعل مجموع مربعات الأخطاء أقل ما يمكن . وكما هو واضح من الشكل رقم (2-6) فإن الخطأ أو الباقي هو $e_i = Y_i - \hat{Y}_i$

ومجموع مربعات الأخطاء أو البواقي هو $\sum_{i=1}^{n} e_i^2 = \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{Y}_i)^2$

وحيث أن مجموع مربعات الأخطاء هو دالة في معالم الخط المستقيم الذي يتوسط شكل الانتشار فان طريقة المربعات الصغرى تعني بتحديد قيمة كل من $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$ التي تجعل مجموع مربعات الأخطاء أقل ما يمكن وإذا رمزنا لهذا المجموع بالرمز d ، فانه يمكن تحقيق المطلوب بمساواة المشتقة التفاضلية الجزئية للمقدار d بالنسبة الي كل من $\hat{B}_0, \hat{B}_1$ بالصفر ، أي أن :

$$d = \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i)^2 \quad (5)$$

$$\sum y_i = n\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \sum x_i \quad (6)$$

$$\sum xy = \beta_0 \sum x + \beta_1 x_i \quad (7)$$

وبحل هاتين المعادلتين آنياً بالنسبة الي $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_0$ نجد أن

$$\hat{B}_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})(Y_i - \overline{Y})}{\sum (X_i - \overline{X})^2} \quad (8)$$

ويمكن أن تكتب علي الصورة :

$$\hat{B}_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i Y_i - \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i \sum_{i=1}^{n} Y_i}{n}}{\sum_{i=1}^{n} X_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^{n} X_i)^2}{n}} \quad (9)$$

$$\beta_0 = \overline{Y} - \hat{\beta}_1 \overline{X} \quad (10)$$

تسمي $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$ المعرفتين بالصيغتين (12-1) (12-23) مقدرات المربعات الصغرى Least Squares Estimators (LSE) ، ويشار الي طريقة المربعات الصغرى في كثير من الأحيان بطريقة المربعات الصغرى العادية (Ordinary Least Squares "OLS") أما في ما يتعلق بتباين النموذج σ^2 وفأنه يقدر بمتوسط مجموع مربعات الأخطاء وبذلك علي النحو الآتي :

$$\hat{\sigma}^2 (MSE) = \frac{\sum_{I=1}^{N} e_i^2}{n-2}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{n-2} \quad (11)$$

حيث $\gamma = n - 2$ وتسمي درجات الحرية .[8]

(2.2.5) خواص مقدرات المربعات الصغرى :

يمكن إعادة كتابة المعادلتين (8) ، (10) بالصورة التالية :

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n} Y_i (X_i - \overline{X}) - \overline{Y} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})}{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2}$$

[8] شفيق أحمد العتوم ، مرجع سابق ، ص متعددة

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} Y_i (X_i - \bar{X})}{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2} \quad (12)$$

واذا فرضنا أن

$$W_i = \frac{(X_i - \bar{X})}{\sum (X_i - \bar{X})^2} \quad (13)$$

حيث W_i قيمة ثابتة لأنها دالة في المتغير المستقل X فإن

$$\hat{\beta}_1 = \sum_{i=1}^{n} Y_i W_i \quad (14)$$

أما فيما يتعلق بالثابت $\hat{\beta}_0$.فإننا نجد من (10)

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} Y_i}{n} - \hat{\beta}_1 \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} y_i}{n} - \bar{X} \sum W_i Y_i$$

$$= \sum_{i=1}^{n} \left\{ \frac{1}{n} - \bar{X} W_i \right\} Y_i \quad (15)$$

حيث $\frac{1}{n} - \bar{X} W_i$ وزن يعتمد علي قيم ثابتة

وتتصف بالخواص التالية :

1. $\sum_{i=1}^{n} W_i = 0$ (16)

الإثبات :

$$\sum_{i=1}^{n} W_i = \sum_{i=1}^{n} \frac{(X_i - \bar{X})}{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})}{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2} = 0$$

2. $\sum_{i=1}^{n} W_i^2 = \frac{1}{\sum (X_i - \bar{X})^2}$ (17)

الإثبات

$$\sum_{i=1}^{n} W_i^2 = \sum_{i=1}^{n} \frac{(X_i - \overline{X})^2}{\left\{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2\right\}^2}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2}{\left\{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2\right\}^2} = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2}$$

3. $$\sum_{i=1}^{n} W_i X_i = 1 \qquad (18)$$

الإثبات

$$\sum_{i=1}^{n} W_i X_i = \sum_{i=1}^{n} X_i \frac{(X_i - \overline{X})}{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i (X_i - \overline{X})}{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2}{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2} = 1$$

أما فيما يتعلق بخواص مقدرات المربعات الصغري فإنها تقسم الي :

اولاً : خواص حسابية :

1. مجموع القيم المشهادة يساوي مجموع قيم الإتجاهية وبالتالي فإن الوسط الحسابي للقيم المشاهدة يساوي الوسط الحسابي للقيم الإتجاهية أي أن

$$\left.\begin{aligned} \sum \widehat{Y} &= \sum Y_i \\ \overline{\widehat{Y}} &= \overline{Y} \end{aligned}\right\} \qquad (19)$$

2. تقع نقطة الوسطين الحسابيين $(\overline{X}\,،\,\overline{Y})$ علي الخط المستقيم المقدر بطريقة المربعات الصغرى ، أي أن

$$\overline{Y} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 \overline{X} \qquad (21)$$

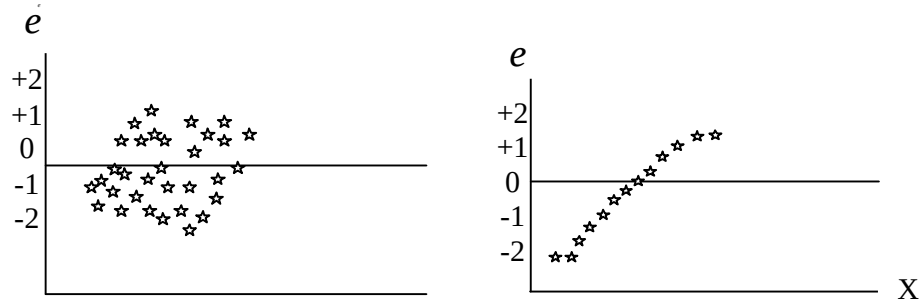
3. مجموع البواقي يساوي صفر ، أي أن :

$$\sum_{i=1}^{n} e_i = 0 \qquad (22)$$

4. البواقي e_i لاترتبط بالمتغيرالمستقل X_i ، أي أن

$$\sum_{i=1}^{n} X_i e_i = 0 \qquad (23)$$

وذلك بالإعتماد علي المعادلة الطبيعية الثانية المعرفة بالمعادلة (6) ويمكن الاستفادة من هذه الخاصية في التعرف علي مدي ملائمة النموذج المقترح لتمثيل العلاقة بين المتغيرين وذلك برسم شكل الإنتشار للبواقي e_i مقابل المتغير المستقل X_i . فإذا كانت النقاط تنتشر حول خط الصفر بشكل عشوائي كما هو مبين في الشكل رقم (2-3)أ فإن ذلك يدل علي أن النموذج ملائم ، أما إذا كانت النقاط تنتشر حول الصفر بشكل منتظم كما هو مبين في الشكل رقم (2-4)ب فإن ذلك يدل علي عدم ملاءمة النموذج.



الشكل رقم (2-3)أ الشكل رقم (2-4)ب

شكل (2-2-3) يوضح ملائمة النموذج

مصدر الشكلين : شفيق أحمد العتوم ، مرجع سابق ، ص451

5. البواقي e_i لاترتبط بالقيم الإتجاهية $\hat{Y}_i$ ، أي أن

$$\sum_{i=1}^{n} \hat{Y}_i e_i = 0 \qquad (24)$$

ويستفاد من هذه الخاصية أيضاً في الحكم بشكل مبدئي علي مدى ملائمة النموذج المقترح لتمثيل العلاقة بين المتغيرين وذلك برسم قيم البواقي e_i مقابل القيم الإتجاهية $\hat{Y}_i$ وتنتج أشكال مماثلة للشكلين الشكل رقم (2-3)أ والشكل رقم (2-4)ب .

ثانياً : خواص إحصائية :

1- مقدرات المربعات خطية في المتغيرالتابع Linear in dependent variable Y

وقد تم إثبات ذلك كما هو مبين في المعادلتين (14) ، (15) .

2- مقدرات المربعات الصغري غير متحيزة أي أن :

$$\left.\begin{aligned} E(\hat{\beta}_1) &= \beta_1 \\ E(\hat{\beta}_0) &= \beta_0 \end{aligned}\right\} \quad (26)$$

3- تباين $\hat{\beta}_1$ ، $\hat{\beta}_0$ يعطي بالمعادلتين التاليتين

$$Var(\hat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2} \quad (27)$$

$$Var(\hat{\beta}_0) = \sigma^2 \left\{ \frac{1}{n} + \frac{\overline{X}^2}{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2} \right\} \quad (28)$$

4- تباين مقدرات المربعات الصغري أقل ما يمكن

تنص نظرية جاوس - ماركوف علي مقدرات المربعات الصغري لها أقل تباين من بين جميع المقدرات الخطية غير المتحيزة ويشار إلي هذه المقدرات بالتعبير Best Linear Unbiased Estimators (BLUE) ، ولإثبات هذه النظرية فإننا نعيد تعريف $\hat{\beta}_1$ بالصيغه التالية :

$$\hat{\beta}_1 = \sum_{i=1}^{n} c_i Y_i \quad (29)$$

$$c_i = W_i + d_i \quad (30)$$

حيث W_i كما هي معرفه بالصيغه (13) ، d_i ثابت إختياري وبالتعويض من (2) في (29) نجد

$$\hat{\beta}_1 = \sum_{i=1}^{n} c_i(\beta_0 + \beta_1 X_i + u_i)$$

$$= \beta_0 \sum_{i=1}^{n} c_i + \beta_1 \sum_{i=1}^{n} c_i X_i + \sum_{i=1}^{n} c_i X_i u_i$$

وحتي يكون $E(\hat{\beta}_1) = \beta_1$ فإنه لا بد أن يكون $\sum_{i=1}^{n} c_i = 0$ ، $\sum_{i=1}^{n} c_i X_i = 1$ ، وإذا عوضنا من (2) ، (30) في (29) نجد أن

$$\hat{\beta}_1 = \sum_{i=1}^{n} (W_i + d_i)(\beta_0 + \beta_1 X_i + u_i)$$

$$= \beta_0 \sum_{i=1}^{n} W_i + \beta_1 \sum_{i=1}^{n} W_i X_i + \sum_{i=1}^{n} W_i u_i - \beta_0 \sum_{i=1}^{n} d_i + \beta_1 \sum_{i=1}^{n} d_i X_i + \sum_{i=1}^{n} d_i u_i$$

وحتي يكون $E(\hat{\beta}_1) = \beta_1$ فإنه لا بد أن تكون $\sum_{i=1}^{n} d_i = 0$ و $\sum_{i=1}^{n} d_i X_i = 0$ بالإضافة الي الشروط المتعلقة ب W_i.

$$Var(\hat{\beta}_1) = Var\left\{\beta_0\sum_{i=1}^{n}c_i + \beta_1\sum_{i=1}^{n}c_iX_i + \sum_{i=1}^{n}c_iu_i\right\}$$

$$= \sigma^2\sum_{i=1}^{n}c_i^2 \qquad (31)$$

وبالتعويض من (30) في (31) فإن

$$Var(\hat{\beta}_1) = \sigma^2\left\{\sum_{i=1}^{n}W_i^2 + \sum_{i=1}^{n}d_i^2 + 2\sum_{i=1}^{n}W_id_i\right\} \qquad (32)$$

وحيث أن قيمة

$$\sum_{i=1}^{n}W_id_i = \frac{\sum_{i=1}^{n}d_i(X_i - \overline{X})}{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2} = \frac{\sum_{i=1}^{n}d_iX_i - \overline{X}\sum_{i=1}^{n}d_i}{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2} = 0$$

فإن

$$Var(\hat{\beta}_1) = \sigma^2\left\{\frac{1}{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2} + \sum_{i=1}^{n}d_i^2\right\} \qquad (33)$$

وحيث أن قيمة $\sum_{i=1}^{n}d_i^2 > 0$ وإنها لن تكون مساوية للصفر إلا إذا كانت كل قيمة من قيم d_i مساوية للصفر ، فإن مقدر المربعات الصغري $\hat{\beta}_1$ له أقل تباين من بين جميع المقدرات الخطية غير المتحيزة .

أما فيما يتعلق بالثابت β_0 فإننا نعيد تعريفها بالصيغة التالية :

$$\hat{\beta}_0 = \sum_{i=1}^{n}(\frac{1}{n} - \overline{X}c_i)Y_i \qquad (34)$$

بالتعويض من (15-12)،(43-12) في المعادله (47-12) نجد أن

$$\hat{\beta}_0 = \hat{\beta}_0 + \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}u_i - \overline{X}\sum_{i=1}^{n}W_iu_i - \overline{X}\hat{\beta}_0\sum_{i=1}^{n}d_i - \overline{X}\hat{\beta}_1\sum_{i=1}^{n}d_iX_i - \overline{X}\sum_{i=1}^{n}d_iu_i \qquad (35)$$

ونجد من (48-12)

$$E(\hat{\beta}_0) = \hat{\beta}_0 - \overline{X}\beta_0\sum_{i=1}^{n}d_i - \overline{X}\hat{\beta}_1\sum_{i=1}^{n}d_iX_i \qquad (36)$$

ويلاحظ من (49-12) أن $E(\hat{\beta}_0) = \beta_0$ إذا كان $\sum_{i=1}^{n}d_i = 0$ ، $\sum_{i=1}^{n}d_iX_i = 0$ وتباين $(\hat{\beta}_0)$ هو

$$Var(\hat{\beta}_0) = Var\left(\sum_{i=1}^{n}(\frac{1}{n} - \overline{X}c_i)Y_i\right)$$

$$= Var\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}Y_i\right) + Var\left(\overline{X}\sum_{i=1}^{n}c_iY_i\right)$$

$$= \frac{\sigma^2}{n} + \overline{X}^2 \sigma^2 \sum_{i=1}^{n} c_i^2 \qquad (37)$$

وبالتعويض من (30) في (37) نجد أن

$$Var(\hat{\beta}_0) = \frac{\sigma^2}{n} + \overline{X}^2 \sigma^2 \sum_{i=1}^{n} (W_i + d_i)^2$$

$$= \frac{\sigma^2}{n} + \overline{X}^2 \sigma^2 \left(\sum_{i=1}^{n} (W_i^2 + 2\sum_{i=1}^{n} W_i d_i + \sum_{i=1}^{n} d_i^2) \right)$$

$$= \sigma^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{\overline{X}^2}{\sum_{i=1}^{n} (X_i + \overline{X})^2} + \overline{X}^2 \sum_{i=1}^{n} d_i^2 \right)$$

وحيث أن $\overline{X}^2 \sum_{i=1}^{n} d_i^2 > 0$ لأنه لايمكن أن يساوي صفر إلا إذا كان كل قيمة من قيم d_i تساوي صفراً ، وهذا يثبت أن تباين $\hat{\beta}_0$ أقل من تباين أي مقدر آخر خطي وغير متحيز [9].

القيمة المتوقعة لمتوسط مجموع مربعات الأخطاء MSE

من المعادله (11)

$$MSE = \frac{\sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{n-2}$$

$$(n-2)MSE = \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

وبقسمة طرفي المعادلة علي σ^2 نجد أن

$$\frac{(n-2)MSE}{\sigma^2} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{\sigma^2}$$

وبأخذ القيمة المتوقعة للطرفين فإن

$$\frac{(n-2)}{\sigma^2} E(MSE) = E\left\{ \frac{\sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{\sigma^2} \right\}$$

ومن المعادلتين (2) (3) فإن الطرف الأيمن يساوي $(n-2)$ أي أن

$$\frac{(n-2)}{\sigma^2} E(MSE) = (n-2) \qquad (38)$$

ومنها نجد أن

$$E(MSE) = \sigma^2 \qquad (39)$$

[9] شفيق أحمد العتوم ، مرجع سابق ، ص متعددة

أي أن المقدر MSE غير متحيز لتباين النموذج σ^2 .

توزيع المعاينة لمقدرات المربعات الصغري $\hat{\beta}_0$ ، $\hat{\beta}_1$

وجد أن $\hat{\beta}_0$ تتبع التوزيع الطبيعي بتوقع β_0 وتباين $\sigma^2\left(\frac{1}{n}+\frac{\overline{X}^2}{\sum_{i=1}^{n}(X_i+\overline{X})^2}\right)$، و $\hat{\beta}_1$ لها توزيع طبيعي بتوقع β_1 وتباين $\frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^{n}(X_i+\overline{X})^2}$، وبالتالي فإن المقدارين $\frac{\hat{\beta}_0-\beta_0}{\sqrt{\sigma^2\left\{\frac{1}{n}+\frac{\overline{X}^2}{\sum_{i=1}^{n}(X_i-\overline{X})^2}\right\}}}$ ، $\frac{\hat{\beta}_1-\beta_1}{\sqrt{\left\{\frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^{n}(X_i-\overline{X})^2}\right\}}}$ لهما توزيع طبيعي قياسي Z ، وبما أن

وبما أن التباين σ^2 غير معلوم دائماً فإننا نقدره بمتوسط مجموع مربعات الأخطاء MSE وبالتالي فإن توزيع المعاينة للمقدارين السابقين هو توزيع t بدرجات حرية $\gamma=n-2$ وهو الذي يستخدم لتكوين فترات الثقة للمعلمتين $\hat{\beta}_0$ ، $\hat{\beta}_1$ وإختبار الفرضيات المتعلقة بهما .

(2.2.6) التفاوت الكلي والتفاوت المفسر والتفاوت غير المفسر

يعّرف التفاوت الكلي Total Variation بأنه مجمل التغيرات أو التقلبات أو الذبذبات في المتغير التابع ويرمز له بالرمز TOSS ويعرف بالصيغة التالية :

$$TOSS=\sum_{i=1}^{n}(Y_i-\overline{Y})^2 \qquad (40)$$

ويمكن تجزئه التفاوت الكلي المعّرف بالمعادلة (12-53) إلي جزئين الأول هو التفاوت المفّسر Explained Variation والذي يمكن تفسيره بالمتغير المستقل والنموذج الذي يربط بالمتغير التابع y والمستقل x ويرمز له بالرمز RSS حيث ترمز R الي Regression إشاره الي النموذج الذي يمثل العلاقه بينهما ، ويعرف بالصيغة التالية :

$$RSS=\sum_{i=1}^{n}(\hat{Y}_i-\overline{Y})^2 \qquad (41)$$

والثاني هو التفاوت المفسر Unexplained Variation ويعزي الي عوامل لا يمكن تحديدها أو قياسها وتتعلق معظمها بالسلوك الإنساني ويرمز لهذا الجزء بالرمز ESS حيث تشير E الي الخطاء Error أو الباقي Residual الذي يمثل هذا التفاوت ويعرف بالصيغه التالية :

$$ESS=\sum_{i=1}^{n}(Y_i-\hat{Y})^2 \qquad (42)$$

وبجمع الصيغ (40) ، (41) ، (42)معاً فإن

$$\sum_{i=1}^{n}(Y_i-\bar{Y})^2=\sum_{i=1}^{n}(\hat{Y}_i-\bar{Y})^2+\sum_{i=1}^{n}(Y_i-\hat{Y})^2 \qquad (43)$$

TOSS = RSS + ESS

(2.2.7) معامل التحديد Coefficient of Determination :

ويرمز له بالرمز R^2 ويعرف بالصيغة التالية :

$$R^2=\frac{\sum_{i=1}^{n}(\hat{Y}_i-\bar{Y})^2}{\sum_{i=1}^{n}(Y_i-\bar{Y})^2}=\frac{RSS}{TOSS} \qquad (44)$$

حيث نعبر في معامل التحديد عن التفاوت المفسر علي شكل نسبة مئوية من التفاوت الكلي وتتراوح قيمته بين 0 ،1 ، اي ان $0 \le r^2 \le 1$.

والجذر التربيعي لمعامل التحديد هو معامل إرتباط بيرسون الخطي (r) وإشارته هي نفس إشارة $\hat{\beta}_1$.[10]

(2.2.8) تحليل التباين في النموذج الخطي البسيط وإختبار مدي ملائمة النموذج

Analysis of Variance (ANOVA) in Regression and Suitability Test

إن تحليل التباين في الإحدار عبارة عن إعادة ترتيب التفاوت الكلي والتفاوت المفّسر والتفاوت غير المفّسر في جدول يسمي تحليل التباين ANOVA والشكل العام لجدول تحليل التباين كمايلي :

مصدر التفاوت	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط مجموع المربعات	F
الإنحدار	RSS	1	$\frac{RSS}{1}$	$\frac{RSS}{1}\div\frac{ESS}{n-2}$
الخطأ أو الباقي	ESS	n-2	$\frac{ESS}{n-2}$	
المجموع	TOSS	n-1		

المصدر : شفيق أحمد العتوم ، مرجع سابق ، ص 461

وبإستخدام نسبة التباين f تتم مقارنة متوسط التفاوت المفّسر بمتوسط التفاوت غير المفّسر ، فإذا كانت نسبة التباين تساوي صفر فإن ذلك يدل علي عدم ملاءمة النموذج المقترح بمعني أننا لن نتمكن من تفسير أي شي من التفاوت الكلي باستخدام هذا النموذج . أما إذا كان خارج القسمة ∞ فإن النموذج

[10] شفيق أحمد العتوم ، مرجع سابق ، ص متعددة

ملائم تماماً والإرتباط تام بين المتغيرين ، وهاتان الحالتان لاتحدثان في الحياة العملية وإنما تكون قيمة F أية قيمة بين 0 ،∞ ويستخدم إختبار الملاءمة توزيع فيشر لتقدير ما إذا كان النموذج ملائما أم لا وتكون صياغة إختبار الملاءمة علي الشكل التالي :

H_0: Model Unsuitable

H_1: Model Suitable

(2.2.9) فترات الثقة لمعاملات الإنحدار β_0 ، β_1

أولاً : فترة ثقة للجزء المقطوع من محور الصادات $\hat{\beta}_0$

تعرف فترة الثقة $100\%(1-\alpha)$ بالصيغه التالية :

$$\Pr\left(\hat{\beta}_0 - t_{\gamma,1-\alpha/2}\sqrt{MSE\left\{\frac{1}{n}+\frac{\bar{X}^2}{\sum(X_i-\bar{X})^2}\right\}} \le \beta_0 \le \hat{\beta}_0 + t_{\gamma,1-\alpha/2}\sqrt{MSE\left\{\frac{1}{n}+\frac{\bar{X}^2}{\sum(X_i-\bar{X})^2}\right\}}\right)=1-\alpha \quad (45)$$

ثانياً : فترة ثقة لمعامل إنحدار Y علي X (β_1)

تعرف فترة الثقة $100\%(1-\alpha)$ بالصيغه التالية :

$$\Pr\left(\hat{\beta}_1 - t_{\gamma,1-\alpha/2}\sqrt{\left\{\frac{MSE}{\sum(X_i-\bar{X})^2}\right\}} \le \beta_1 \le \hat{\beta}_1 + t_{\gamma,1-\alpha/2}\sqrt{\left\{\frac{MSE}{\sum(X_i-\bar{X})^2}\right\}}\right)=1-\alpha \quad (46)$$

وتفسر فتره الثقه في الحالتين علي النحو الآتي :

حيث أن نموذج الإنحدار يفترض أن X_i قيماً ثابتة معروفة ، فإن فترة الثقة تعني أنه إذا تم اختيار عينات عشوائية متتالية بحيث يتم الإحتفاظ بقيم X_i وعند نفس المستوي ، وإذا إفترضنا أن فترة الثقة 95% فإننا نتوقع أن تحتوي 0.95 من فترات الثقة المحسوبة علي القيمة الفعلية للمعامل الذي نقدره سواء كان β_0 ، β_1 .

وحتي يمكن تكوين فترة الثقة فإنه لابد من التأكد اولاً أن أياً من β_0 ، β_1 لا يساوي صفراً .[11]

(2.2.10) الفرض الإحصائي Statistical Hypothesis :

يمكن تعريف الفرض الإحصائي ، بمفهومه العام ، بأنه إدعاء أو إفتراض حول توزيع متغير عشوائي (أو متغيرات عشوائية) . وعلى الرغم من الفروض الإحصائية غالباً ما تكون حول معالم التوزيع إلا إنها قد تكون حول شكل التوزيع نفسه .

الفرض الإحصائي هو إدِّعاء حول توزيع متغير عشوائي (أو متغيرات عشوائية) .

ويرمز للفرض الإحصائي عادة بأحد الرمزين H_0 و H_1 كما سنرى .[12]

---

[11] شفيق أحمد العتوم ، مرجع سابق ، ص متعددة

[12] زين العابدين عبد الرحيم البشير وآخرون ، الإستدلال الإحصائي ، دار النشر والمطابع ، المملكة العربية السعودية ، الرياض ، ص 169

إختبار الفرض Hypothesis Testing :

إختبار الفرض هو قاعدة أو إجراء تؤدي إلى رفض أو عدم رفض فرض العدم . ويتم إختبار الفرض بتقسيم فضاء العينة لكل النتائج الممكنة للتجربة العشوائية لجزئين غير متداخلين : أحدهما للنتائج التي إذا حدثت لا نرفض فرض العدم والآخر للنتائج التي إذا حدثت نرفضه ، ويسمى هذان القسمان منطقة القبول (acceptance region) ومنطقة الرفض (rejection region) بالترتيب . ويطلق على القيمة (أو القيم) التي تفصل بين منطقة القبول ومنطقة الرفض القيمة (أو القيم) الحرجة . ويكون القرار برفض فرض العدم إذا كانت النتيجة المشاهدة للتجربة تقع في منطقة الرفض وعدم رفضه إذا كان في منطقة القبول .

تعريف الإختبار الأقوى

إذا فرضنا أن لكل من الإختبارين T1 , T2 حجم الخطأ نفسه من النوع الأول a عند إختبار فرض عدم بسيط ضد فرض بديل بسيط ، فإن الإختبار منهما الذي له حجم خطأ من النوع الثاني B أقل هو الأقوى .

ونقول عن إختبار له حجم خطأ من النوع الأول a ، إنه ذو قوة قصوى إذا لم يكن من بين مجموعة الإختبارات التي لها حجم الخطأ نفسه من النوع الأول ، أي a ، إختبار له حجم خطأ من النوع الثاني ، B ، أقل .

(2.2.11) خطوات إجراء الإختبار الإحصائي

يمكن تلخيص خطوات إجراء الإختبار إحصائياً بما في ذلك النظريات والقواعد التي تحكم هذا الإختبار ، وبشكل مبسط فيما يلي :

1 – صياغة الفرض الإحصائي في صورته المعروفة أو أي صورة أخرى حسب الإختبار المطلوب .

2 – تحديد مستوى المعنوية α وقد جرت العادة في التدريس الأكاديمي وفي كثير من الحالات التطبيقية على إختيار قيم 0.05 , 0.01 = α .

3 – تحديد مقدر نقطي غير متحيز للمعلمة التي تجري عليها الإختبار ، (هناك حالات يمكن أن لا تنطبق عليها هذه الخطوة) .

4 – تحديد الدالة الإختبارية ، وإذا كان توزيع المعاينة المستخدم في إجراء الإختبار هو توزيع طبيعي قياسي (z) أو توزيع ستيودنت (t) فإن الشكل العام للدالة الإختبارية يكون على النحو الآتي :

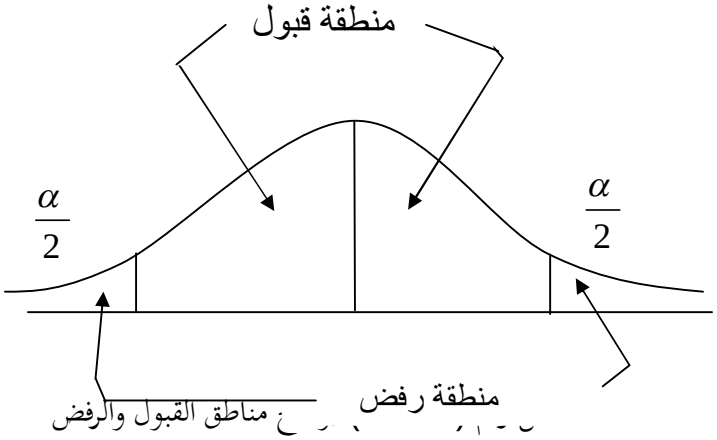
$$\frac{\text{مقدر نقطي غير متحيز} - \text{القيمة المتوقعة للمقدر النقطي غير المتحيز بافتراض أن } H_0 \text{ صحيح}}{\text{الخطأ المعياري المقدر للمقدر النقطي}}$$

5 – تحديد توزيع المعاينة للدالة الإختبارية المعرفة بالخطوة الرابعة وهو توزيع طبيعي قياسي (z) إذا كان تباين المجتمع σ^2 معلوما ، توزيع ستيودنت (t) إذا كان التباين غير معلوم .

6 – التعويض في الدالة الإختبارية من المعلومات والبيانات المتاحة ونحصل على z المحسوبة (z*) أو قيمة t المحسوبة (t*) Computed Value (حسب الحالة) .

7 – إستخراج القيمة الجدولية (في حالة إختبار الطرف الواحد) أو القيمتين الجدوليتين (في حالة إختبار الطرفين) عند مستوى المعنوية المحدد α ودرجة الحرية(إذا كان توزيع المعاينة هو ستيودنت t) .

8 – تحديد مناطق القبول والرفض واتخاذ القرار بقبول أو رفض الغرض ونوضح ذلك بالأشكال التالية :



مناطق القبول والرفض

المصدر : زين العابدين عبد الرحيم البشير وآخرون ، مرجع سابق ، ص387

وعندما يكون التحليل بواسطة برنامج إحصائي فإننا نتقاضي عن كثير من الخطوات المذكورة وبعض التضريبات أيضاً .[13]

(2.2.12) الإختبارات المتعلقة بـ β_0 ، β_1 :

أولاً : الإختبارات المتعلقة بالجزء المقطوع من محور الصادات β_0

علي الرقم من قلة الحالات التي يجري فيها اختبارات تتعلق من بالمعلمة β_0 ، إلا أن هذه الإختبارات يمكن أن تكون ذات طرفين أو طرف واحد (علوي أو سفلي) ولكن أكثرها استخداماً هو من الصورة التالية :

$$H_0 : \beta_0 = 0$$
$$H_1 : \beta_0 \neq 0$$

ثانياً : الإختبارات المتعلقه بمعامل إنحدار Y علي X (β_1)

يمكن أن تكون هذه الإختبارات ذات طرفين أو طرف واحد (علوي أو سفلي) ولكن أكثر الإختبارات استخداماً هو من الصورة التالية

$$H_0 : \beta_1 = 0$$
$$H_1 : \beta_1 \neq 0$$

[13] شفيق أحمد العتوم ، مرجع سابق ، ص386

ويجري أي اختبار حسب الخطوات المذكورة مسبقاً مع الأخذ بعين الإعتبار أن توزيع المعاينة هو t بدرجات حرية n-2 .

المبحث الثالث

(2.3) السلاسل الزمنية

Time series

(2.3.1) مفهوم السلسلة الزمنية Concept of time series :-

تعددت تعاريف السلسلة الزمنية بحسب حال الدراسة وطبيعتها وتخصصها ويمكن أن نورد بعض التعاريف عن السلسلة الزمنية منها :

1- السلسلة الزمنية هي عبارة عن مجموعة من البيانات أو القياسات الإحصائية التي يتم جمعها عن ظاهرة ما ، وعلي فترات زمنية متعددة .وغالباً ما يكون هذا فيه تساوي الفترات الزمنية مثل الأيام ، الأشهر أو السنوات وغيره من الوحدات الزمنية المعروفة مثل معرفة أسعار النفط خلال فترة من الزمن أو إستهلاك النفط علي مدار أشهر السنة .[14]

2- السلسلة الزمنية هي مجموعة من القيم لظاهرة ما في فترات زمنية متعاقبة طبقاً لأزمنة حدوثها فالسلسلة تحتوي علي متغيرين ، أحدهما تابع (Y)مثلاً والآخر هو (T) الزمن كمتغير مستقل . وتكون العلاقة محل الدراسة هي $Y = f(T)$.[15]

[14] سهيل أحمد سمحان ، محمود حسين الوادي ، مبادئ الإحصاء ، دار صفاء للطباعة والنشر والتوزيع ، عمان ، ط1 ، 2010 ، ص163 .

[15] علي قرقوم وآخرون ، أساسيات الإحصاء ، دار للطباعة والنشر ، ، ط2 ، 1981 ، ص179 .

3- السلسلة الزمنية هي مجموعة من المشاهدات الإحصائية لظاهرة ما منظمة بترتيب زمني معين ومن أمثلتها : سلسلة المبيعات الأسبوعية لمتجر ما ، سلسلة الإنتاج الشهري لمصنع ما ، هذه السلاسل هي سلاسل تاريخية تعطي قيم الظاهرة عند فترات زمنية معينة تنتج من تداخل عدد كبير من العوامل الإقتصادية والسياسية والإجتماعية وغيرها .[16]

4- في كثير من التطبيقات العملية ، تأتي البيانات مرتبة مع الزمن كما هو الحال في البيانات الإقتصادية ، أو البيانات التي تمثل السيرة المرضية لمريض ، أو البيانات ذات العلاقة بالجو من حيث كميات الرطوبة والأمطار ودرجات الحرارة ، تسمي مثل هذه من البيانات مسلسلات زمنية . أي أن السلسلة الزمنية هي مجموعة مشاهدات زمنية أخذت وفق ترتيب طبيعي .[17]

5-هي مجموعة القراءات التي تأخذها ظاهرة ما عند فترات زمنية غالباً ما تكون متساوية ، وتختلف هذه الفترات بإختلاف طبيعة الظاهرة .[18]

(2.3.2) عناصر السلسلة الزمنية :

هناك عدد من المؤثرات المشتركة في كل سلسلة زمنية ولكن بدرجات متفاوتة من ظاهرة إلى أخرى طبقاً لطبيعة الظاهرة محل الدراسة . ويعني تحليل السلاسل الزمنية دراسة تلك المؤثرات للتعرف علي ما تعرضت له الظاهرة في الماضي وإستخدام هذه المعلومات للتنبؤ بقيمة الظاهرة في المستقبل أو للتعرف علي مدي إرتباط التغير في الظاهرة محل الدراسة بالتغير في سلسلة أخري أو أكثر . هناك أربعة مؤثرات تطرأ علي الظواهر عبر الزمن هي :[19]

1- تغيرات اتجاهية أو الاتجاه العام أو مركبة الاتجاه Long – term trend

2- تغيرات دورية أو مركبة الدورة Cyclic movements

3- تغيرات موسمية أو المركبة الفصلية Seasonal movements

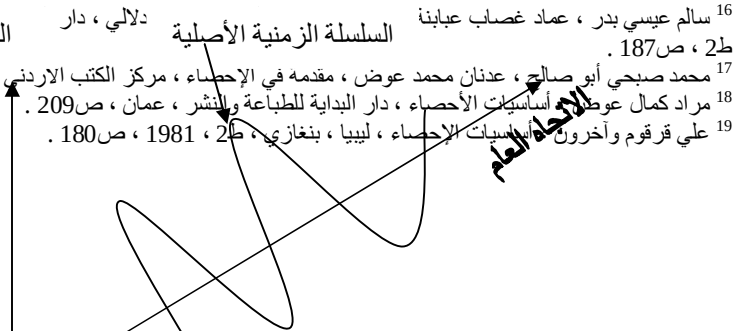
4- تغيرات غير منتظمة أو مركبة الخطأ Irregular movements

وفيما يلي نتناول طبيعة كل من هذه المؤثرات .

أولاً : تغيرات اتجاهية أو مركبة الاتجاه :

ويشير الاتجاه العام إلى ميل وخصائص الحركة الممهدة للسلسلة الزمنية صعوداً أو هبوطاً علي مدي فترة طويلة من الزمن تحتاج مثل هذه التغيرات في حد الأدنى إلى فترة زمنية تتراوح بين 15 – 20

[16] سالم عيسي بدر ، عماد غصاب عبابنة ، دلالي ، دار زيع والطباعة ، اليمن ، ط2 ، ص187 .
[17] محمد صبحي أبو صالح ، عدنان محمد عوض ، مقدمه في الإحصاء ، مركز الكتب الاردني ، الاردن ، ط2 ، 1990 ، ص 271 .
[18] مراد كمال عوطة ، أساسيات الأحصاء ، دار البداية للطباعة والنشر ، عمان ، ص209 .
[19] علي قرقوم وآخرون ، اساسيات الإحصاء ، ليبيا ، بنغازي ، ط2 ، 1981 ، ص180 .



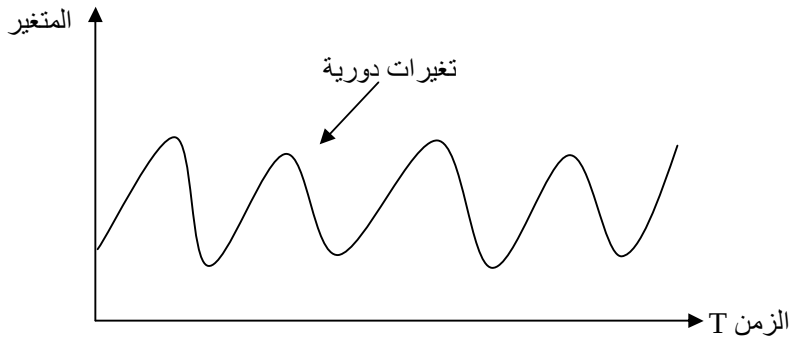
سنة لوصفها ، والتي تعزي إلى عوامل مختلفة مثل التغيرات السكانية ، أو تطور تقني ، أو تبدلات كبيرة في سلوك الأفراد وغيرها .

شكل (2-3-1)خط الاتجاه العام لبيانات سلسلة افتراضية

المصدر : محمد صبحي أبو صالح وآخرون ، مرجع سابق ، ص276

ثانياً : تغيرات دورية أو مركبة الدورة :

وتشير إلى الذبذبات طويلة المدي حول خط الاتجاه العام ، وقد تحدث في فترات زمنية غير محددة تتراوح بين 2 – 12 سنة ولا يوجد تفسير واحد بسيط لنشاط مركبة الدورة وقد تكون هذه الدورات علي فترات متتابعة أو قد لا تكون ، أي أنها قد تتبع نفس النمط من التغير بعد كل فترة زمنية متساوية وقد لا تتبع نفس النمط . وتعتبر التحركات دورية في مجال الأعمال إذا تكررت بعد فترات زمنية تزيد عن السنة ، ومن الأمثلة علي ذلك دورات الأعمال التي تمثل فترات الرخاء ثم الركود ثم الكساد ثم الإنتهاء من الأزمة ثم الرخاء وهكذا ، وكذلك دورات الأمطار في منطقة جغرافية من حيث الهطول ثم الإعتدال ثم الجفاف ثم الإعتدال ثم كثرة الهطول مرة أخري وهكذا ..



شكل (2-3-2) مركبة التغيرات الدوريه

المصدر : محمد صبحي أبو صالح وآخرون ، مرجع سابق ، ص276

ثالثاً : تغيرات موسمية أو المركبة الفصلية :

وهي تكون نوعاً من الدورة التي تكمل نفسها خلال فترة السنة ثم تستمر في تكرار هذا النمط الأساسي . إن العوامل الأساسية في ظهور هذا النمط السنوي من التغيرات الموسمية ينشأ عادة من العُطل المختلفة وعادات المناسبات والأعياد . تستخدم سلاسل البيانات الشهرية وربع السنوية تفسير هذه التغيرات الموسمية . فإستهلاك المرطبات يزداد في فصل الصيف أكثر من فصل الشتاء . كما أن استهلاك وقود التدفئة المنزلية يزداد في فصل الشتاء أكثر من الفصول الأخري . توضح هاتان الحالتان تأثير عوامل الطقس أو المناخ في تحديد النماذج الموسمية وبالتالي فإن مبيعات الملابس تزداد خلال مناسبات الأعياد مما يعكس العادات الشرائية المرتبطة بهذه المناسبات .

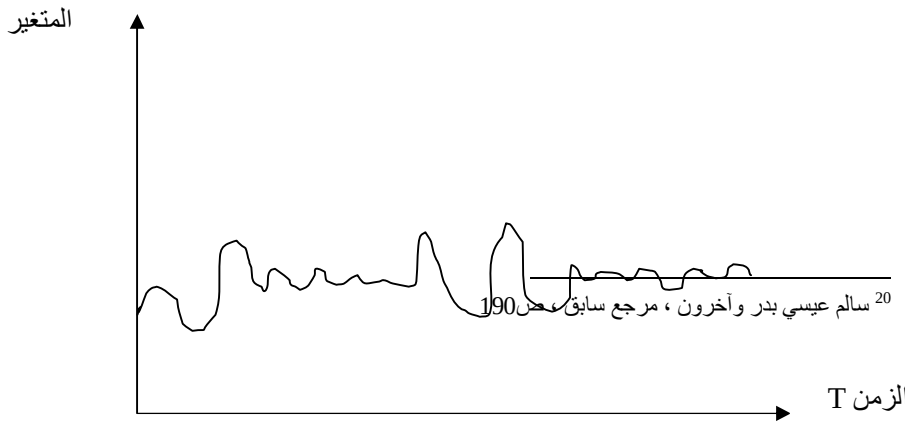
شكل (3-3-2) يوضح المركبة الموسمية

المصدر : عبد القادر محمد عبد القادر عطية ، مرجع سابق ، ص متعددة

رابعاً : تغيرات غير منتظمة أو مركبة الخطأ :

وهي تحركات أو تغيرات في السلسلة الزمنية تستمر لفترة قصيرة من الزمن ، تكون عرضية في طبيعتها ولا تتبع أي نمط منتظم .ويشار إلى هذه التحركات أحياناً بأنها تغيرات متبقية Residual Variation لأنها تمثل وفقاً لتعريفها ما تبقي للسلسلة الزمنية بعد أن يؤخذ في الإعتبارات العناصر الاتجاهية والدورية والفصلية . وتنشأ مثل هذه التغيرات غير المنتظمة بسبب عوامل غير منتظمة كالزلازل والكوارث وأيضاً الحروب وما شابه في مجال الإقتصاد وأما في قياس السمات النفسية والسلوك الإجتماعي فقد يرتبط بعوامل دخلية أخري .

وفي الوقت الذي ينظر فيه للعناصر الاتجاهية والدورية والفصلية للسلسلة الزمنية كنتائج لمؤثرات منتظمة تؤدي إلى نمو أو تناقص أو استمرار في نموذج السلسلة الزمنية ، فإن التغيرات غير المنتظمة تعتبر عرضية بحيث يصبح من غير المجدي محاولة وضعها بدلالة نموذج معين .[20]



[20] سالم عيسي بدر وآخرون ، مرجع سابق ، ص190

شكل(4-3-2) يوضح مركبة الخطأ(التغيرات غير المنتظمه)

المصدر : محمد صبحي أبو صالح وآخرون ، مرجع سابق ، ص276

(2.3.3) دراسة الاتجاه العام وطرق تعيينه :

الاتجاه العام هو المنحنى الذى يظهر فى بيانات السلسلة الزمنية فى فترة زمنية نسبياً .ولهذا الاتجاه العام للسلسلة الزمنية يوضح نمو السلسلة الزمنية أو انكماشها مع الزمن .

ومن الجدير بالملاحظه أن مركبة الاتجاه (T) موجودة فى جميع السلاسل الزمنية ، وتمثل قياسا للتغيرات المنتظمة في السلسلة الزمنية على أطول فترة زمنية تسمح فيها البيانات المتوفرة عن السلسلة الزمنية .

ويمكن ملاحظة هذا الاتجاه من خلال تمثيل السلسلة الزمنية بيانيا ويعبر عنه بخط إنحدار مناسب متوسط بيانات السلسلة الزمنية .

وهناك عدة طرق لتقدير مركبة الاتجاه العام منها :-

أولاً: التمهيد باليد (الرسم البياني) :

وتتلخص خطوات هذه الطريقة بأن نقوم برصد النقاط لقيم الظاهرة مع الزمن وبعد ذلك محاولة رسم خط مستقيم (الاتجاه العام) أو منحني يمثلها أفضل تمثيل ويمر في غالبية نقاطها . أما إذا كانت النقاط مبعثرة تماماً بحيث يصعب رسم خط يمثلها في هذه الحالة لا يكون لهذه الظاهرة اتجاه عام .

إن دقة الرسم بهذه الطريقة تعتمد علي نوعية البيانات من طرف وعلي مهارة الشخص الذي سيقوم برسم خط الاتجاه العام من طرف آخر. ولكنها قد تمنحنا فكرة مبدئية عن الظاهرة المراد دراستها وقد تمكننا من التنبؤ للمستقبل .

ثانياً :- طريقة المتوسطات الحسابية النصفية Half averages method :-

تعتبر هذه الطريقة أكثر دقة من طريقة الإنتشار باليد وتتلخص خطواتها في الآتي :

1. نرقم قيم المشاهدات بأرقام متسلسلة (1,2,3,...) .
2. نأخذ المتوسط الحسابي للنصف الأول من ترتيب المشاهدات فيكون هو الإحداثي السيني للنقطة الأولي . كما نأخذ المتوسط الحسابي للنصف الثاني من ترتيب المشاهدات فيكون هو الإحداثي السيني للنقطة الثانية .
3. إذا كان عدد المشاهدات فردياً تهمل القيمة الوسطي .

4. نأخذ المتوسط الحسابي للنصف الأول من قيم المشاهدات فيكون هو الإحداثي الصادي للنقطة الأولي . كما نأخذ المتوسط الحسابي للنصف الثاني من قيم المشاهدات فيكون هو الإحداثي الصادي للنقطة الثانية .
5. نعيّن النقطتين علي المستوي الإحداثي ، ونصل بينهما ليكون هو خط الاتجاه العام .
6. نجد معادلة خط الاتجاه العام من العلاقة التالية :

$$\frac{y_2 - y_1}{x_2 - x_1} = \frac{y - y_1}{x - x_1}$$

ثالثاً: طريقة المتوسطات المتحركة moving averages method :-

تكمن أهمية المتوسطات المتحركة في أنها تعمل علي الحد من خشونة السلسلة وجعلها ملساء . وتقوم هذه الطريقة علي إيجاد المتوسطات الحسابية لمجموعة متتابعة ومتداخلة من قيم الظاهرة بقصد إزالة بعض التعرجات التي قد تظهر في الخط الدال علي السلسلة الزمنية الخاصة بها ، وقد تكون كل من هذه المجموعات المتتابعة مكونة من سنتين أو ثلاثة أو أربعة ...الخ.

- إذا كان المتوسطات المتحركة بطول فردي :

إذا كان طول الوسط المتحرك للسلسلة الزمنية الإفتراضية $(x_1, x_2, x_3, ...x_n)$فردي مثلاً (3) ، فإن المتوسطات تكون كما يلي :

المتوسط الأول = $\frac{x_1 + x_2 + x_3}{3}$

المتوسط الثاني = $\frac{x_2 + x_3 + x_4}{3}$

المتوسط الثالث = $\frac{x_3 + x_4 + x_5}{3}$

- إذا كان المتوسطات المتحركة بطول زوجي :

إذا كان طول الوسط المتحرك للسلسلة الزمنية الإفتراضية $(x_1, x_2, x_3, ...x_n)$زوجي مثلاً (4) ، فإن المتوسطات تكون كما يلي :

المتوسط الأول = $\frac{x_1 + x_2 + x_3 + x_4}{4}$

المتوسط الثاني = $\frac{x_2 + x_3 + x_4 + x_5}{4}$

المتوسط الثالث = $\frac{x_3 + x_4 + x_5 + x_6}{4}$

وهكذا حتي نحصل علي عناصر السلسلة الزمنية الجديدة .[21]

رابعاً: طريقة المربعات الصغري moving averages method :-

تستخدم هذه الطريقة لحساب معالم معادلة الإنحدار بواسطة توفيق أفضل خط مستقيم لعينة مشاهدات x ، y فبالرجوع إلي الفصل الثاني (المبحث الثاني) من نفس الدراسة ص17 نجد لها التفصيل الكامل .

نماذج بوكس جنكيز :-

نموذج الإنحدار الذاتي Autoregressive Model (AR) :

الصيغة العامة لنموذج الإنحدار الذاتي من الدرجة (P) تأخذ الشكل التالي :

$$z_t = \phi_0 + \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + ... + \phi_p z_{t-p} + a_t$$

أو

$$\phi_p(B) z_t = \phi_0 + a_t$$

حيث أن :

z_t : قيم مشاهدات السلسلة

ϕ_i :معالم النموذج i=1,2,3,....p

ϕ_0 : الحد الثابت

p : درجة النموذج

a_t :الأخطاء العشوائية التي تتوزع طبيعياً بوسط صفر وتباين مساوي σ_n^2

إن نموذج الإنحدار الذاتي يمكن أن يستخدم لتمثيل السلاسل الزمنية المستقرة وغير المستقرة وأن شروط تحقيق استقرارية النموذج يجب أن تقع جذور المعادلة $\phi_p(B) = 0$ خارج حدود دائرة الوحدة أي أن تكون $(-1 < \phi_p < 1)$ حيث أن B عامل الإرتداد الخلفي . ويعرف بالشكل التالي :

$$B^k Z_t = Z_{t-k} \qquad k=1,2,3,...$$

إن دالة الإرتباط الذاتي لنموذج الإنحدار تتضاءل أسياً مع زيادة فترات الإزاحة ، في حين تنقطع دالة الإرتباط الذاتي الجزئي بعد الفترة p .

نموذج المتوسطات المتحركة Moving Average Model (MA) :

يمكن تمثيل نموذج الأوساط المتحركة من الدرجة (q) بإستخدام عامل الإرتداد الخلفي (B) علي النحو الآتي :

$$z_t = \phi_0 + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - ... - \theta_q B^p) a_t$$

[21] سهيل أحمد سمحان وآخرون ، مرجع سابق ، ص181

والصيغة العامة لهذا النموذج هي :

$$z_t = \phi_0 + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \ldots - \theta_q a_{t-q}$$

حيث أن :

θ_i : معالم نموذج الأوساط المتحركة

q : درجة النموذج

وأن دالة الإرتباط الذاتي للنموذج (MA) تنقطع أو تقترب من الصفر بعد الإزاحة (q) في تتضاءل دالة الإرتباط الذاتي الجزئي (PACF) وبشكل أسي .

نماذج السلاسل الزمنية المختلطة :-

في كتابهما الرائد (بوكس- جنكيز 1976م) استخدم بوكس وجنكيز منهجية للتنبؤ تحتوي نماذج مستقرة ونماذج غير مستقرة ، وتقوم المنهجية علي بناء نموذج للسلسلة الزمنية يتم الوصول اليه من خلال المرور بثلاثة مراحل وهي تحديد نوعية النموذج ، تقدير معالم النموذج الذي تم تحديده وإجراء اختبار تشخيصي للنموذج للتأكد من تمثيله للسلسلة .

تعد نماذج (ARMA)أكثر نماذج السلاسل الزمنية استخداماً إذ أنه بالإمكان اشتقاق جميع النماذج منها سواء الإنحدار الذاتي أو الأوساط المتحركة أو المختلطة . وتتكون هذه النماذج من ثلاثة أجزاء ، يمثل الجزء الأول منها نموذج إنحدار ذاتي AR(P) الذي يستخدم عادة في عملية التنبؤات للسلسلة الزمنية ، أما الجز الآخر فيمثل نموذج الأوساط المتحركة MA(q) ويمثل الجزء الثالث I(d) وهو الفروف التي تتطلبها السلسلة من أجل أن تكون مستقرة stationary وبما أن الجمع هو العملية العكسية للطرح (أخذ الفروق) فيمكن أن نقول أن العملية المختلطة (غير المستقرة) يمكن الحصول عليها بجمع (أو تكامل) العملية المختلطة (المستقرة) d مرة ، لهذا أطلق بوكس وجنكيز علي العملية المختلطة غير المستقرة عملية المتوسط المتحرك والإنحدار الذاتي التكاملية (التجميعية) Autoregressive integrated moving averageورمزا لها اختصاراً بأريما ARIMA وإذا كانت رتبة عملية المتوسط المتحرك والإنحدار الذاتي q و p بالترتيب ونحتاج الي d فرق للإستقرار فإننا نكتب أريما بالشكل ARIMA (p,d,q) وتكون الصيغة العامة للنموذج المختلط المتكامل كالآتي :

$$Z_t = \phi_0 + \phi_1 Z_{t-1} + \ldots + \phi_p Z_{t-p} + \ldots + dZ_{t-p-d} + a_t - \theta_1 a_{t-1} + \ldots + \theta_q a_{t-q}$$

وعليه يمكن إعتبار نماذج ARIMA هي نماذج ARMA مستقرة مع اختلاف الرتبة[22].

[22] زين العابدين عبد الرحيم البشير ، تحليل السلاسل الزمنية ، دار الجنان للنشر والتوزيع ، عمان ، ص متعددة

(2.3.4) تحليل السلاسل الزمنية
Time Series Analysis

تفترض كل الدراسات التطبيقية التي تستخدم بيانات سلسلة زمنية أن هذه السلسلة مستقرة أو ساكنة Stationary. وصفة الإستقرار أو السكون تلك تتحدد ببعض الخصائص الإحصائية التي سوف نتعرض لها فيما بعد. وفى حالة غياب صفة الإستقرار Stationary فإن الإنحدار الذي نحصل عليه بين متغيرات السلسلة الزمنية غالباً ما يكون زائفاً Spurious ومن المؤشرات الأولية التي تدل على ان الإنحدار المقدر من بيانات سلسلة زمنية زائف كبر معامل التحديد R^2 وزيادة المعنوية الإحصائية للمعلمات المقدرة بدرجة كبيرة ، مع وجود إرتباط سلسلي ذاتي يظهر في قيمة معامل ديربن واتسون .DW ويرجع هذا إلي أن البيانات الزمنية غالباً ما يوجد بها عامل الإتجاه Trend الزي يعكس ظروفاً معينة تؤثر علي جميع المتغيرات فتجعلها تتغير في نفس الإتجاه بالرغم من عدم وجود علاقة حقيقية تربط بينهاويحدث هذا غالباً في موجات الرواج وموجات الكساد أوالركود التي تجتاح المجتمعات.

(2.3.5) الخصائص الإحصائية لصفة إستقرار السلسلة

خصائص الإستقرار (السكون):

تعتبر سلسلة زمنية ما مستقرة Stationary إذا توفرت فيها الخصائص التالية :

1. ثبات متوسط القيم عبر الزمن $E(Y_t) = \mu$
2. ثبات التباين عبر الزمن $Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$
3. أن يكون التغاير بين أي قيمتين لنفس المتغير معتمداً على الفجوة الزمنية بين القيمتين وليس على القيمة الفعلية للزمن الذي يحسب عنده التغاير. $\gamma_{k=E[(Y_t-\mu)(Y_{t+k}-\mu)]}$

حيث أن تغاير k [التغاير Covariance عندالفجوة (k)] يشير الى التغاير بين قائمتين من قيم "y" تفصل بينها فجوة زمنية طولها "k" .فإذا كانت k=zero ، فإن تغاير 0 يشير الى تباين "y" ،حيث

$$\gamma_{0=}\frac{\sum Y_t-\mu}{n} \qquad (1)$$

وإذا كانت k =1 ، فإن تغاير 1 يشير الى التغاير بين القيم المتتالية لنفس المتغير والتي تفصل بينهما فجوة زمنية واحدة ، أي بين y_t ، y_{t+1} .

(2.3.6) إختبارات الإستقرار (السكون) Tests of Stationarity

يوجد هناك عدد من المعايير التي تستخدم في إختبار صفة الإستقرار أو السكون في السلسلة وتتمثل هذه المعايير في :[23]

(1) دالة الإرتباط الذاتي Autocorrelation Function (ACF) or (AC) :

تتمثل دالة الإرتباط الذاتي عند الفجوة في :

$$p_k = AC = \frac{\gamma_k}{\sigma^2} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \qquad (2)$$

ويلاحظ أن k=1 عند حيث نحصل علي التغاير بين نفس القيم في الحالتين . ويمكن حساب الصيغة (5-17) من بيانات عينية علي النحو التالي:

$$\widehat{\gamma}_k = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{n-k} \qquad (3)$$

$$\widehat{\gamma}_0 = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})^2}{n-1} \qquad (4)$$

حيث : n=حجم العينة ، (k) = طول الفجوة الزمنية .

وتتراوح قيمة معامل الإرتباط الذاتي γ_k بين -1 ، +1 كأي معامل أرتباط . ويتطلب إستقرار السلسلة هنا أن يكون $\widehat{\gamma}_k$ مساوي للصفر أو لا يختلف جوهرياً عنه بالنسبة لأي فجوة k<zero.

[23] عبد القادر محمد عبد القادر عطية ، مرجع سابق ، ص متعددة

وفي حالة تمتع بيانات السلسة بالاستقرار فان معاملات الإرتباط الذاتي للعينة غالبا مايكون لها توزيع طبيعي وسطه الحسابي صفر وتباينة = (1/n) حيث :n= حجم العينة . ومن ثم فإن حدود فترة الثقة عند مستوي معنوية 5% لعينة كبيرة الحجم تكون هي : $\pm 1.96\sqrt{\frac{1}{n}}$

واذا كان $\widehat{\gamma}_k$ يقع داخل هذه الحدود فإننا نقبل فرض العدم القائل بأن هذا المعامل يساوي صفر ، واذا كان يقع خارج هذه الحدود فإننا نرفض فرض العدم ويكون $\widehat{\gamma}_k$ مختلفاً جوهرياً عن الصفر .

ولإجراء إختبار مشترك لمعنوية معاملات الإرتباط الذاتي كمجموعة نستخدم إحصائية" Q" والتي تم تقديمها بواسطة

Box - pierce حيث:

$$Q = n\sum_{k=1}^{m}\widehat{P}_k^2 \qquad (5)$$

حيث : (n)=حجم العينة (m)= عدد الفجوات

وبالنسبة للعينة الكبيرة فان Q لها توزيع كاي تربيع (chi-square) درجات حرية =m عند مستوي معنوية معين . ولون أن Qالمحسوبة تفوقQ الجدولية نقبل فرض العدم القائل بأن كل معاملات الإرتباط الذاتي مساوية للصفر وتكون السلسلة غير مستقرة ، أما اذا كان العكس نرفض فرض العدم وتكون السلسلة مستقرة أو ساكنة .

الإرتباط الذاتي الجزئي (PACF) Partial Autocorrelation :

هو مؤشر يقيس العلاقة بين و لنفس السلسلة مع إفتراض ثبات قيم السلسلة الزمنية ويعرف علي أنه الحد الأخير من نموذج الإنحدار الذاتي من الدرجة AR(P) ، ويمكن إيجاد قيم معامل الإرتباط الذاتي الجزئي وذلك عن طريق دالة الإرتباط الذاتي (Autocorrelation Function) حسب الصيغة :

$$\widehat{\phi}_{k+1,} = \frac{\widehat{p}_{k+1} - \sum_{j=1}^{k}\widehat{\phi}_{kj}\,\widehat{p}_{k+1-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k}\widehat{\phi}_{kj}\,\widehat{p}_{j}}$$

2- إختبار جذر الوحدة للإستقرار The Unit Root Test of Stationarity :

سوف نأخذ الإختبار بالنسبة لنموذج الإنحدار الذاتي من الرتبة الأولي First order Autoregressive Model AR(1)

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \qquad (6)$$

حيث : u_t حد الخطأ العشوائي والذي يفترض فيه :

أ/ وسط حسابي = صفر ، ب/ تباينة ثابت ، ج/ قيمة غير مرتبطة ، وعندئذ يسمي بحد الخطأ الأبيض White Noise Error Term

ويلاحظ أن معامل الإنحدار للصيغة (17-10)=1، وإذا كان هذا هو الأمر في الواقع فإن ذلك يؤدي إلى وجود مشكلة جذر الوحدة التي تعني عدم استقرار بيانات السلسلة ، حيث يوجد هنالك اتجاه زمني في البيانات .ولذا إذا قمنا بتقدير الصيغة التالية:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \qquad (7)$$

واتضح أن : (p=1) فإن المتغير Y_t يكون له جذر الوحدة ويعاني من مشكلة عدم الاستقرار أو عدم السكون .

وتعرف السلسة التي لها جذر مساوي للوحدة بسلسلة السير العشوائي وهي أحد الأمثلة للسلسة غير الساكنة .ويمكن إعادة صياغة المعادلة (7) في الصيغة التالية:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \qquad (8)$$

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + u_t \qquad (9)$$

حيث : $(\lambda = P - 1)$

ولقد تم الحصول علي الصيغة (9) بطرح Y_{t-1} من طرفي المعادلة (7) للحصول علي الفروق الأولي للمتغير Y_t حيث :

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \qquad (10)$$

والآن يصبح فرض العدم : $\lambda = 0$

ويلاحظ أنه إذا ثبت في الواقع أن : $\lambda = 0$ ، فإن السلسلة الأصلية تكون غير مستقرة:

$$\Delta Y_t = u_t \qquad (11)$$

وإذا كانت سلسلة الفروق الأولي من سلسلة السير العشوائي ساكنة أو مستقرة فإن السلسلة الأصلية تكون متكاملة من الرتبة الأولي I(1) Integrated of order1 . أما إذا كانت السلسلة ساكنة أو مستقرة بعد الحصول علي الفروق التانية (الفروق الأولي للفروق الأولي) فإن السلسلة الأصلية تكون متكاملة من الرتبة التانية أي I(1) وهكذا .وإذا كانت السلسلة الأصلية مستقرة أو ساكنة يقال أنها متكاملة من الرتبة صفر ، أي I(0) .

ويوجد هنالك عدد من الإختبارات التي يمكن استخدامها للتأكد من وجود أو عدم وجود جذر الوحدة ،أي لتحديد مدي استقرار السلسلة الزمنية ، ومن الفروض التي يمكن إختبارها لذلك الآتي :

فرض العدم : بيانات السلسلة الزمنية Y_t غير مستقرة

$$H_0 : \rho = 1 \quad \text{Or} \quad H_0 : \lambda = 0$$

الفرض البديل : بيانات السلسلة الزمنية Y_t مستقرة

$$H_0 : \rho < 1 \quad \text{Or} \quad H_0 : \lambda < 0$$

ويلاحظ في هذا الصدد أن السلسلة الزمنية لا تكون مستقرة أو متجهة نحو الاستقرار إلا إذا كان معدل التقلب قصير الأجل فيها متناقصا بما يضمن تقاربها من وضع التوازن طويل الأجل To converge

، ولعل ما يضمن تحقق ذلك هو أن يكون : $\lambda < 0$. أما إذا كانت $(\rho > 1 or \lambda > 0)$ فإن هذا يعبر عن تباعد السلسلة الزمنية عن وضع الإستقرار ، أي وضع التوازن طويل الأجل .

وسنتعرض لإختبار ديكي – فولار كأحد الإختبارات التي تستخدم في إختبار جذر الوحدة :[24]

(2.3.7) إختبار ديكي – فولار Fuller – Dickey Test :

يعتمد هذا الإختبار علي ثلاثة عناصر ، وهي :

أ/ صيغة النموذج ب/ حجم العينة ج/ مستوي المعنوية

ويستخدم في إجراء هذا الإختبار ثلاث صيغ تتمثل في :

- صيغة السير العشوائي البسيطة Simple Random Walk :

ومثل هذه الصيغة لا يوجد بها حد ثابت ولا متغير اتجاه زمني ، وذلك علي النحو التالي :

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \qquad (12)$$

أو

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

- صيغة السير العشوائي مع حد ثابت Random Walk With drift :

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + u_t \qquad (13)$$

أو

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

- صيغة السير العشوائي مع حد ثابت واتجاه زمني Random Walk With drift and trend :

$$Y_t = \alpha + \alpha_1 T + \rho Y_{t-1} + u_t \qquad (14)$$

أو

$$\Delta Y_t = \alpha + \alpha_1 T + \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

ولإجراء إختبار DF بإستخدام الصيغة الأولي نتتبع الخطوات التالية :

1. نقوم بحساب (t) المحسوبة بإستخدام الصيغة $t^* = \frac{\hat{\rho} - 1}{S_{\hat{\rho}}}$ or $\frac{\hat{\lambda} - 0}{S_{\hat{\lambda}}}$. حيث $(S_{\hat{\rho}}, S_{\hat{\lambda}})$ هي الأخطاء المعيارية للمعلمات المقدرة .
2. لا نستطيع مقارنة (t*) المحسوبة بقيم (t) الجدولية حتي في حالة العينات الكبيرة ، حيث أنها لا تتبع توزيع طبيعي معتدل ، وإنما نبحث عن (t)الجدولية في جداول معدة خصيصاً لذلك من قبل Dickey-Fuller يوجد بها ما يسمي القيم الحرجة Critical Values

[24] عبد القادر محمد عبد القادر عطية ، مرجع سابق ، ص متعددة

عند حجم عينة معين (n) ومستوي معنوية معين (10%,5%,1%) ، وعند إستخدام eviews فإنها تعطي القيم الحرجة ضمن النتائج .

3. إذا كانت (t*) المحسوبة > (t) الجدولية نرفض فرض العدم $H_0 : \rho = 1$ ونقبل الفرض البديل $H_0 : \rho < 1$ ، وبالتالي تكون السلسلة ساكنة أو مستقرة .
4. إذا كانت (t*) المحسوبة < (t) الجدولية نقبل فرض العدم وبالتالي تكون السلسلة غير ساكنة أو غير مستقرة . ويجب أن نقارن القيم المطلقة لكل من (t*) المحسوبة و (t) الجدولية بغض النظر عن الإشارة .

غير أن اختبار ديكي – فولار DF لا يصبح ملائماً إذا وجدت هناك مشكلة إرتباط ذاتي في الحد العشوائي أومايسمي بالإرتباط السلسلي serial Correlation ، وذلك بالرغم من كون بيانات المتغيرات المدرجة في العلاقة المقدرة قد تكون مستقرة . وعندئذ نلجأ لإستخدام إختبار آخر يسمي إختبار ديكي – فولار الموسع Augmented Dickey – Fuller .

(2.3.8) إختبار ديكي – فولار الموسع ADF :

يعتمد إختبار ديكي – فولار الموسع ADF علي نفس العناصر الثلاثة التي سبقت الإشارة إليها في حالة إختبار ديكي – فولار DF ، وهي صيغة النموذج المستخدم ، وحجم العينة ، ومستوي المعنوية .
ويلاحظ في هذا الصدد أن هناك ثلاث صيغ للنموذج الذي يمكن إستخدامه في حالة ADF :

الصيغة الأولي (I) :

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \rho_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (15)$$

ويلاحظ علي هذه الصيغة أنها لا تحتوي علي حد ثابت ولا اتجاه زمني ، وتتمثل الفروض هنا كالآتي :

فرض العدم : $\lambda = 0$ or $\rho = 1$

الفرض البديل : $\lambda < 0$ or $\rho < 1$

ويتم إدراج عدد من الفروق ذات الفجوة الزمنية (k) في الصيغة (15) حتي تختفي مشكلة الإرتباط السلسلي معبراً عنها بإحصائية DW . ويلاحظ هنا أنه إذا كانت هذه المشكلة تختفي بعد إدراج ثلاثة حدود للفروق مثلاً ، فإن هذه الفروق تتمثل في :

$$\Delta Y_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-2}$$
$$\Delta Y_{t-2} = Y_{t-2} - Y_{t-3}$$
$$\Delta Y_{t-3} = Y_{t-3} - Y_{t-4}$$

وبعد تقدير الصيغة السابقة يتم حساب (t*) ل ديكي – فولار الموسعة بإستخدام الصيغة $t^* = \frac{\hat{\lambda}}{S_{\hat{\lambda}}}$ ، ثم يتم الحصول علي القيمة الحرجة من الجداول أو من البرنامج ، ويتم المقارنة بين القيمتين بعد ذلك .

الصيغة الثانية (II) :

وتختلف هذه الصيغة عن الصيغة الأولي في كونها تحتوي علي حد ثابت .

$$\Delta Y_t = \alpha + \lambda Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \rho_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (16)$$

وتتمثل الفروض المراد إختبارها في هذه الحالة في الآتي :

فروض العدم : $\lambda = 0 \quad , \quad \alpha = 0 \quad$ or $\quad \rho = 1$

الفروض البديلة : $\lambda < 0 \quad , \quad \alpha \neq 0 \quad$ or $\quad \rho < 1$

وحتي يتم الإختبار يتعين حساب (t*) ل ديكي – فولار الموسع $\hat{t}_{\lambda}^{*}$ بإستخدام الصيغة السابقة ، و(t*) للمعلمة الناقلة $\hat{t}_{\alpha}^{*}$ بإستخدام الصيغة التالية : $\hat{t}_{\alpha}^{*} = \frac{\hat{\alpha}}{S_{\hat{\alpha}}}$

ثم يتعين البحث عن القيم الحرجة لكل من (λ, α) في الجداول ، حيث :

القيمة الحرجة ل λ هي $ADF_{\lambda(II,n,e)}$ ، والقيم الحرجة ل α هي $ADF_{\alpha(II,n,e)}$. علي أن يتم المقارنة بين القيم المحسوبة والجدولية بعد ذلك .

الصيغة الثالثة (III) :

وتتضمن هذه الصيغة حداً ثابتاً واتجاهاً زمنياً :

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \lambda Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \rho_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (17)$$

وتتمثل الفروض المراد إختبارها في الآتي :

فروض العدم : $\lambda = 0$ or $\rho = 1$ ، $\beta = 0$ ، $\alpha = 0$

الفروض البديلة : $\lambda < 0$ or $\rho < 1$ ، $\beta \neq 0$ ، $\alpha \neq 0$

ثم يتم حساب القيم المحسوبة ل (t) وللمعلمات المختلفة علي النحو التالي :

$$t^*_\lambda = \frac{\hat{\lambda}}{S_{\hat{\lambda}}} \quad , \quad t^*_\alpha = \frac{\hat{\alpha}}{S_{\hat{\alpha}}} \quad , \quad t^*_\beta = \frac{\hat{\beta}}{S_{\hat{\beta}}}$$

ويتم الحصول علي القيم الحرجة لهذه المعلمات إما من الجداول أو من برامج الكمبيوتر المتخصصة ، وهي :

$ADF_{\lambda(III,n,e)}$, $ADF_{\alpha(III,n,e)}$, $ADF_{\beta(III,n,e)}$

وتتمثل خطوات اختبار ديكي – فولار الموسع ADF في :

الخطوة الأولي :

1- تقدير الصيغة الثالثة (III) ، ثم اجراء اختبار الفرض : $(\lambda = 0 or p = 1)$

2- اذا كانت : $ADF_{\lambda(III,n,e)} < t^*_\lambda$ نرفض فرض العدم القائل بوجود جذر الوحدة ونقبل الفرض البديل بأن بيانات السلسلة للمتغير : (Y_T) مستقرة أوساكنة ، ثم نتوقف عن إجراء أي اختبارات أخري .

3-اذا كانت $ADF_{\lambda(III,n,e)} > t^*_\lambda$ نقبل فرض العدم القائل بوجود جذر الوحدة ثم نستمر للنقطة التالية .

4- نختبر الفرض : $(\beta = 0)$ وهي معلمة الاتجاه الزمني .

5- إذا كانت $ADF_{\beta(III,n,e)} > t^*_\beta$ نقبل فرض العدم ويؤكد هذا وجود جذر الوحدة ونستمر للخطوة الثانية في الاختبار مباشرة ونسقط ما بقي من نقاط في الخطوة الأولي .

6- اذا كان $ADF_{\beta(III,n,e)} < t^*_\beta$ نرفض فرض العدم للاتجاه الزمني ونقبل الفرض البديل وعندئذ نعيد اختبار الفرض : $(\lambda = 0)$ بإستخدام اختبار "t" في ظل التوزيع المعتدل الطبيعي:

- اذا كانت $T_{\lambda,n,e} < t^*_\lambda$ نرفض فرض العدم (p=1)ونقبل الفرض البديل (p<1) وهو مايعني أن السلسلة الزمنية مستقرة , ونتوقف عند هذا الحد ولا نكمل اختبارات أخري .

- إذا كانت $T_{\lambda,n,e} > t_{\lambda}^{*}$ ونقبل فرض العدم , ومن ثم يكون هناك جذر الوحدة بالسلسلة ونستمر للخطوة الثانية .

الخطوة الثانية :

1- نقوم بتقدير الصيغة الثانية للنموذج (II)

2- نختبر الفرض : $(\lambda = 0 or p = 1)$.

3- إذا كانت : $ADF_{\lambda(II,n,e)} < t_{\lambda}^{*}$ نرفض فرض العدم القائل بجذر الوحدة ونقبل الفرض البديل (p<1) ومن ثم تكون السلسلة مستمرة أو ساكنة ونتوقف عند هذا الحد .

4- اذا كانت $ADF_{\lambda(II,n,e)} > t_{\lambda}^{*}$ نقبل فرض العدم القائل بوجود جذر الوحدة ونستمر للنقطة التالية .

5- نختبر الفرض : $(\alpha = 0)$ وهي معلمة الحد الثابت في النموذجII .

6- اذا كانت $ADF_{\lambda(II,n,e)} > t_{\alpha}^{*}$ نقبل فرض العدم ، ونستمر مباشرة الي الخطوة الثالثة مع إسقاط ما تبقي من نقاط في الخطوة الثانية .

7- إذا كانت $ADF_{\lambda(II,n,e)} < t_{\alpha}^{*}$ نرفض فرض العدم ونقبل الفرض البديل $(\alpha \neq 0)$, ثم نختبر الفرض : $(\lambda = 0 or p = 1)$ باستخدام إحصائية t التابعة للتوزيع المعتدل الطبيعي . ومن ثم :

- اذا كانت $t_{\lambda,n,e} < t_{\lambda}^{*}$ نرفض فرض العدم (p=0) ونقبل الفرض البديل (p<1) وهو ما يعني أن السلسلة الزمنية مستقرة ، ونتوقف عند هذا الحد ولا نكمل اختبارات أخري .
- اذا كانت $t_{\lambda,n,e} > t_{\lambda}^{*}$ نقبل فرض العدم , ومن ثم يكون هناك جذر الوحدة بالسلسلة ونستمر للخطوة الثالثة .

الخطوة الثالثة:

1- نقوم بتقدير الصيغة الأولي للنموذج (I) ، ثم نختبر الفرض $(\lambda = 0 or p = 1)$.

2- إذا كانت $ADF_{\lambda(I,n,e)} < t_{\lambda}^{*}$ نرفض فرض العدم القائل بجذر الوحدة ونقبل الفرض البديل (p<1) ومن ثم تكون السلسلة مستقرة أو ساكنة ، ونتوقف عند هذا الحد .

3- إذا كانت $ADF_{\lambda(I,n,e)} > t_{\lambda}^{*}$ نقبل فرض العدم القائل بوجود جذر الوحدة ، وتكون السلسلة الزمنية غير مستقرة ، ثم نقوم بعمل تصحيحي لجعلها مستقرة بأخذ الفرق الأول لسلسلة البيانات ونعيد الإختبار لنتأكد من أنها مستقرة[25] .

[25] [25] عبد القادر محمد عبد القادر عطية ، مرجع سابق ، ص متعددة

(2.3.9)كيفية إزالة عدم السكون في السلسلة

من أهم ملامح عدم سكون السلسلة :

1. تغير تباين السلسلة عبر الزمن.
2. وجود إتجاه عام في بيانات السلسلة.
3. وجود نمط متكرر للتقلبات الموسمية عبر الزمن .

ونوضح فيما يلي كيفية إزالة مظاهر عدم السكون :

1) علاج عدم ثبات التباين :

من أهم التحويلات المستخدمة في تثبيت تباين السلسلة الحصول علي اللوغريثم الطبيعي لبيانات السلسلة أو الحصول على الجذر التربيعي لها. وبعد إجراء التقديرات المطلوبة نعيد صيغ التقدير لأصلها .

2) إزالة الإتجاه العام:

يمكن تعريف الاتجاه العام بأنه يتمثل فى وجود تغير منتظم فى مستوى السلسلة الزمنية فى اتجاه محدد ، ومن طرق إزالة الاتجاه طريقة الإنحدار وطريقة الفروق .

أ/ طريقة الإنحدار :

إذا كان الاتجاه العام للسلسلة خطياً فإنه يتم إستخدام الصيغه التالية :

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 T + u_t \qquad (18)$$

وتصبح بيانات السلسلة بعد إزالة الاتجاه العام كما يلى :

$$u_t = Y_t - \alpha_0 - \alpha_1 T \qquad (19)$$

وتسمى هذه العملية detrending ، وبعد إستبعاد الاتجاه العام تتبقى التقلبات حول هذا الاتجاه ممثلة فى قيم (u_t) ويمكن أن نقوم بعد ذلك بتقدير إنحدار جديد بين (u_t) والمتغيرات التى يعتقد أنها تؤدى لإحداث تقلبات فى المتغير محل الاعتبار حول الاتجاه العام . أى :

$$u_t = f(X_1, X_2, ...X_n)$$

وذلك لمعرفة أهم العوامل التى تؤدى لإحداث هذه التقلبات . ويستخدم هذا الأسلوب فى حالة الدورات التجارية لمعرفة أسبابها .

أما إذا كان الاتجاه العام للسلسلة غير خطي فى صورة كثيرة الحدود "polynomial" فيتم استخدام هذه الصيغة $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 T + \alpha_2 T^2 + \varepsilon_t$ لإستبعاد أثر الاتجاه العام بنفس الطريقة السابقة.

ب/ طريقة الفروق differencing method :

وبإستخدام هذه الطريقة نحصل على الفروق من الرتبة الأولى أو من الرتبة الثانية لإزالة الإتجاه العام .

ويلاحظ فى هذا الصددأن :

الفرق من الرتبة الأولى : $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$

الفرق من الرتبة الثانية : $\Delta Y_{t(2)} = \Delta Y_t - \Delta Y_{t-1}$

أى أن الفرق من الرتبة الثانية هو فرق الفروق الأولى ،وهكذا بالنسبة للرتب الأخرى ، ويتم بعد ذلك اختبار درجة سكون أو استقرار سلسلة الفروق الأولي . وتكرر هذه الطريقة إلى أن تستقر السلسلة .[26]

ومن الممكن أيضاً إضافة متغير الزمن الي التحليل متعدد العوامل لإزالة الاتجاه العام أو إضافة متغير وهمي موسمي لإزالة الأثر الموسمي ، أو إستخدام الأسلوب الرياضي لإزالة الإتجاه العام عن طريق تحويل البيانات (التحويل اللوغريثمي أو الأسي) وتعتبر هذه الطريقة من أفضل الطرق المستخدمة في حالة الإتجاه غير الخطي .[27]

(2.3.10) إختبار مقدرة النموذج على التنبؤ

بالرغم من أن المقدرة التفسيرية للنموذج مقاسة بمعامل التحديد (R^2) قد تكون مرتفعة ، وأن معلمات النموذج قد يكون لها معنوية إحصائية كبيرة، إلا أن مقدرة النموذج على التنبؤ قد تكون محدودة. ولعل السبب في ذلك هو احتمال حدوث تغيرات مفاجئة لم تكن في الحسبات. وعلى العكس من ذلك فإن مقدرة النموذج على التنبؤ قد تكون كبيرة بالرغم من كون معامل التحديد منخفضاً وبعض المعلمات المقدرة غير معنوية إحصائياً.

ويوجد هناك بعض المعايير التي يمكن أن تستخدم في قياس مقدرة النموذج على التنبؤ، نوجذ بعضها فيما يلي:

1/ اختبار معنوية الفرق	Test of Difference Significance
2/ معامل عدم التساوي لثيل	Theil's Inequality Coefficient
3/ معامل جانس	Janus Coefficient
4/ متوسط مربع الخطأ	Mean Squared Error
5/ علاقة المقدار بالفعلي	Fitted and Actual Values

إختبار معنوية الفرق:

[26] عبد القادر محمد عبد القادر عطية ، مرجع سابق ، ص 676

[27] طارق محمد الرشيد ، المرشد في الإقتصاد القياسي التطبيقي ، 2005 ، ص33

يعتمد هذا المعيار على "التنبؤ بعد التحقق" Ex- Post Forecast في اختبار مقدرة النموذج على التنبؤ. ولتوضيح فكرة هذا الاختبار افترض أننا قمنا بتقدير نموذج ما من بيانات متاحة عن الفترة 1980- 1995م. ثم قمنا باستخدام النموذج للتنبؤ بقيمة المتغير التابع في سنة يتاح عنها بيانات فعلية ولتكن سنة 1996م. فإذا كانت البيانات الفعلية والبيانات المتوقعة لعام 1996م كما يلي:

Y_a = القيمة الفعلية للمتغير التابع عام 1996م.

X_a = القيمة الفعلية للمتغير التفسيري عام 1996م

$\widehat{Y}_F$ = القيمة المتوقعة للمتغير التابع لعام 1996م بدلالة Y_F.

يمكن القول إلا أنه إذا كانت القيمة المتوقعة $\widehat{Y}_F$ تساوي القيمة الفعلية Y_a ، أو أن الفرق بينهما غير جوهري، فإن مقدرة النموذج على التنبؤ تكون عالية. أما إذا كان الفرق بين $\widehat{Y}_F$ و Y_a جوهرياً فإن هذا يشير لضعف مقدرة النموذج على التنبؤ. ومن ثم فإننا نكون في حاجة لإختبار:

فرض العدم $(\widehat{Y}_F = Y_a)$

في مواجهة:

فرض البديل $(\widehat{Y}_F \neq Y_a)$

ويمكن استخدام معيار "t" في هذه الحالة لإجراء هذا الإختبار حيث :

$$t^* = (Y_a - Y_F) / \widehat{S}_{Y_F} \qquad (20)$$

$$\widehat{S}_{Y_F} = \sqrt{S_{ei}^2 \left[1 + \frac{1}{n} \frac{(X_a - \overline{X})^2}{\sum X^2} \right]} \qquad (21)$$

وبالبحث عن t الجدولية عند مستوى معنوية 0.025 ودرجات حرية (n-2) يمكن تحديد مدى معنوية الفرق بين القيمة المشاهدة والقيمة المتوقعة للمتغير التابع وذلك بمقارنة t* المحسوبة ،t الجدولية :

1/ فإذا كانت $(t^* > t)$ فإن الفرق بين القيمة المتوقعة والقيمة الفعلية يكون غير جوهري، ومن ثم يمكن الحكم على مقدرة النموذج على التنبؤ بأنها جيدة.

2/ إما إذا كانت $(t^* < t)$فإن الفرق بين القيمة المتوقعة والقيمة الفعلية للمتغير التابع يكون جوهرياً. ومن ثم فإن مقدرة النموذج على التنبؤ تكون ضعيفة.

وفي حالة الاحتمال الثاني يتعين تكبير حجم العينة مع تحديث البيانات، أو إضافة متغيرات تفسيرية جديدة، أو إضافة معادلات جديدة للنموذج، وذلك لزيادة مقدرة النموذج على التنبؤ.

ويلاحظ أن من أهم الإنتقادات التي توجه لهذا المعيار هي أنه يعتمد على قيمة واحدة من القيم المتوقعة للحكم على مقدرة النموذج على التنبؤ.[28]

معامل عدم التساوي لثيل:

[28] عبد القادر محمد عبد القادر عطية ، مرجع سابق ، ص 742

إذا افترضنا أن:

d_F = التغير في القيمة المتوقعة للمتغير التابع

d_a = التغير الفعلي في قيمة المتغير التابع

ويلاحظ من المعادلة أعلاه ما يلي:

أ/ إذا كان المتغير المتوقع d_F = التغير الفعلي d_a فإن T = صفر وهذا يشير إلى مقدرة النموذج الكبيرة على التنبؤ.

ب/ إذا كان المتغير المتوقع d_F = صفر، فإن T = 1 وهذا يشير للحالة التي يتم التوقع فيها بإن المتغير التابع سوف يكون ثابتاً عبر الزمن. أي أن: $Y_F = a$

ج/ كلما زادت قيمة "T " عن الواحد كلما دل ذلك على انخفاض مقدرة النموذج على التنبؤ[29].

بناء نموذج السلاسل الزمنية:

يتم بناء نموذج السلاسل الزمنية عبر أربعة مراحل هي: تشخيص النموذج الملائم للبيانات، تقدير النموذج المشخص، إختبار ملائمة النموذج المشخص، التنبوء المستقبلي .

1/ تشخيص النموذج Identification

إن تشخيص نماذج السلاسل الزمنية تعد أهم خطوة من خطوات بناء نماذج السلاسل الزمنية، وأول مرحلة من مراحل الخوارزمية التي وضع أساسها Box و Jenkez عام 1976؛ ويجب أن تسبق مرحلة التشخيص مرحلة التهيئة للبيانات فإذا كانت البيانات مستقرة من خلال ملاحظة رسم البيانات الأصلية والإرتباطات الذاتية والجزئية لها فإن البيانات مهيأة للتشخيص. أما إذا كانت السلسلة غير مستقرة في الوسط ، والتباين ، فإنه يتم معالجة عدم الإستقرارية في الوسط بأخذ الفرق الأول(d=1) فإذا لم تستقر نأخذ الفرق الثاني (d=2) ، وغالباً ما تستقر بعد الفرق الأول والثاني. أما عدم الاستقرارية في التباين، فيتم معالجتها من خلال إجراء التحويل المناسب للبيانات ، فبعد تحقيق استقرارية السلسلة الزمنية تبدأ عملية تحديد النموذج ونقصد بذلك إستخدام البيانات أو أية معلومات عن الكيفية التي تتولد بها السلسلة الزمنية ، فالهدف هنا هو الحصول على فكرة عن قيمة (P.d.q) التي نحتاجها في النموذج الخطي العام ARIMA .

إن الأداتين المستخدمتين لتحديد النموذج ودرجته هما دالتي الإرتباط الذاتي (ACF) والإرتباط الذاتي والجزئي (PACF) حيث يتم رسم ل(ACF) و (PACF) ومن ثم يتم مطابقة معاملات الإرتباط الذاتي والجزئي مع السلوك النظري لدالتي الإرتباط الذاتي (ACF) والإرتباط الذاتي الجزئي (PACF) فإذا كان :

[29] عبد القادر محمد عبد القادر عطية ، مرجع سابق ، ص متعددة

- بيان الدالة (ACF) تتناقص تدريجاً ويشكل أسى أو سلوك دالة الجيب المتضائلة وبيان دالة (PACF) ينقطع بعد الإزاحة (p) فإن النموذج الملائم للبيانات هو AR (p).
- بيان دالة (ACF) و(PACF) تتناقص تدريجياً وبشكل أسي أو سلوك دالة الجيب المتضائلة فإن النموذج الملائم للبيانات هو MA (q).
- بيان الدالة (ACF) و(PACF) تتناقص تدريجياً وبشكل أسي أو سلوك دالة الجيب المتضائلة فإن النموذج الملائم للبيانات هو ARMA (p.q)

2/ التقدير Estimation

إن عملية تقدير النموذج هي المرحلة الثانية من مراحل دراسة السلاسل الزمنية وتحليليها، وتأتي بعد عملية تشخيص النموذج الملائم للسلسلة الزمنية ، ولكي يحقق النموذج الهدف الأساس من بنائه، وهو التنبوء فيجب علينا أن نضمن جودة تقديره وملائمته للسلسلة الزمنية ، وهناك عدة طرق لتقدير معالم النموذج من أبرزها :

1. طريقة المربعات الصغرى الإعتيادية Method of Ordinary Least Squares(O.L.S.E)

هذه الطريقة مبنية على مبدأ تقليص مجموع مربعات خطأ التقدير، وجعله في نهايته الصغرى.

2. طريقة الإمكان الأعظم Maximum Likeliood Method

3/ إختبار دقة النموذج Diagnostic Checking of Model

يتم إختبار ملائمة النموذج ومدى صلاحيته لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية من خلال:

- اختبار معنوية معالم النموذج وذلك بإستخدام إحصاء الإختبار(t-student) وذلك للتحقق من معنوية معاملات النموذج إحصائياً أي لا تختلف عن الصفر، فإذا كانت غير معنوية لابد من إستبعاد أحد رتب AR و MA.
- تحليل الارتباطات الذاتية للبواقي ، وبطريقتين:

أ/ الطريقة التي تعتمد على اختبار q (Ljung & Box) وذلك لإختبار فرضية العدم الأتية:
معتمدين على الإرتباطات الذاتية للبواقي.

ب/ الطريقة الثانية هي التي تعتمد فيها على حدود الثقة للإرتباطات الذاتية للبواقي المقدرة .

4/ التنبوء Forecasting

التنبوء هو الخطوة الأخيرة من خطوات دراسة وتحليل نماذج السلاسل الزمنية ، ويعد الهدف الأساسي من الدراسة فبعد تحديد النموذج الملائم للبيانات يتم إستخدامه لمعرفة قيم الظاهرة المستقبلية ولفترات طويلة أو قصيرة .

الفصل الثالث

الجانب التطبيقي

الفصل الثالث

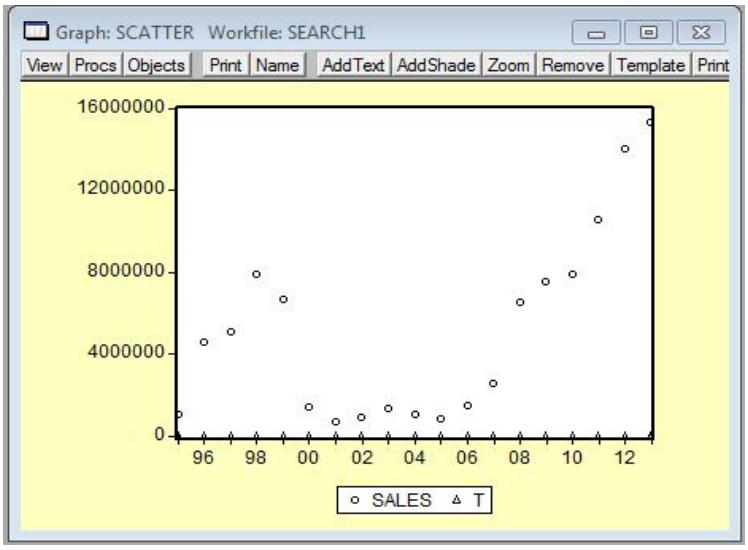
(الجانب التطبيقي)

وصف البيانات :

إن البيانات التي استخدمت في هذا البحث تتكون من سلسلة زمنية سنوية بواقع (19) مشاهدة تمثل مبيعات الطحين بالجنيه السوداني ، والتي أخذت من سجلات شركة مطاحن الأبيض كما في الجدول رقم1 (في الملاحق) والتي تمتد للفترة من (1995) وحتي (2013) ، بمتوسط قدره (5117796) وقيمة دنيا (668234) وقيمة قصوي (15280767) وتتزايد بمعدل نمو سنوي قدره (77.5) ، وتتشتت قيم هذه السلسلة عن متوسطها بإنحراف معياري قدره (4565144) وأن عدد البلينات يدعونا لإفتراض أن السلسلة تتبع توزيعاً طبيعياً وبالتالي يمكن

أولاً : نموذج الإنحدار الخطي البسيط :

1/ بداية يتم رسم شكل الإنتشار بين المتغيرين (المبيعات ، الزمن) لمعرفة الإرتباط وإتجاه العلاقة ، وذلك في الشكل التالي :



شكل رقم (3-1)(المصدر إعداد الباحث) مبيعات مؤسسة شركة مطاحن الأبيض وفقاً للسنوات 1995 – 2013م

من الشكل أعلاه نلاحظ في الفترة الأولي من بيانات الدراسة أن المبيعات في حالة استقرار ومتقاربة ومرتفعة نوعاً ما ، وفي البيانات الوسطي للدراسة نجد استقرار في المبيعات مع الإنخفاض في الفترة (2000 - 2006) وكما نلاحظ زيادة مضطردة في المبيعات في الفترة (2008 - 2013) ومتسارعة جداً في النهاية كما نلاحظ عدم وجود استقرار في البيانات وأن الفترة (1995 - 2006) تكاد تنعدم فيها الخطية .

2/ تقدير نموذج الإنحدار الخطي البسيط :

إن الصورة العامة للنموذج الخطي البسيط للإنحدار تكون $\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X$

والنموذج المقدر من بيانات الدراسة حسب النتيجة (3-1) هو $\hat{Y} = 322396.4 + 479540x_i$

نجد أن :

قيمة $\hat{\alpha}$:وتعني أن متوسط المبيعات عند ثبات القيم الأخري وهي السعر مثلاً السائد خلال فترة الدراسة.

قيمة $\hat{\beta}$: وتعني عند التغير في فترة زمنية نتوقع زيادة مقدارها (479540) في المبيعات وهذا يعني وجود علاقة معنوية بين المبيعات والزمن وذلك رده لإرتفاع أسعار الصرف وإرتفاع تكاليف الإنتاج .

3/ الاختبارات الإحصائية :

أ/ اختبارات الخطأ المعياري (S) :

لقد بلغ الخطأ المعياري للتقدير (3788942)

نجري مقارنة بين نصف قيمة المعلمة والخطأ المعياري للمعلمة .

- بالنسبة للمعلمة $\hat{\alpha}$:

الخطأ المعياري ل $\hat{\alpha}$ = 1672022 ونصف قيمة المعلمة

$$\frac{\alpha}{2}=\frac{322396.4}{2}=161198.2$$

بما أن نصف قيمة المعلمة أقل من الخطأ المعياري لها ، فإن هذا يدل علي كبر الخطأ المعياري لتقدير المعلمة وعدم معنويتها .

- بالنسبة للمعلمة $\hat{\beta}$:

الخطأ المعياري ل $\hat{\beta}$ = 158701.3 ونصف قيمة المعلمة $\frac{\beta}{2}=\frac{479540}{2}=239770$

بما أن نصف قيمة المعلمة أكبر من الخطأ المعياري لها ، فإن هذا يدل علي صغر الخطأ المعياري لتقدير المعلمة و معنويتها .

ب/ الإختبارات الإحصائية للمعلمات بواسطة اختبار (t) :

- بالنسبة للمعلمة $\hat{\alpha}$:

الفرضية (أي أن $\hat{\alpha}$ لا يمكن أن تمثل متوسط المبيعات) $H_0:\alpha=0$

(أي أن $\hat{\alpha}$ يمكن أن تمثل متوسط المبيعات) $H_1:\alpha\neq 0$

حيث بلغت قيمة t = 0.479621 بقيمة إحتمالية 0.6376 وهي أكبر من المستوي المقبول لدينا عادة 0.05 لذلك يتم قبول الفرضية H_0 ورفض الفرضية H_1 ، وبهذا تكون المعلمة $\hat{\alpha}$ غير مساوية للوسط الحسابي وليست ذات دلالة إحصائية (غير معنوية) ولايمكن الوثوق بها كمعلمة للتقدير في المجتمع .

- بالنسبة للمعلمة $\hat{\beta}$:

الفرضية (العامل الزمني لا يؤثر في المبيعات) $H_0:\beta=0$

(العامل الزمني يؤثر في المبيعات) $H_1:\beta\neq 0$

حيث بلغت قيمة t = 3.021651 بقيمة إحتمالية 0.0077 وهي أقل من المستوي المقبول 0.05 لذلك يتم قبول الفرضية H_1 ورفض الفرضية H_0 ، وبهذا نقر بوجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين الزمن والمبيعات (علاقة طردية) وتكون المعلمة $\hat{\beta}$ قادرة علي تمثيل المجتمع تمثيلاً صحيحاً و يمكن الوثوق بها كمعلمة للتقدير في المجتمع .

ج/ اختبار النموذج ككل بواسطة إحصائية F :

الفرضية (لا توجد علاقة خطية بين المبيعات والزمن) $H_0:(\alpha,\beta)=0$

(توجد علاقة خطية بين المبيعات والزمن) $H_1:(\alpha,\beta)\neq 0$

بما أن قيمة F بلغت 9.130374 وقيمتها الإحتمالية 0.007691 وهي أقل من 0.05 يتم قبول الفرضية H_1 ورفض الفرضية H_0 ونقر بوجود علاقة ذات دلالة خطية بين المبيعات والزمن وبذلك يكون النموذج ككل معنوي .

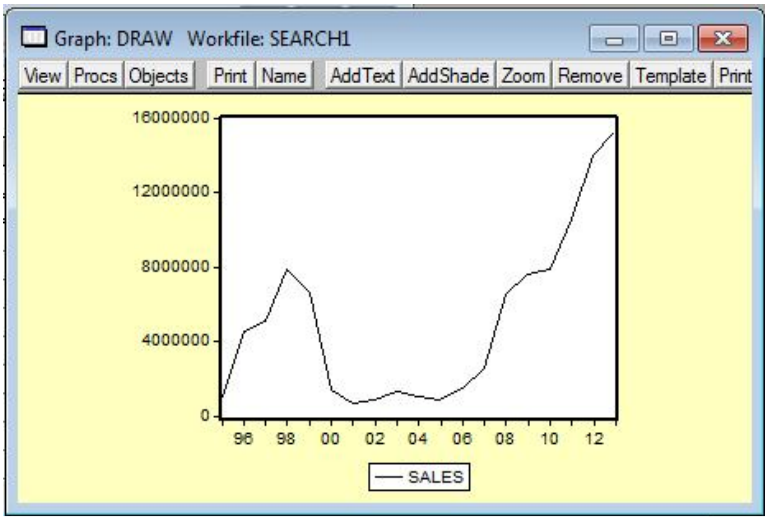
د/ استخدام النموذج في التنبؤ :

لإسلوب تحليل الإنحدار ثلاث وظائف رئيسية هي الوصف والتحكم والتنبؤ وبالتالي النموذج الذي أمامنا لا يصلح للتنبؤ ويري الباحث أن فترة المبيعات ما قبل القيمة (2000) هي فترة غير خطية ، أما الفترة التي تصل من (2000 - 2006) فهنا الثبات بعض الشئ ثم الزيادة المضطردة في السعر جعلته غير خطي .

قبل أن نستخدم النموذج في التنبؤ لا بد لنا من قياس مقدرته علي التنبؤ وذلك بإستخدام قاعدة ثيل الإحصائية Theil inequality coefficient والتي تظهر في النتيجة (3-2) أن قيمته تساوي (0.286032) وهي قيمة لا تقترب من الصفر وعليه يكون هنالك مقدرة ضعيفة للنموذج علي التنبؤ ،كما أن قيمة ($R^2 = 0.35$) وهذا يعني أن متغير الزمن يفسر فقط 35% من التغيرات في متغير المبيعات مما يقلل من قوة التنبؤ تبعاً لضعف قوة التفسير هذه .

ثانياً : نموذج السلسلة الزمنية :

1- رسم السلسلة الزمنية :



شكل رقم (3-2)(المصدر :إعداد الباحث) بيعات مؤسسة شركة مطاحن الأبيض وفقاً للسنوات 1995 – 2013م

2- اختبار استقرارية السلسلة الزمنية :

صياغة الفرضية : H_0 : السلسلة غير ساكنة

H_1 : السلسلة ساكنة

إن قيمة ADF (تمثل القيمة المحسوبة للإختبار ADF Test Statistic) فنقوم بمقارنتها مع القيم الحرجة عند مستويات معنوية (10% و5% و1%)وغالباً ما نختار 5% للمقارنة .

فنلاحظ من النتيجة (4-3) أن قيمة ADF Test Statistic بلغت (0.342295) وهي أقل من القيمة الحرجة عند مستوي معنوية 5% (3.0521) وعليه نرفض فرض البديل ونقبل الفرض العدم القائل بعدم إستقرار السلسلة عند مستواها .

وللتأكيد نجري إختبار قيمة Q حيث Q المحسوبة :

$$Q = n\sum_{k=1}^{m} \widehat{P}_k^2$$

تم حساب الإرتباطات الذاتية بواسطة برنامج SPSS وكانت كما يلي :

	X	Z1	Z2	Z3	Z4	Z5	Z6	Z7	Z8	Z9	Z10
Correlation	1	.884**	.665**	.407	.197	-.063-	-.453-	-.618*	-.672*	-.545-	-.391-
Sig. (2-tailed)		.000	.004	.117	.481	.831	.120	.032	.024	.103	.298

جدول رقم () الأرتباطات الذاتية (الفجوات (m) = 10)

$$Q = 19(0.884^2 + 0.665^2 + 0.407^2 + 0.197^2 + (-0.063)^2 + (-0.453)^2 + (-0.618)^2 + (-0.672)^2 + (-0.545)^2 + (-0.391)^2)$$

$$Q = 19(2.77) = 52.63$$

وقيمة Q الجدولية تساوي $Q_{m,\alpha}$ حيث m عدد الفجوات وهو $\left(m = \frac{19}{2} = 9.5 \cong 10\right)$ و α تساوي 0.05 :

نبحث في جدول كاي تربيع عن القيمة $Q_{10,0.05}$ وتساوي 18.31 .

بما أن قيمة Q المحسوبة (52.63) تفوق القيمة الجدولية (18.31) يتم قبول الفرضية H_0 والتي تقول أن السلسلة الزمنية غير ساكنة .

نجد أن السلسلة الزمنية غير ساكنة ، ولكي نتحاشي عدم تجريب عدة نماذج ومن ثم نختار النموذج المناسب سنترك هذه العملية للمنمذج الخبير (specter modeler) الذي جاء في إصدارات ((spss version 14,15,...,21) وسنستخدم SPSS 16 حتي يحدد لنا النموذج الأنسب :

من النتيجة (5-3) نجد أن النموذج الأكثر ملائمة هو نموذج ARIMA (0,1,0) ، أي أنه لا يوجد أي نمط لمتوسط متحرك أو إنحدار ذاتي لأن رتبتيهما صفر مما يوضح أن السلسلة الناتجة أيضاً عشوائية ، اذن يمكن أن تصبح المعادلة بالصورة الآتية :

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + \ell_t$$

بعد ادخال الثابت علي المعادلة تصبح :

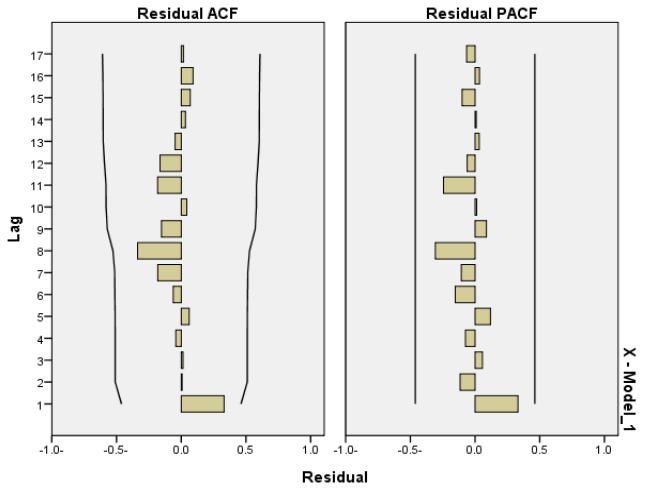
$$Y_t = 7.922E5 + Y_{t-1}$$

ولحساب معادلة التنبؤ ندخل التوقع للطرفين ، فتصبح المعادلة :

$$E(Y_t) = E(7.922E5) + E(Y_{t-1})$$

$$E(Y_t) = E(Y_{t-1})$$

وهذه هي معادلة التنبؤ بعد أخذ الفرق الأول وأن التنبؤ الأفضل لأي قيمة هو القيمة السابقة لها .



شكل رقم (3-2)(المصدر : إعداد الباحث) بيعات مؤسسة شركة مطاحن الأبيض وفقاً للسنوات

نلاحظ إنحصار قيم البواقي داخل حدود فترة الثقة لكل من الإرتباط الذاتي والإرتباط الذاتي الجزئي لهو مدعاة لفرض أن السلسلة عشوائية .

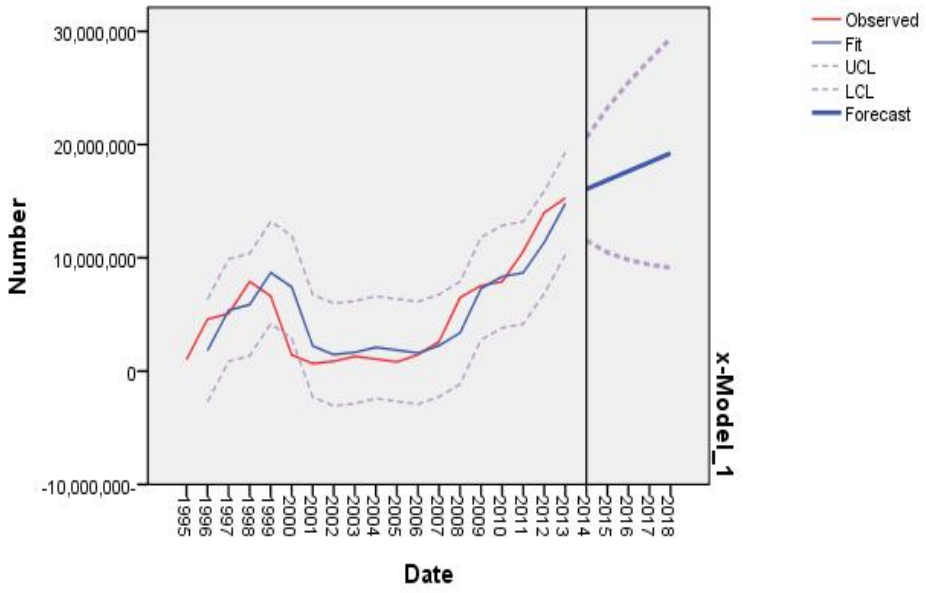
مقارنة :

Metric	R-square	MAE	MAPE	RMSE
Linear regression	0.35	3098935	159.7228	358980
ARIMA (0,1,0)	0.78	1.503E6	67.447	2.143E6

جدول رقم ()جدول مقارنة بعض المقاييس الإحصائية بين النموذجين

Year	ARIMA	Reg. liner
2014	2.E7	9913195.49123
2015	2.E7	10392735.4456
2016	2.E7	10872275.4
2017	2.E7	11351815.3544
2018	2.E7	11831355.3088

جدول رقم () القيم المتنبأ بها بواسطة النموذجين



شكل رقم (3-2)(المصدر إعداد الباحث) يوضح القيم الفعلية والقيم المتوقعة والحدود العليا والدنيا للبيانات

إن قيمة R-square لنموذج أريما بلغت 0.78 وهي أكبر بكثير من قيمة نموذج الإنحدار (0.35) كما أن قلة القيم الأخري لنموذج أريما تدعو لأن يكون هو النموذج الأعلي قوة في التنبؤ .

الفصل الرابع

النتائج والتوصيات

النتائج والإستنتاجات:

1. رغم أن نموذج الإنحدار معنوي ككل إلا أنه ضعيف في تفسير التغيرات الحاصلة في المتغير الناتج ، وأن المفسر منها نسبته 35% مما يدعو تضمين متغيرات لزيادة نسبة التفسير .
2. تشكل مبيعات الشركة سياقاً عشوائياً غير مستقر، وأظهر إختبار Dickey – fuller وجود جذر الوحدة، وقد أخذ مرشح الفرق الأول لجعلها مستقرة.
3. تبين أن النموذج الأنسب من بين نماذج السلاسل الزمنية ومنهجية بوكس جنكيز وغيرها بواسطة Specter Modeler هو ARIMA (0,1,0).
4. عند غياب العلاقات السببية بين المتغيرات أو عدم توفير المعلومات الكافية حول المتغيرات التوضيحية فإن إسلوب السلاسل يكون الأكثر دقة في عملية التنبؤ.
5. إن تذبذب السلسلة وعدم إتخاذها نمط معين في تحديد الإتجاه ناتج من الإرتفاع والإنخفاض في المبيعات مع قلة حجم العينة المتوفر.

توصيات :

1. يوصي الباحث كي نتبني نموذج قياسي للعلاقة بين المبيعات والزمن أن نركز علي الفترة (2005 - 2013) فهي تصلح للتنبؤ.
2. يوصي الباحث بتغيير نمط العلاقة من بسيطة إلى متعددة بين المبيعات والزمن .
3. يوصى الباحث بدراسة مستقبلية إن أمكن الحصول على بيانات موسمية او إدخال بعض المتغيرات لتصبح العلاقة متعددة لكان افضل في المنظور الإحصائي والإقتصادي.

المراجع:

1. القرآن الكريم.
2. أحمد عبد الله ابراهيم أحمد، 2008م، مقدمه في الاقتصاد القياسي، شركة مطابع السودان للعملة المحددوة، الخرطوم .
3. جورج كانافوس،2004م، الاحصاء للتجاريين مدخل حديث، دار المريخ للنشر، الرياض، المملكة العربية السعودية.
4. زين العابدين عبد الرحيم بشير ، أحمد عودة عبد المجيد عدوة، الاستقلال الاحصائي، النشر والمطابع- جامعة الملك سعود، المملكة العربية السعودية، الرياض.
5. سالم عيسى بدر عماد عضاب عيانية،2010م، الطبعة الثانية، عمان- الأردن.
6. سعد الفدين محمد الشيال، مقدمة في الاقتصاد القياسي، بدون.
7. سهيل احمد سمحان، محمد حسين الوادي،مبادئ الأحصاء، للاقتصاد والعلوم الادارية،2010م، الطبعة الثانية، دار الصفاء للنشر والتوزيع، عمان.

8. شفيق أحمد العتوم،2008م، الطبعة اثاللثة، طرق الأحصاء بإستخدام gpss، دار المناهج للنشر والتوزيع عمان - الاردن.
9. طارق محمد الرشيد،2005م، المرشد في الاقتصاد القياسي التطبيقي،2005، بدون.
10. عبد الرحمن سليمان أبو عمة، محمود ومحمد ابراهيم هندى، الأحصاء التطبيقى، دار البيكان، المملكة، الرياض.
11. عبد القادر محمد محمد عبد القادر عطية،2005م، الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية، مصر، الاسكندرية.
12. على قرقوم،1998م، سياسات الاحصاء، الطبعة الثانية، ليبيا، بنغازى.
13. محمد صبحي أبو صالح وآخرون،1990م، مقدمة في الاحصاء، مركز الكتب الأردني.
14. مراد كمال عوض، اسياسات الاحصاء، متعهد مجمع المختبرات الشامل ، البداية للنشر والتوزيع.
15. http://www.arab-eng.org/vb/t124022.html
16. http://ar.bossgoo.com/product-detail/airtac-afc-bfc-series-fr-l-1178935.html

المـــلاحـق

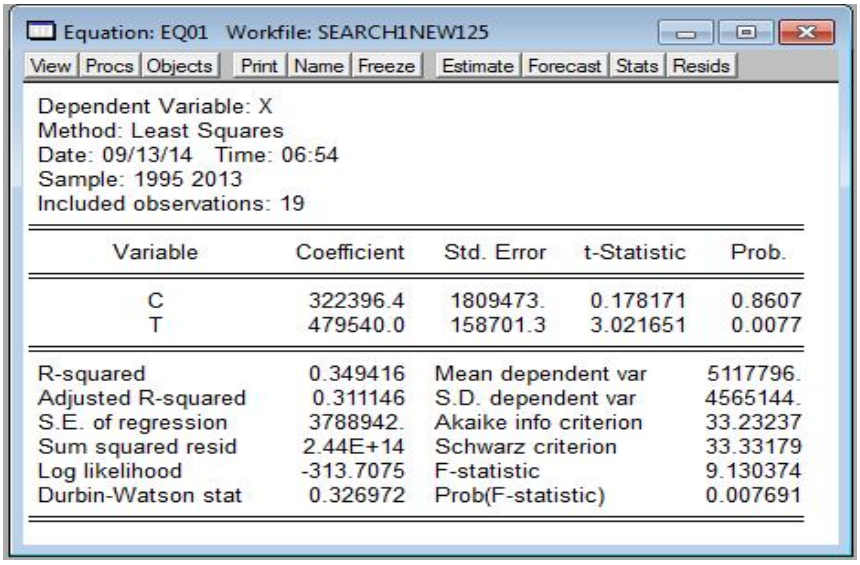
الملاحق :

رقم	السنة	الإجمالي (بالجنيه)
1	1995	1021574
2	1996	4584102
3	1997	5077273
4	1998	7898753
5	1999	6643453
6	2000	1433743
7	2001	668234
8	2002	871899
9	2003	1307160
10	2004	1064062
11	2005	816644
12	2006	1460444
13	2007	2589592
14	2008	6507675
15	2009	7552921
16	2010	7895865
17	2011	10569320

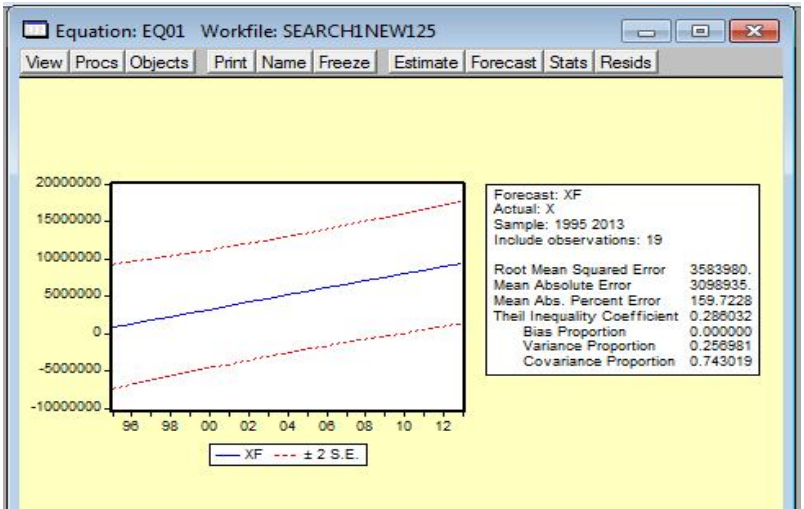
13994642	2012	18
15280767	2013	19

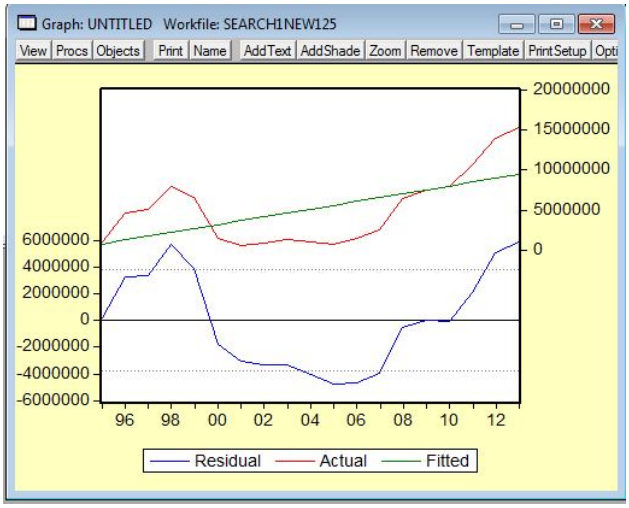
جدول رقم (3-1) :بيانات مبيعات الشركة خلال الأعوام من (1995م – 2013م) :

المصدر : شركة مطاحن الأبيض الحديثة (التقرير السنوي2013م)



نتيجة رقم (3-1) معاملات نموذج الإنحدار الخطي البسيط





نتيجة رقم (3-3) منحني البواقي والقيم الفعلية والمتوقعة

Series: SALES Workfile: SEARCH1

View | Procs | Objects | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Stats | Ident | Line | Bar

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on SALES

ADF Test Statistic	-0.342295	1% Critical Value*	-3.8877
		5% Critical Value	-3.0521
		10% Critical Value	-2.6672

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SALES)
Method: Least Squares
Date: 07/31/14 Time: 16:54
Sample(adjusted): 1997 2013
Included observations: 17 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SALES(-1)	-0.054466	0.159120	-0.342295	0.7372
D(SALES(-1))	0.387150	0.286921	1.349327	0.1987
C	593081.2	830384.5	0.714225	0.4868

R-squared	0.129540	Mean dependent var	629215.6
Adjusted R-squared	0.005189	S.D. dependent var	2090348.
S.E. of regression	2084917	Akaike info criterion	32.09714

Model Description

			Model Type
Model ID	X	Model_1	ARIMA(0,1,0)

نتيجة رقم (3-5) النموذج المحدد للسلسلة الزمنية

Model Statistics

Model	Number of Predictors	Model Fit statistics				Ljung-Box Q(18)			Number of Outliers
		Stationary R-squared	R-squared	RMSE	MAPE	Statistics	DF	Sig.	
X-Model_1	0	1.557E-16	.782	2.143E6	67.447	.	0	.	0

نتيجة رقم (3-6) إحصائيات النموذج المحدد للسلسلة الزمنية

ARIMA Model Parameters

				Estimate	SE	t	Sig.
X-Model_1	X	No Transformation	Constant	7.922E5	5.050E5	1.569	.135
			Difference	1			

نتيجة رقم (3-7) معاملات النموذج المحدد للسلسلة الزمنية

Forecast

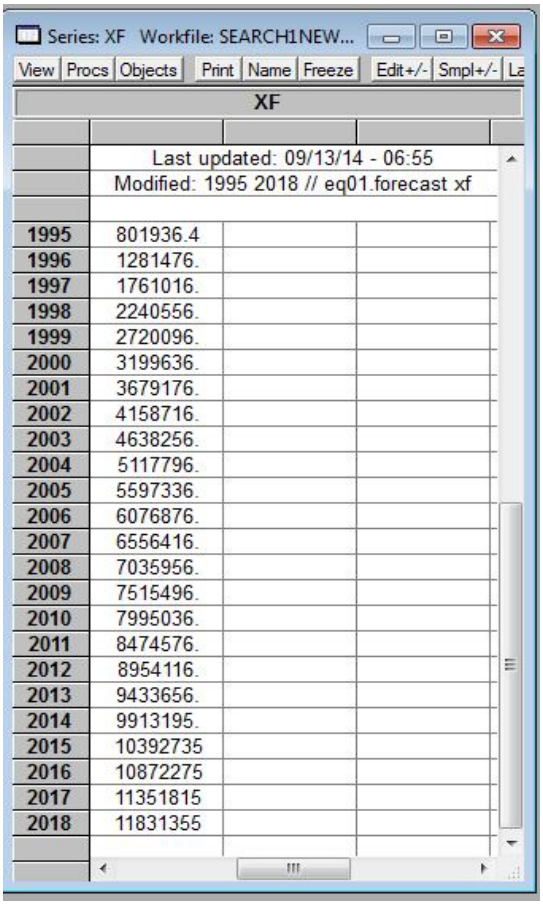
Model		2014	2015	2016	2017	2018
X-Model_1	Forecast	2.E7	2.E7	2.E7	2.E7	2.E7
	UCL	2.E7	2.E7	3.E7	3.E7	3.E7
	LCL	1.E7	1.E7	9827747	9408688	9133745

For each model, forecasts start after the last non-missing in the range of the requested estimation period, and end at the last period for which non-missing values of all the predictors are available or at the end date of the requested forecast period, whichever is earlier.

نتيجة رقم (3-8) القيم المتنبأ بها بواسطة نموذج السلسلة الزمنية

	X	YEAR_	DATE_	Predicted_X_Model_1
1	1021574	1995	1995	.
2	4584102	1996	1996	1813751
3	5077273	1997	1997	5376279
4	7898753	1998	1998	5869450
5	6643453	1999	1999	8690930
6	1433743	2000	2000	7435630
7	668234	2001	2001	2225920
8	871899	2002	2002	1460411
9	1307160	2003	2003	1664076
10	1064062	2004	2004	2099337
11	816644	2005	2005	1856239
12	1460444	2006	2006	1608821
13	2589592	2007	2007	2252621
14	6507675	2008	2008	3381769
15	7552921	2009	2009	7299852
16	7895865	2010	2010	8345098
17	10569320	2011	2011	8688042
18	13994642	2012	2012	11361497
19	15280767	2013	2013	14786819
20	.	2014	2014	16072944
21	.	2015	2015	16865122
22	.	2016	2016	17657299
23	.	2017	2017	18449477
24	.	2018	2018	19241654

القيم المتوقعة بنموذج arima



القيم المتوقعة بنموذج الإنحدار الخطى البسيط

نتيجة رقم (3-9) توضح القيم المتنبأ بها بواسطة النموذجين