



جمهورية العراق

وزارة التعليم العالي والبحث العلمي

جامعة كربلاء

كلية الادارة و الاقتصاد

قسم الاحصاء

استعمال بعض الاساليب الاحصائية للتنبؤ بالطاقة الكهربائية الضائعة (دراسة تطبيقية)

رسالة مقدمة الى مجلس كلية الادارة والاقتصاد في

جامعة كربلاء

و هي جزء من متطلبات نيل درجة الماجستير في

علوم الاحصاء

تقدم بها

حسنين علي هاشم السرحان

بإشراف

أ . د . عدنان كريم نجم الدين

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ
يَرْفَعِ اللَّهُ الَّذِينَ آمَنُوا مِنْكُمْ
وَالَّذِينَ أُوتُوا الْعِلْمَ دَرَجَاتٍ
وَاللَّهُ بِمَا تَعْمَلُونَ خَبِيرٌ
صَدَقَ اللَّهُ الْعَلِيُّ الْعَظِيمُ

((سورة المجادلة الآية 11))

الاهداء

الى سيد المرسلين وخاتم الأنبياء محمد (صل الله عليه وآله وسلم)
إلى ملاكي في الحياة .. معنى الحب و معنى الحنان والتفاني .. بسمه الحياة وسر
الوجود إذ كان دعائه سر نجاحي وحنانه بلسم جراحي و تاج رأسي ...

"أبي"

إلى من بها أكبر و عليها أعتمد .. شمعة متقدة تنير ظلمة حياتي..
و بوجودها أكتسب قوة ومحبة لا حدود لها.. قد عرفت معها معنى الحياة

"أمي"

إلى من أرى التفاؤل بأعينهم .. والسعادة في ضحكتهم , شعلة الذكاء و النور
, و الوجوه المفعمة بالبراءة و بمحبتهم أزهرت أيامي و تفتحت براعم للغد...

"اخوتي"

الى .. من وقفت الى جانبي وتحلت بالصبر والايمان .. التي كانت تعد الايام
بالدقائق لأنهي هذا الجهد المتواضع .. زوجتي

الى من يضحون بأنفسهم ودمائهم في سبيل ان ننام نوما هنيئاً ... ارواح من فقدنا
منهم... ابطال العراق

الى كل من احبهم و يحبوني . . . اهدي هذا الجهد المتواضع

حسنين

شكر وتقدير

بسم الله الرحمن الرحيم

((رَبِّ أَوْزِعْنِي أَنْ أَشْكُرَ نِعْمَتَكَ الَّتِي أَنْعَمْتَ عَلَيَّ وَعَلَى وَالِدَيَّ وَأَنْ أَعْمَلَ صَالِحًا تَرْضَاهُ وَأَدْخِلْنِي بِرَحْمَتِكَ فِي عِبَادِكَ الصَّالِحِينَ)) صدق الله العلي العظيم، سورة النمل، الآية (19).

أحمدُ الله واسجد له شكراً على ما هدانا إليه وما انعم علينا به من نعم لو حاولنا عدّها لما احصيناها، وأصلي وأسلم على اشرف المرسلين سيدنا محمد وعلى آله الطيبين الطاهرين وصحبه المخلصين .

يطيبُ ليّ، بعد أن اتممت رسالتي المتواضعة هذه، أن اتوجه بالشكر والثناء إلى الاستاذ الفاضل الدكتور عدنان كريم نجم الدين لتحمله عناء الإشراف على هذه الرسالة ومتابعته المستمرة ليّ بالنصح والارشاد والتوجيه، والذي كان لإشرافه العلمي الدقيق وتوجيهاته السديدة وما جادت به نفسه الكريمة من خلق نير، الأثر البالغ في إظهار الرسالة وإنجازها على نحوٍ نافع ومفيد، وتبقى المفردة اللغوية قاصرة عن التعبير عما يختلج في داخلي من مشاعر الودّ والاحترام تجاهه وفقه الله وجزاه خير الجزاء.

كما اتقدم بالشكر والامتنان للأساتذة الأفاضل رئيس وأعضاء لجنة المناقشة المحترمين على تفضلهم بقبول مناقشة هذه الرسالة وبما سوف يبده من ملاحظات واءاء علمية قيمة تسهم في اغناء هذه الرسالة.

كذلك يحتم عليّ رد الجميل ان اتقدم بالشكر والعرفان الى الاستاذ الفاضل الدكتور عواد كاظم الخالدي عميد كلية الادارة والاقتصاد المحترم و السيد رئيس قسم الاحصاء والسادة اساتذة القسم ممن تتلمذت على ايديهم ، سواءً في دراستي للبكالوريوس أم في الماجستير، فكانوا مشاعل علم باهرة، وجزاهم الله عني ما يجزي به عباده الصالحين.

ومن واجب العرفان بالجميل ان اتقدم بالشكر الى زملائي طلبة الدراسات العليا وأتمنى لهم جميعاً دوام الموفقية والنجاح وان ينعم الله عليهم بالخير والبركة .

ولا يفوتني أن اقدم شكري لمنتسبي مكتبة كلية الادارة والاقتصاد جامعة كربلاء ومكتبة العتبة

الحسينية المقدسة ومكتبة العتبة العباسية المقدسة ، لما ابده من تعاون كبير في تيسير الحصول على

مصادر الرسالة، كما لا يسعني إلا أن اقدم شكري وامتناني لكل من مد لي يد العون وساعدني في

إتمام هذا الرسالة.

فجزى الله الجميع عني خير جزاء المحسنين ووفقهم لما يحبهُ ويرضاه إنه هو السميع العليم.

ومن الله التوفيق والسداد

الباحث

يعد موضوع السلاسل الزمنية **Time Series** من الموضوعات المهمة التي تتناول سلوك الظواهر وتفسيرها عبر مدد زمنية معينة , وتكمن أهمية تحليل السلاسل الزمنية في الحصول على وصف دقيق للسلسلة الزمنية وبناء نموذج ملائم للتنبؤ واستعمال النتائج لأغراض التخطيط للمستقبل. إن الغاية من تحديد نموذج ملائم يؤدي إلى تقديرات نستطيع الاستفادة منها في إجراء تنبؤات لمعرفة الطاقة الكهربائية الضائعة لمحافظة كربلاء المقدسة للمدة القادمة كي يتسنى للقائمين بأمر الطاقة الكهربائية التعرف على ضائعات الطاقة الكهربائية وأخذ الاحتياطات اللازمة لمواجهة هذه الظاهرة ووضع السبل لمعالجتها ، وسيتم الاعتماد على أسلوب (بوكس جنكنز) لغرض تحديد أفضل وأكفأ نموذج احصائي يتم استعماله في التنبؤ وتحليل السلسلة الزمنية للطاقة الكهربائية الضائعة لمحافظة كربلاء المقدسة للمدة من (2012-2016) .

وبالاعتماد على هذا النموذج تم التنبؤ بالطاقة الكهربائية الضائعة لسنتين قادمتين (2017-2018) وقد كانت القيم التنبؤية متناسقة مع القيم الحقيقية مما يدل على كفاءة النموذج.

توحي الدراسة بضرورة استخدام النموذج المقترح للتنبؤ بالطاقة الكهربائية الضائعة مستقبلاً وأهمية الحصول على المعلومات والبيانات المتعلقة بالطاقة الضائعة للإفادة في التوصل إلى بحوث علمية تساعد على إجراء العديد من الدراسات التي تستخدم أساليب احصائية مختلفة عن السلاسل الزمنية خدمةً للمصلحة العامة ومحاولة التقليل قدر الامكان من تلك الضائعات التي تحدث في الطاقة الكهربائية .

الصفحة	قائمة المحتويات	
1-7	الفصل الاول	
1	المقدمة	1-1
2	هدف البحث	2 -1
2	مشكلة البحث	3 -1
3	فرضية البحث	4 -1
3	عينة البحث	5 -1
3	الاستعراض المرجعي	6 -1
8-44	الفصل الثاني	
8	التمهيد	1-2
8	مفهوم الضائعات في الطاقة الكهربائية	2-2
9	أنواع الضائعات وأسبابها واساليب معالجتها.	3-2
11	السلاسل الزمنية واستخدامها في تحليل الضائعات في الطاقة الكهربائية	4-2
11	التمهيد	1-4-2
11	تعريف السلسلة الزمنية	2-4-2
12	مركبات السلسلة الزمنية	3-4-2
14	استقرارية السلسلة الزمنية	4-4-2
16	الكشف عن اختبارات استقرارية السلسلة الزمنية	5- 4 -2
16	دالة الارتباط الذاتي	أ
17	دالة الارتباط الذاتي الجزئي	ب
19	اختبارات جذر الوحدة للاستقراريه	ج

19	نموذج استقرارية الاتجاه TS	1
20	نموذج استقرارية الفرق DS	2
20	اختبار ديكي فولر	1
21	اختبار ديكي موسع ٥	2
21	اختبار فيلبس وبيرون (p-p)	3
22	اختبار كفي اتكو فسكي (kpss)	4
23	اختبارات التوزيع الطبيعي	3
24	نماذج السلاسل الزمنية المستقرة ومميزاتها	5-2
24	نماذج الانحدار الذاتي	1-5-2
26	نماذج المتوسطات المتحركة	2-5-2
29	نماذج الانحدار الذاتي والايوساط المتحركة	3-5-2
31	النماذج المختلطة المتكاملة (ARIMA)	4-5-2
32	نماذج السلاسل الزمنية الموسمية	6-2
32	نماذج الانحدار الذاتي الموسمية	1-6-2
33	نماذج المتوسطات المتحركة الموسمية	2-6-2
34	النموذج المختلط (الانحدار الذاتي والايوساط المتحركة) الموسمي	3-6-2
34	النموذج الموسمي المضاعف	4-6-2
34	طريقة بوكس - جنكنز	7-2
37	المرحلة الاولى :التشخيص	1-7-2
38	معيار معلومات اكاكي	أ
38	معيار شوارتز	ب
39	معيار معلومة بيز	ج

39	معيار حنان - كوين	ج
40	المرحلة الثانية (مرحلة تقدير المعالم)	2-7-2
41	المرحلة الثالثة (اختبار دقة الانموذج)	3-7-2
42	اختبار حدي الثقة	أ
42	اختبار بيرس	ب
43	اختبار بوكس	ج
43	المرحلة الرابعة (التنبؤ)	4-7-2
56-45	الفصل الثالث: الجانب التطبيقي	
45	التمهيد	1-3
45	بيانات البحث	2-3
47	استقرارية السلسلة	1-2-3
51	تشخيص وتقدير الأنموذج واختيار الأنموذج الأفضل	2-2-3
52	اختبار دقة الأنموذج	3-2-3
52	اختبار (Ljung-Box)	1-3-2-3
52	اختبار البواقي	2-3-2-3
53	التوزيع الطبيعي للأخطاء	3-3-2-3
54	التنبؤ	4-2-3
58-57	الفصل الرابع	
57	الاستنتاجات	
58	التوصيات	
64-59	المصادر العربية والاجنبية	
66-65	الملاحق	

فهرس الجدول و الاشكال

رقم الجدول	عنوان الجداول	الصفحة
1-3	كمية الطاقة الكهربائية الضائعة (كانون الثاني 2012-كانون الاول 2016)	46
2-3	نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع للسلسلة الاصلية <u>Dickey – Fuller Augmented</u>	48
3-3	نتائج اختبار ADF لسلسلة الفروق واللوغاريتم الطبيعي	50
4-3	نماذج (Box- Jenkins) المقترحة لسلسلة كمية الطاقة الكهربائية الضائعة	51
5-3	معلمات الانموذج SARIMA(0,1,1)x(0,1,1) ₁₂ ومعنويتها	51
6-3	المعدلات الشهرية المتنبأ بها بعد اخذ الانتي لوك لعامي (2017-2018) المقاسة ب كيلو واط ساعة	55
رقم الشكل	عنوان الشكل	الصفحة
1-2	المخطط يوضح مراحل طريقة (Box – Jenkins)	36
1-3	سلسلة كمية الطاقة الضائعة (كانون الثاني 2012 ولغاية كانون الاول 2016)	47
2-3 أ	دالة الارتباط الذاتي ACF للسلسلة الاصلية	47
2-3 ب	دالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF للسلسلة الاصلية	47
3-3	سلسلة بيانات الطاقة الكهربائية الضائعة بعد الفرق الاعتيادي الاول والفرق الموسمي الاول وللوغاريتم الطبيعي	49
3-4 أ	دالة الارتباط الذاتي ACF لسلسلة الفروق واللوغاريتم الطبيعي	50
3-4 ب	دالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF لسلسلة الفروق واللوغاريتم الطبيعي	50
3-5 أ	دالة الارتباط الذاتي ACF للبقاقي	53
3-5 ب	دالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF للبقاقي	53
6-3	التوزيع الطبيعي للبقاقي	53
7-3	الاحتمال الطبيعي للبقاقي	54
8-3	القيم التنبؤية لسلسلة كمية الطاقة الكهربائية الضائعة وفق أنموذج SARIMA(0,1,1)x(0,1,1) ₁₂	56

الفصل الاول

المقدمة وهدف البحث
والمواضيع ذات العلاقة

الفصل الاول

المقدمة وهدف البحث والمواضيع ذات العلاقة

Introduction

1-1 المقدمة :

مما لاشك فيه ان الاهمية البالغة للطاقة الكهربائية التي اصبحت في عالمنا المعاصر تدخل في جميع مفاصل الحياة اليومية لجميع القطاعات الاقتصادية . ومن البديهي ان دراسة اي ظاهرة من الظواهر تعتمد على تحليل البيانات الخاصة بتلك الظاهرة في مدة زمنية مناسبة (سواء أكانت سنوات ام اشهر ام مدد زمنية اخرى), وعلى ضوء البيانات المتوفرة يتم التقدير والتنبؤ للمدد اللاحقة .

وتجدر الاشارة الى ان المنظومة الكهربائية تتكون من ثلاث مراحل وهي (مرحلة الانتاج و مرحلة النقل و مرحلة التوزيع) وصولا الى المستهلكين في مختلف اصنافهم الحكومي والتجاري و العائلي .

وان الضائعات في الطاقة الكهربائية هي ظاهرة طبيعية في كل مرحلة من مراحل المنظومة الكهربائية وضمن نسب مقبولة عالميا وتحدث نتيجة لمرور التيار الكهربائي في المراحل المختلفة .

وفي هذا الرسالة تم دراسة ضائعات الطاقة الكهربائية في شبكات التوزيع لمحافظة كربلاء المقدسة والتي تمثل الضائعات الفنية وغير الفنية (الادارية) الناتجة عن التجاوزات على الشبكات الرئيسية والفرعية لتجهيز الطاقة لمدة خمس سنوات والمتمثلة بالمدة (2012-2016) وحسب الاشهر كسلسلة زمنية واجراء دراسة تحليلية باستعمال نماذج بوكس جنكنز (Box & Jenkins) .

وتم الحصول على البيانات الخاصة بالطاقة الكهربائية الضائعة عن طريق الفرق بين بيانات الانتاج المجهز وكمية الطاقة المستهلكة والمثبتة من لدن العدادين وفق المقاييس المستخدمة لهذا الغرض وذلك عن طريق الاعتماد على البيانات الاحصائية التي تم الحصول عليها من دائرة كهرباء كربلاء المقدسة , وسيتم تطوير نماذج قياسية لتحليل طبيعة العلاقة بين الكمية المستهلكة من الطاقة الكهربائية مع الزمن والزيادة السكانية , وكذلك العلاقة بين المنتج من الطاقة الكهربائية والأنفاق الاستثماري في المجال الكهربائي ومستوى الطلب على الطاقة

للأغراض المتعددة , وكذلك العلاقة بين الكمية الضائعة في الطاقة ونسب عدد المقاييس الى عدد الوحدات السكنية والإدارية والتجارية .

وقد تم تقسيم هذا البحث اربعة فصول رئيسة فضلا عن الاستنتاجات والتوصيات ذات العلاقة , إذ تضمن الاول المقدمة والاستعراض المرجعي وهدف البحث والفرضيات الموضوعية للبحث .

اما الثاني فقد احتوى الجانب النظري إذ شمل بعض المفاهيم الاساسية للسلسلة الزمنية والنماذج الخاصة بطريقة (Box & Jenkins) وكذلك الاساليب الاساسية المستخدمة في تشخيص رتبة النماذج الاحصائية فضلا عن استعمال الاختبارات المهمة في تشخيص هذه النماذج.

اما الثالث فتناول الجانب التطبيقي للبيانات المتوفرة ويحتوي على مباحث عدة لعرض نتائج العلاقات المقدره وتحليلها واختبارها والمؤشرات الاحصائية المتعلقة بها .

واخيراً تم طرح أهم النتائج والتوصيات التي تم التوصل اليها عن طريق هذا البحث في الفصل الرابع بالإضافة الى ملاحق للبيانات الاحصائية المستعملة والمصادر والمراجع العربية والاجنبية .

2-1: هدف البحث

يهدف البحث للتنبؤ بالطاقة الكهربائية الضائعة لمحافظة كربلاء المقدسة للمده (2012-2016) من خلال اختيار افضل نموذج احصائي للتنبؤ اعتماداً على نماذج بوكس جنكنز (Box-jenkins) وباستعمال البرنامج الاحصائي GRETL.

3-1: مشكلة البحث

تكمن مشكلة البحث في كون الضائعات من الطاقة الكهربائية تمثل هدراً لمستويات الطاقة المجهزة حيث ان مستوى التجهيز يتأثر سلبيا مع انتشار هذه الظاهرة , لذا يستوجب دراستها وبيان اسبابها واقتراح الخطوات اللازمة للحد منها ومعالجتها.

4-1: فرضية البحث

1- الفرضية الصفرية (فرضية العدم): يفترض الباحث عدم وجود علاقة ذات دلالة احصائية بين نسبة الضائعات في الطاقة الكهربائية وطرائق الجباية المعتمدة حالياً .

2- الفرضية البديلة : توجد علاقة ذات دلالة احصائية بين نسبة الضائعات في الطاقة الكهربائية وطرائق الجباية المعتمدة .

5-1: حدود البحث

من اهم الحدود هي تحديد النموذج الملائم , وهذه تعد محاولة صعبة لان العشرات من النماذج التي تلائم نوع السلسلة وإمكانية الاستفادة منها لغرض التنبؤ الاكثر دقة ولهذا يحتاج لهذا النوع من الدراسة الى العديد من الدراسات لغرض التجريب والتحديد

Literature Review

6-1: الاستعراض المرجعي

هناك العديد من الدراسات والبحوث ذات العلاقة بالتنبؤ باستعمال نماذج السلاسل الزمنية وفيما يلي ابرزها :

في عام (1993) تناول (الحديثي)^[11] في بحثه حيث استعمل اسلوب بوكس جنكنز للتنبؤ بإنتاج محصول الذرة الصفراء في العراق وذلك بالاعتماد على البيانات السنوية لمحصول الذرة الصفراء للمدة (1941-1991) والتي حصل عليها من الجهاز المركزي للإحصاء , في وزارة التخطيط , إذ توصل الى بناء نموذج للتنبؤ عن طريقه تم التنبؤ بإنتاج محصول الذرة الصفراء في العراق لعام (2000) م .

وفي عام (1994) افترضت الباحثة (Monti)^[56] طريقة لاختبار دقة نماذج السلاسل الزمنية , معتمدة على مجموع مربعات الارتباطات الذاتية الجزئية للأخطاء وهي تطوير للطرائق السابقة التي تعتمد على الارتباطات الذاتية للأخطاء، فبينت ان إحصاء الاختبار تقترب من توزيع χ^2 بدرجة حرية $m-p-q$.

وفي عام (1997) درس الباحثان (Lai. & Lee.)^[53] معيار المعلومات والتنبؤ لاختبار الانموذج الملائم في نماذج الانحدار ونماذج ARMA التصادفية واقترحا معيار خطأ التنبؤ المتراكم المقترح من لدن (Rissanen) وكذلك معيار المعلومات

(Fisher Information criterion) الذي اقترحه (Wei & Fisher) واثبتا الاتساق الشديد لمعيار اختبار الانموذج تحت شروط معينة.

وفي عام (2001) تنبا الباحث (ابراهيم)^[1] بدرجات الحرارة في ولاية الخرطوم باستعمال احد نماذج بوكس جنكنز للسلاسل الزمنية , وفي هذا البحث تم تطبيق احد نماذج بوكس جنكنز للمعدلات الشهرية لدرجات الحرارة في ولاية الخرطوم للمدة (2001-1991) وتبين ان النموذج المناسب هو النموذج الموسمي المضاعف $ARIMA(0, 1, 1) \times (1, 1, 0)_{12}$ وقد تم عمل التنبؤات الشهرية لدرجات الحرارة لعام 2002.

وفي عام (2003)^[28] تناول الباحث (الغنام) تحليل السلاسل الزمنية لمؤشر اسعار الاسهم في المملكة العربية السعودية باستخدام منهجية بوكس جنكنز , توصل الباحث عن طريق دراسته الى ان النموذج المناسب للتنبؤ بأسعار الاسهم في المملكة حسب منهجية بوكس جنكنز هو $AR(1)$, وقد كانت بيانات السلسلة شهرية لمؤسسة النقد العربي السعودي للمدة من آذار 1985 الى حزيران 2002 لعينة من 208 مشاهدة .

وفي عام (2005)^[41] عرض الباحث (Arranz) بعض الاختبارات المستخدمة في تحليل السلاسل الزمنية . ودرس الباحث مرحلة فحص ملائمة النموذج (Diagnostic) على افتراض اذا كانت البواقي تشويش ابيض فان الانموذج يكون ملائماً واعتمد على معاملات دالة الارتباطات الذاتية (ACF) والارتباط الذاتي الجزئي (PACF) للبواقي .

وفي عام (2006) درس الباحثان (Ghini & Francq)^[50] مقارنة معكوس الارتباط الذاتي مع الارتباط الذاتي الجزئي ووجد أن الارتباط الذاتي الجزئي اكثر قوه من معكوس الارتباط الذاتي عند نموذج الانحدار الذاتي (AR) وان معكوس الارتباط الذاتي الجزئي اكثر كفاءة من نموذج الارتباط الذاتي عند نموذج المتوسطات المتحركة (MA).

وفي عام (2007) قدم الباحثان (البياتي و المخلافي)^[7] بحثا استخدموا فيه اسلوب بوكس جنكنز للتنبؤ بإنتاجية العمل في مصنع اسمنت عمران في القطاع اليمني , توصل الباحثان في دراستهما المتبعة لأسلوب (Box-Jenkins) ان النموذج الملائم لسلسلة انتاجية المعمل الشهرية للمدة (1998-1992) هو النموذج المختلط $ARIMA(1, 2)$ وتوصلا الى ان هذا النموذج هو الأكفأ في حالة استعماله للتنبؤ بإنتاجية العمل الشهرية .

وفي عام (2008) قام الباحثان (Alexandru & Dobre)^[48] باستعمال اسلوب بوكس جنكنز في تحليل السلاسل الزمنية للتنبؤ بنسبة البطالة في كانون الثاني وشباط واذار (2008) بالاعتماد على البيانات الشهرية لنسب البطالة في رومانيا للمدة من (1998) الى نهاية (2007) وتبين ان الانموذج الانسب هو $ARIMA(2,1,2)$.

وكذلك في عام (2008)^[16] درس الباحثان (سالم و خلف) دراسة استقراريه بعض نماذج السلاسل الزمنية غير الخطية, وقد تم التوصل الى ان النموذج الموسمي المضاعف من الرتبة $ARIMA(2,0,0) \times (3,0,0)$ هو النموذج الملائم للسلسلة الزمنية للإصابة بمرض حبة بغداد وقد اعطي تقديرات جيدة للتنبؤ بالقيم المستقبلية ومقاربة لقيم الواقع الفعلي عن طريق مقارنته من حيث قابليته على التنبؤ واختبار البواقي مع بقية النماذج المقترحة .

وفي عام (2010) , قامت الباحثة (الجبوري)^[9] بدراسة التنبؤ بأسعار النفط العراقي للعام 2010 باستخدام السلاسل الزمنية وقد توصل الباحث الى ان استخدام نماذج $Box-Jenkins$ هي افضل في التنبؤ من نماذج التمهيد الاسي المزدوج .

في عام (2011) ، تمكن كل من (طعمة والمحمدي)^[21] , من استعمال نماذج السلاسل الزمنية الموسمية للتنبؤ باستهلاك الطاقة الكهربائية في مدينة الفلوجة، إذ أظهرت نتائج التطبيق ان النموذج الملائم والكفؤ لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية هو الأنموذج الموسمي المضاعف من الدرجة $SARIMA(1,1,1) \times (0,1,1)_{12}$ ووفقاً لنتائج تقدير هذا النموذج تم التنبؤ بكميات الاستهلاك الشهري للمدة من كانون الثاني 2011 ولغاية كانون الاول 2012 ، إذ أظهرت هذه القيم تناسقاً مع مثيلاتها في السلسلة الزمنية الأصلية.

وفي عام (2012) قام كل من (عمران وزعلان)^[26] بدراسة وقد تم التوصل الى ان اهم المتغيرات التي تؤثر في استهلاك الطاقة الكهربائية في المملكة العربية السعودية هي متغيرات الناتج المحلي الاجمالي وعدد السكان ومتغير استهلاك الطاقة الكهربائية في المدد السابقة وتم التوصل الى ان افضل نموذج للتنبؤ هو انموذج (بوكس جنكنز) .

وكذلك في عام (2012) عادت (طعمة)^[22] واستعملت اسلوب تحليل السلاسل الزمنية في بحثها وقد تم استخدام طريقة (بوكس جنكنز) في التحليل . وايجاد افضل نموذج للتنبؤ بأعداد المصابين بالأورام الخبيثة في محافظة الانبار وذلك بالاعتماد على البيانات الشهرية للمدة (2006-2010) وقد اظهرت نتائج التحليل ان النموذج الملائم لها هو انموذج الانحدار الذاتي

المتكامل من الدرجة الثانية (2,1,0) ARIMA مع الاعتماد على هذا النموذج للتنبؤ بأعداد المصابين بالأورام الخبيثة شهريا ولسنتين قادمتين وقد كانت القيم التنبؤية متناسقة مع قيم السلسلة الاصلية وهذا يدل على ان النموذج كفوء .

وفي عام (2013) قام كل من (الصفاوي وغانم) [20] بدراسة مقارنة بين طرائق التنبؤ لسلسلة حمل الذروة اليومي للطاقة الكهربائية في مدينة الموصل وبعد معالجة عدم الاستقرارية تم اختيار النموذج $ARIMA(0,1,2) \times (0,1,1)_7$ لتمثيل بيانات سلسلة حمل الذروة اليومي للطاقة الكهربائية في مدينة الموصل لان هذا النموذج يمتلك اقل قيمة لمعياري معلومات اكاكي ومعلومات بيز لشوارتز مقارنة بنماذج بوكس-جنكنز, ومن ثم فهو النموذج الاكثر ملائمة للسلسلة والذي يمكن استخدامه لأغراض التنبؤ .

وكذلك في عام (2013) قامت الباحثة (غافل) [27] بدراسة نماذج بوكس - جنكنز ARIMA في التنبؤ بإنتاج الطاقة الكهربائية وقد تم اعتماد منهجية بوكس جنكنز في بناء نموذج السلسلة الزمنية ومن ثم اختيار افضل نموذج للتنبؤ بالقيم المستقبلية لإنتاج الطاقة الكهربائية وتم اجراء تطبيق عملي على السلسلة الزمنية لإنتاج الطاقة الكهربائية لست سنوات تتضمن (69 شهرا) باستعمال البرنامج الاحصائي Statgraphics وتشير النتائج الى ان النموذج $ARIMA(1,0,2)$ افضل نموذج للتنبؤ من النموذج $ARIMA(1,0,1)$ والنموذج $ARIMA(1,0,0)$ حسب مقاييس اداء طرق التنبؤ .

وفي عام (2014) قام الباحث (Sham) [61] وآخرون بدراسة نموذج السلاسل الزمنية لأمراض اليد والقدم والفم (HFMD) في سراواك, ماليزيا, وقد تم ايجاد افضل انموذج للتنبؤ بأعداد المصابين بأمراض اليد والقدم والفم (HFMD) في سراواك في ماليزيا باستخدام نماذج ARIMA واعتمادا على بيانات اعداد المصابين ب (HFMD) للمدة من (2006) الى (2012) وتبين ان الانموذج الانسب هو $ARMA(1,4)$.

وفي عام (2015) قام الباحثان (حسين وحمد) [12] بدراسة نماذج السلاسل الزمنية للتنبؤ بأعداد الاطفال المصابين بالتهابات المجاري التنفسية وقد اظهرت نتائج التحليل ان النموذج الملائم لها هو النموذج المتوسط المتحرك المتكامل من الدرجة الثانية $ARIMA(0,1,2)$ وبالاعتماد على هذا النموذج تم التنبؤ بأعداد الاطفال المصابين بمرض التهاب المجاري

التنفسية العليا شهريا ولخمس سنوات قادمة وقد كانت القيم التنبؤية متناسقة مع قيم السلسلة الاصلية مما يدل على كفاءة النموذج .

وفي عام (2016) درست الباحثة (عمر)^[25] , التنبؤ بعدد سكان العراق باستخدام نماذج بوكس – جنكنز لغاية عام 2020 وقد توصلت الدراسة الى ان النموذج الملائم هو ARIMA(3,1,3) لانه يمتلك اقل متوسط مجموع مربعات الخطأ لهذه الفئة من البيانات .

وفي عام (2017) درس الباحث (احمد)^[3] استخدام نماذج السلاسل الزمنية للتنبؤ بكمية صادرات العراق النفطية لعامي (2016-2017) وقد تم استخدام نماذج السلاسل الزمنية لدراسة وتحليل البيانات الشهرية لكمية صادرات العراق من النفط وللمدة (كانون الثاني 2007- كانون الاول 2015) وقد توصلت الدراسة الى ان نماذج بوكس جنكنز هي افضل النماذج في تقييم السلاسل الزمنية .

وكذلك في عام (2017) قامت الباحثة (عكله)^[24] بدراسة انموذجات بوكس جنكنز للتنبؤ بوفيات حوادث المرور في محافظة كربلاء المقدسة وتم الاعتماد على اسلوب (Box Jenkins) لغرض تحديد افضل واكفا نموذج احصائي يتم استخدامه في التنبؤ وتحليل السلاسل الزمنية لحوادث المرور في محافظة كربلاء المقدسة للمدة من (2010-2015) وقد توصلت الدراسة الى ان الانموذج المقترح في تشخيص السلسلة الزمنية لأعداد الوفيات ARIMA(0,1,1) هو الافضل وفق اقل قيم للمعايير اكاكي وحنان كوين وشوارتز .

ومن خلال مراجعة البحوث التي تمكن الباحث من الاطلاع عليها وحسب علم الباحث الى ان استخدام نماذج (Box-Jenkins) هي افضل في التنبؤ من نماذج الاخرى لذلك تم اقتراح استعمالها .

الفصل الثاني

استخدام السلاسل الزمنية
في تحليل ضائعات الطاقة
الكهربائية

الفصل الثاني

استخدام السلاسل الزمنية في تحليل ضائعات الطاقة الكهربائية

1-2 تمهيد:

يتضمن هذا الفصل المفهوم العام لضائعات الطاقة الكهربائية , كونها ظاهرة طبيعية في كل مرحلة من مراحل المنظومة الكهربائية , اذ يرافق كل مرحلة من هذه المراحل (الانتاج و النقل و التوزيع) نسبة معينة من الضائعات التي لا يمكن تجنبها ولكن من الممكن تقليلها الى ادى نسبة ممكنة والتي تسبب في هبوط معدل كمية الطاقة الكهربائية المستهلكة (المجهزة للمستهلك) وكذلك تسبب خسائر كبيرة من الناحية الاقتصادية وتحصل نتيجة لمرور التيار الكهربائي في الموصلات. فضلا عن الضائعات الكهربائية في المحولات الكهربائية بنوعيتها ضائعات الحديد بسبب القلب الحديدي في المحولة وضائعات النحاس بسبب مرور التيار الكهربائي في الملفات الابتدائية والثانوية للمحولة.

يعد أسلوب تحليل السلاسل الزمنية من الأساليب الاحصائية المهمة , والتي تطورت كثيرا , واصبح بالإمكان استعمالها لغرض التنبؤ لمستقبل الطلب والعرض على سلعة او خدمة ما . وفيما يأتي أسباب كل من الضائعات الفنية والضائعات غير الفنية و أساليب معالجتها.

2-2 مفهوم الضائعات في الطاقة الكهربائية^[37]

Electric losses concept:

تعرف الضائعات بصورة عامة بانها المفقود من الطاقة (K w h) او الفرق بين الطاقة المستلمة والطاقة المجهزة (المباعة) للمستهلكين وتحدد النسبة وفق المعادلة الآتية:

$$\text{النسبة المئوية للضائعات} = \frac{\text{الطاقة المنتجة} - \text{الطاقة المستلمة}}{\text{الطاقة المنتجة}} \times 100\% \dots\dots (2-1)$$

ان نسبة الضائعات المقبولة او المثالية في شبكات التوزيع في العراق وحسب طبيعة الشبكة تتراوح قيمتها بين (12 – 14 %), وكلما تتجاوز اكثر من ذلك يكون اداء المنظومة ضعيفاً ويشير الى وجود تدني في اداء شبكات التوزيع من جوانب متعددة سنتطرق لها في الدراسة

التحليلية لاحقا , وقد تصل الى اكثر من 25% عندها يتطلب وضع المعالجات السريعة والضرورية.

3-2 أنواع الضائعات وأسبابها واساليب معالجتها [14][38].

تقسم الضائعات في شبكات التوزيع الكهربائية الى نوعين وحسب العوامل المسببة لها:

1- الضائعات الفنية (Technical Losses).

وتقسم هذه الضائعات الى الانواع الاتية :

أ- ضائعات الموصلات: وهي الضائعات الناتجة عن مرور التيار الكهربائي في

الموصلات و يمكن احتسابها وفقا للمعادلة الاتية :

$$\text{Losses} = I^2 \cdot R \dots \dots (2-2)$$

I/ يمثل التيار الكهربائي ويقاس ب (كيلو واط/ ساعة)

R/ قيمة مقاومة الموصل (حسب نوع الموصل ومساحة مقطعه)

ب- الضائعات في المحولات الكهربائية ويقسم هذا النوع الى :

● خسائر الحديد (Iron Losses) هي خسائر ذات قيمة ثابتة في المحولات الكهربائية (التوزيع او القدرة) نتيجة وجود القلب الحديدي داخل المحولة ولا تتأثر بتغير الحمل الكهربائي وانما تتغير قيمتها من محولة الى أخرى بسبب اختلاف سعة المحولة ونوع الحديد المستعمل في صناعة القلب الحديدي.

● خسائر النحاس (Copper losses) وهي خسائر ناتجة عن مرور التيار الكهربائي في ملفات المحولة (الابتدائي والثانوي) للمحولة و تتغير قيمتها حسب تغير التيار الكهربائي او الحمل الكهربائي المار في الملفات.

ج- الضائعات بسبب التسرب الكهربائي (Leakage Losses): وتحصل

نتيجة لوجود العوازل الكهربائية المستعملة في المحولات والخطوط الكهربائية و يزداد هذا النوع من الضائعات في حالة زيادة تلوث هذه العوازل.

2- الضائعات غير الفنية (Non-Technical Losses) [37]. وهي الطاقة الضائعة

الناتجة عن التجاوز على الشبكة الكهربائية بسبب الربط غير القانوني للتيار الكهربائي على الشبكة او التلاعب بمقاييس الطاقة او عدم قراءتها . وتشكل الضائعات غير الفنية نسبة عالية

من مجموع الضائعات في شبكات التوزيع في العراق ويمكن تحديد الاسباب المؤدية الى حدوث هذه الضائعات بالاتي [36][37]:

1- أسباب الضائعات الفنية :

هناك اسباب متعددة تساعد على زيادة الضائعات الفنية وأهمها ما يأتي:

أ- تقادم الشبكات الكهربائية الهوائية ورداءة التوصيلات بين الاسلاك وطريقة ربط الاسلاك.

ب- الحمل الزائد على المحولات والموصلات (اكثر من 90% من السعة التصميمية) نتيجة للاختناقات في شبكات التوزيع.

ج- اشتغال الشبكة الكهربائية بمعامل قدرة واطئ وهذا يعني وجود قدرة غير فعالة كبيرة في الشبكة.

د- استعمال معدات غير مناسبة في الشبكة مثال على ذلك استعمال أسلاك أو قابلات ذات احجام لا تلائم الحمل الكهربائي المتوقع او اختيار محولات ذات نسب ضائعات عالية.

و- انخفاض مستوى الجهد في نظام الضغط الواطئ.

ز- استعمال مقاييس غير دقيقة للطاقة الكهربائية.

ح- عدم مراعاة التشغيل الاقتصادي لشبكة التوزيع حسب طبيعة الاحمال الكهربائية واوقات الحمل في ساعة الذروة.

2- اسباب الضائعات غير الفنية:

هناك اسباب متعددة تساعد على زيادة الضائعات غير الفنية وأهمها ما يأتي:

أ- تجهيز الطاقة الى المستهلكين بدون مقاييس طاقة (أسلوب التقدير).

ب- وجود مقاييس طاقة عاطلة في الشبكة عند المستهلكين.

ج- عدم التحقق من قراءه المقاييس او القراءات الخاطئة.

د- التجاوز على الشبكة الكهربائية (سرقة التيار الكهربائي).

و- مقاييس لا تقرأ (مناطق ساخنة أو بعيدة).

ح- عدم دقة الحسابات بخصوص الطاقة المجهزة أو المباعة في نهاية كل فصل او نهاية كل شهر بسبب التداخل في القراءات.

ط- ما زاد عن قيمة الضائعات الفنية التي يتم تقديرها لهذه المرحلة تعد ضائعات غير فنية علما أن هذه الضائعات هي جزء من الحمل الكهربائي ولكن لا يوجد مردود مالي لها كإيرادات عن مبيعات الطاقة.

4-2 السلاسل الزمنية واستخدامها في تحليل الضائعات في الطاقة الكهربائية

1-4-2 تمهيد

دراسة ظاهرة الضائعات الكهربائية عبر الزمن تعتبر سلسلة زمنية وبالتالي فإن أسلوب تحليل السلاسل الزمنية يعد واحد من الأساليب الاحصائية التي تستخدم للتنبؤ المستقبلي لأي ظاهرة تتغير مع الزمن .

ويعتمد أسلوب تحليل السلاسل الزمنية Time Series Analysis على تتبع المتغير المعتمد لفترات زمنية معينة (عدة سنوات او عدة اشهر او وحدات زمنية) , ومن ثم يتم التنبؤ للمستقبل بناءً على القيم المختلفة التي برزت في السلسلة الزمنية وعلى نمط النمو في القيم , فهو يتفوق على الأسلوب التقليدي .

ان التنبؤ باستعمال نماذج Box-Jenkins يقتضي المرور بعدة خطوات ومنها التعرف على سلوك قيم الظاهرة في فترات زمنية تسبق السنوات المراد التنبؤ والتقدير والتشخيص, ويحتاج المرور من خطوه الى اخرى الى التأكد من بعض الخصائص الاحصائية للسلاسل الزمنية ولتوضيح هذه الخطوات يفضل استعراض بعض المفاهيم العامة والأساسية للسلاسل الزمنية.

2-4-2 تعريف السلسلة الزمنية Time series

لقد تعددت تعاريف السلسلة الزمنية (Time Series) وجميعها تلتقي على تغير الظاهرة عبر الزمن .

عرفها (الناصر و رشيد)^[33] بانها مجموعة من القياسات او المشاهدات التي يتم جمعها عن ظاهرة ما في مدد زمنية معينة وغالبا ما تكون هذه المدد الزمنية متساوية كأن تكون

(سنة, شهر , يوم ...الخ) بحيث يتشكل توزيع ذو بعدين أولهما الزمن الذي يمثل المتغير المستقل، والبعد الآخر للتوزيع يمثل في قيم الظاهرة المدروسة.

اما (التميمي و العنبيكي) [8] فقد أشار الى انها عبارة عن مجموعة من المشاهدات المرتبطة مع بعضها لظاهرة ما لوحظت بصورة متعاقبة مع الزمن (time), او تعرف بانها مجموعة من المشاهدات في مدد زمنية متساوية في الغالب لظاهرة مالمدة من الزمن والتي يكون نشؤها من علاقتها بالزمن وفقا للقانون الاحتمالي .

في حين ذهب (Richard and Davis) [45] الى كونها مجموعة من المشاهدات x_t , يتم تسجيل كل منها في وقت محدد t .

كما ورد في تعريف (والتر فاندل) [35] كونها مجموعة من المشاهدات التي تتولد على التوالي خلال مدد زمنية وان المشاهدات المتتالية عادة ما تكون غير مستقلة ، اي يعتمد بعضها على البعض الآخر وتؤدي الى عدم الاستقلال في التوصل إلى تنبؤات موثوق بها .

وأخيرا عرفت من لدن (Gebhard kirchgassner) [52] بانها مجموعة من المشاهدات الكمية مرتبة ترتيبا زمنيا . مع افتراض ان الزمن متغير منفصل . وتستخدم السلسلة الزمنية على نطاق واسع في التحليل الاقتصادي .

اما الشكل الرياضي لتعريف السلسلة الزمنية فيتم باستعمال القيم $[x_1, x_2, x_3, \dots]$ والتي يأخذها المتغير X عند الزمن $[t_1, t_2, \dots]$, وهذا يعني ان المتغير X هو دالة في الزمن t أي :

$$X=f(t)\dots\dots\dots(2-3)$$

3-4-2 مركبات السلسلة الزمنية Time series components [42][43] [10]

تتكون السلسلة الزمنية عادة من مجموعة من المركبات التي عن طريق التقائها تدعمنا بقيم للسلسلة الزمنية وتساعدنا على معرفة سلوك الظاهرة، وعند رسم السلسلة تظهر لنا أربعة عناصر مكونة ومؤثرة في السلسلة الزمنية.

أ. الاتجاه العام Secular Trend:

إنَّ المقصود بالاتجاه، هو الزيادة أو النقصان التدريجي في قيم السلسلة الزمنية بمرور الزمن، إلا أنه لا يلاحظ في المدد القصيرة، بينما يكون واضحاً في المدد الطويلة.

ب. التغيرات الموسمية Seasonal Variation :

إنَّ المقصود بالموسمية، تلك التغيرات التي تحدث في قيم السلسلة الزمنية بانتظام في مدد زمنية محددة وهذه المدة تكون عادة (اقل من سنة أو فصلاً أو شهراً أو اسبوعاً).

ج. التغيرات الدورية Cyclical Variation :

إنَّ المقصود بالدورية، وهي التغيرات التي تحدث في قيم السلسلة الزمنية وهي تختلف عن التغيرات الموسمية كونها تحدث في مدة زمنية أطول وهي تتكرر باستمرار عبر مدد زمنية يتراوح طولها ما بين (3-15) سنة لأنها عادة لأتحدث في مدد منتظمة.

د. التغيرات العشوائية Irregular Variation Random :

إنَّ المقصود بالتغيرات العشوائية، هي التغيرات التي تحدث نتيجة ظروف غير متوقعة كالكوارث الطبيعية والحروب أو أي عوامل أخرى لم ندخلها في حساباتنا وبالنسبة للطاقة الكهربائية فإن التغيرات العشوائية كثيرة الحدوث

ويتم الكشف عن مركبات السلسلة الزمنية عن طريق الاختبارات الاحصائية , منها اختبار دانيال لكشف مركبة الاتجاه العام إذ يعد من أهم المركبات التي تكون خط السلسلة الزمنية , ويستعين هذا الاختبار بمعامل ارتباط لسبيرمان Spearmanis Correlation Coefficient والذي يأخذ الصيغة الآتية [32] :

$$R_S = 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{n(n^2-1)} \dots\dots\dots(2-4)$$

إذ ان d_i تمثل الفرق بين رتب قيم السلسلة الزمنية وبين رتب قيم الزمن .
n: تمثل عدد المشاهدات

$$H_0: \rho_S = 0$$

$$H_1: \rho_S \neq 0$$

فرضية الاختبار

ثم نقارن بين القيمة المحسوبة لمعامل الارتباط الرتبي والقيمة الجدولية للمعامل نفسه فاذا كانت القيمة المحسوبة اكبر من القيمة الجدولية فإن السلسلة تحتوي على الاتجاه العام وبالعكس

وللكشف عن المركبة الموسمية (الفصلية) نستخدم احد الاختبارات الاحصائية الاكثر

تداولاً وهو اختبار كروسكال - ويليز (Kruskall-Wallis) ويرمز له بالرمز KW

فرضية الاختبار هي : $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$

$H_1: \mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3$

وتعطي علاقته كما يأتي [30]:

$$KW = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^K \frac{Ri^2}{ni} - 3(N+1) \dots \dots \dots (2-5)$$

إذ ان :

Ri : تمثل مجموع رتب المشاهدات

N : مشاهدات السلسلة الزمنية بعد ازالة الاتجاه العام

ni : مشاهدات السلسلة الزمنية عند k و k طول الموسم وتقارن قيمة (kw) مع قيمة (χ^2) الجدولة بدرجة حرية $(k-1)$ وبمستوى معنوية (α) معين فاذا كانت قيمة kw اصغر من قيمة (χ^2) الجدولة فان السلسلة الزمنية لا تحتوي على تأثيرات موسمية. [30]

4-4-2 استقرارية السلسلة الزمنية Tim Series Stationary [62][35]

تعد استقرارية السلسلة خاصية مهمة في تحليل السلاسل الزمنية , وكذلك في ايجاد النموذج الرياضي المناسب لها، فالسلسلة الزمنية المستقرة هي السلسلة التي تكون متجانسة زمنياً أي ان رسم السلسلة في المدة $\{t, t+h\}$ يكون بعض الاحيان مطابقاً لرسم السلسلة في مدة أخرى $\{s, s+h\}$, ويمكننا القول ان السلسلة مستقرة اذا حققت الشروط الآتية :

(1) ثبات متوسط قيمها عبر الزمن اي ان قيم السلسلة تتذبذب عن متوسط حسابي ثابت

ومستقل عن الزمن: $E(X_t) = \mu \dots \dots \dots (2-6)$

(2) ثبوت قيمة التباين $var(X_t) = E(X_t - \mu)^2 = \sigma_X^2 \dots \dots \dots (2-7)$

(3) امتلاك السلسلتين X_t , X_{t+k} على ارتباط وتباين معتمد على الإزاحة k ,
 $X_k = [(X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu)]$ إذ يعتمد على القيمة المطلقة ل (k) فقط
 كذلك يمكن التحقق من استقرارية السلسلة باستعمال دوال الارتباط الذاتي
 عن طريق استخدام مقياس مربع كاي χ^2 إذ يعبر عن هذا المقياس بالمعادلة الآتية:

$$\chi^2_{(m-1)} = n \sum_{k=1}^m P_k^2 \dots\dots\dots(2-8)$$

إذ P_k يمثل الارتباط الذاتي لقيم X لازاحة قدرها k , أما m فتشير الى اكبر فرق زمني
 وعادة تساوي $(n/2)$ إذ تتم مقارنة قيمة مربع كاي المحسوبة مع القيمة الجدولية فإذا كانت
 القيمة المحسوبة اكبر من الجدولية فأنها معنوية ذلك يشير إلى أن البيانات غير مستقرة ، أما
 إذا كانت القيمة المحسوبة اقل من الجدولية فأنها غير معنوية و ذلك يشير إلى أن البيانات
 مستقرة [51].

و للتعرف على حالة عدم الاستقرارية في السلاسل الزمنية يمكن فحص دالة الارتباط
 الذاتي إذ ان قيم معاملات دالة الارتباط الذاتي في هذه الحالة لا تؤول الى الصفر بعد
 الإزاحة الثانية أو الثالثة وإنما تبقى قيمها كبيرة لعدد من الإزاحات ، وهناك نوعان من
 السلاسل الزمنية غير المستقرة .

الأول: عدم الاستقرارية حول المتوسط (Non stationary about the mean)

فتعني عدم تذبذب السلسلة الزمنية حول متوسط ثابت والسلسلة الزمنية تكون غير مستقرة
 عن المتوسط وفي هذه الحالة يتم اخذ الفروق المناسبة (differences) لتحقيق الاستقرارية
 في السلسلة الزمنية .

الثاني: عدم الاستقرارية حول التباين (Non stationary about the Variance)

وفي هذه الحالة عندما تتذبذب السلسلة الزمنية حول تباين غير ثابت. ويمكن إزالته عن طريق
 التحويل اللوغاريتمي او الاسي (تحويلات القوى) (power transformation) لغرض
 تحويل السلسلة غير المستقرة عن التباين الى مستقرة .

5-4-2 اختبارات استقرارية السلسلة الزمنية :

يتم الكشف عن عدم استقرارية السلسلة الزمنية باستعمال مجموعة من المعايير ولاختبارات تتمثل في :

أ. دالة الارتباط الذاتي [43][29]

Auto-correlation function (ACF)

تعرف دالة الارتباط الذاتي بانها مقياس لدرجة العلاقة بين قيم السلسلة مع نفسها لمدة زمنية مزاحة ، وتعد الارتباطات الذاتية صفة مميزة للعملية العشوائية وهي ذات اهمية كبيرة ؛ لأنها احد اساليب التحديد ، فيما اذا كانت العملية العشوائية مستقرة ام لا ، فاذا كانت كذلك فيتم اختيار احد النماذج المناسبة من مجموع نماذج العمليات العشوائية المستقرة.

إن الصيغة الرياضية لإيجاد دالة الارتباط الذاتي للعملية العشوائية عند الازاحة k هي:

$$\rho_k = \frac{cov(X_t, X_{t+k})}{\sqrt{var(X_t)var(X_{t+k})}} = \frac{E(X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu)}{\sqrt{E(X_t - \mu)^2 E(X_{t+k} - \mu)^2}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \dots\dots(2-9)$$

وعندما تكون العملية العشوائية مستقرة فإن المتوسط والتباين يكونان ثابتين ومتساويين لكل

الفترات وان $\sigma_{X_t} = \sigma_{X_{t+k}}$ وعليه فان $\rho_k = \frac{cov(X_t, X_{t+k})}{\sigma_{X_t} \cdot \sigma_{X_{t+k}}}$ ولذلك تكون الحصيلة

كالآتي:

$$\rho_k = \frac{E(X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu)}{\sigma_X^2} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \dots\dots\dots(2-10)$$

؛ لأن التباين ثابت للسلسلة المستقرة واحتمال توزيعها ثابت اذ ان:

$$\gamma_0 = E(X_t - \mu)^2$$

$$\gamma_k = cov(X_t, X_{t+k}) = E(X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu) \dots\dots\dots(2-11)$$

$$\gamma_k = E(X_t X_{t+k})$$

أما دالة الارتباط الذاتي لقيم السلسلة الزمنية $\hat{\rho}_k$ فهي كما يأتي:-

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0} = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (X_t - \bar{X})(X_{t+k} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^n (X_t - \bar{X})^2} \dots\dots\dots(2-12)$$

إذ أن \bar{X} تمثل المتوسط لقيم للسلسلة الزمنية X_t .

$$\bar{X} = \frac{\sum_{t=1}^n X_t}{n} \dots\dots\dots(2-13)$$

إذ ان n : حجم العينة (عدد القيم).

وتكون السلسلة مستقرة اذا كانت قيمة $\hat{\rho}_k = 0$ أو لا تختلف جوهريا عن الصفر بالنسبة

لأي مدة زمنية $\rho_k \in [-1, 1], (k>0)$

ومن خواص الارتباط الذاتي [6]:

$$1. \rho_0 = 1$$

$$2. \text{الارتباط الذاتي متناظر عن الصفر} \quad \rho_k = \rho_{-k}$$

$$3. |\rho_k| \leq 1 \text{ لكل قيم } k$$

ب - دالة الارتباط الذاتي الجزئي [43][34]

Partial Auto-Correlation Function (PACF)

هناك دالة اخرى تسهم في تشخيص الانموذج المناسب، تعرف هذه الدالة بدالة الارتباط الذاتي الجزئي والتي يرمز لها اختصاراً (PACF) وتعد هذه الدالة مؤشراً يقيس العلاقة بين X_t و X_{t+k} للسلسلة نفسها مع افتراض ثبوت بقية قيم السلسلة الزمنية , لذلك فهي أداة مهمة في تحليل السلسلة الزمنية و تساعدنا في تحديد درجة الانموذج ونوعه، ويمكن تقديره بواسطة المربعات الصغرى او مجموعة المعادلات التقريبية لتقدير الارتباط الذاتي الجزئي . لنفرض لدينا انموذج الانحدار وبعد الازاحة k نحصل على الانموذج:

$$X_t = \phi_{k_1} X_{t-1} + \phi_{k_2} X_{t-2} + \dots + \phi_{k_k} X_{t-k} + u_t \dots\dots\dots(2-14)$$

عندما $k=1$ فإنّ الانموذج (2.15) يمكن كتابته بصيغة انموذج انحدار جزئي

$$X_t = \phi_{11} X_{t-1} + u_t \dots\dots\dots(2-15)$$

وباستخدام معادلات يول – والكر (Yule – Walker equations) يمكن الحصول على:

$$\phi_{11} = \rho_1$$

وعليه فإن :

$$\phi_{kk} = \begin{cases} \rho_1 = \phi_{11} & , \quad k = 1 \\ 0 & , \quad k \geq 2 \end{cases}$$

عندما $k = 2$ فإن الانموذج (2-14) يصبح

$$X_t = \phi_{21}X_{t-1} + \phi_{22}X_{t-2} + u_t \dots\dots\dots(2-16)$$

وباستخدام معادلات يول والكر نحصل على :

$$\left. \begin{aligned} \rho_1 &= \phi_{21} + \rho_1\phi_{21} \\ \rho_2 &= \rho_1\phi_{21} + \phi_{22} \end{aligned} \right\} \dots\dots\dots(2-17)$$

إذ ان :

$$\phi_{11} = \frac{\rho_1(1 - \rho_2)}{1 - \rho_1^2}$$

$$\phi_{22} = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2}$$

لقد تم افتراض المعادلة (2.14) المذكوره أنفا معادلة انحدار، فيها X_{t+k} هو المتغير المعتمد و X_t, \dots, X_{t+k-1} كمتغيرات مستقلة وإن ϕ_{ki} تمثل معاملات الانحدار. وبشكل عام يمكن الحصول على منظومة معادلات الارتباط الذاتي الجزئي للإزاحة k وهي ϕ_{kk} وبحسب معادلات يول والكر (yule – Walker equations) وكما يأتي :

$$\left. \begin{aligned} \rho_1 &= \phi_{k1}\rho_0 + \phi_{k2}\rho_1 + \dots + \phi_{kk}\rho_{k-1} \\ \rho_2 &= \phi_{k1}\rho_1 + \phi_{k2}\rho_0 + \dots + \phi_{kk}\rho_{k-2} \\ &\vdots \\ &\vdots \\ &\vdots \\ \rho_k &= \phi_{k1}\rho_{k-1} + \phi_{k2}\rho_{k-2} + \dots + \phi_{kk}\rho_0 \end{aligned} \right\} \dots\dots\dots(2-18)$$

وباستخدام قاعدة كرامر لحل المعادلات المذكورة أنفاً سنحصل على :

$$\phi_{11} = \rho_1 \quad , \quad k=1 \quad \text{عندما}$$

$$\phi_{22} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} \quad , \quad k=2 \quad \text{عندما}$$

$$\phi_{kk} = 0 \quad , \quad k > 2 \quad \text{عندما}$$

وهكذا نحصل على الحالة العامة لمعادلات الارتباط الذاتي الجزئي ϕ_{kk} كماياتي:

$$\phi_{kk} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{k-2} & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{k-3} & \rho_2 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \cdot \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \cdot & \dots & \rho_1 & \rho_k \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{k-2} & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{k-3} & \rho_{k-2} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \cdot \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \cdot & \dots & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} \quad \dots\dots\dots(2.-19)$$

ج - اختبارات جذر الوحدة للاستقرارية :

The unit root test of stationarity :

ان اختبارات جذر الوحدة لا تعمل فقط على كشف مركبة الاتجاه العام , بل انها تساعد على تحديد الطريقة المناسبة لجعل السلسلة مستقرة , ومن اجل معرفة هذه الاختبارات لابد ان نميز بين نوعين من النماذج المستقرة :

1- نموذج استقرارية الاتجاه (Trend Stationary) TS [51]

هذه النماذج غير مستقرة و تأخذ الشكل الاتي:

$$Y_t = f(X_t) + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots(2-20)$$

إذ ان $f(X_t)$: دالة كثيرة الحدود

ε_t : تشويش ابيض (البواقي)

واكثر هذه النماذج انتشارا ياخذ شكل كثيرة الحدود من الدرجة الاولى ويكتب بالصيغة :

$$y_t = a_0 + a_1 t + \varepsilon_t \dots\dots\dots(2-21)$$

ويعد هذا النموذج غير مستقر , لان وسطه $E(Y_t)$ مرتبط بزمن , لكي نجعله مستقراً نقدر

المعالم \hat{a}_0, \hat{a}_1 بطريقة المربعات الصغرى , وطرح المقدار $\hat{a}_0 + \hat{a}_1 t$ من Y_t اي :

$$y_t - \hat{a}_0 + \hat{a}_1 \dots\dots\dots(2-22)$$

2 - نموذج استقراريه الفرق (Difference Stationary) DS [51]

هذه النماذج ايضا غير مستقرة عشوائيا , وتكتب بالشكل :

$$Y_t = Y_{t-1} + \beta + \varepsilon_t \dots\dots\dots(2-23)$$

ولجعلها مستقرة نستعمل الفروقات الاتية :

$$\nabla Y_t = \beta + \varepsilon_t \dots\dots\dots(2-24)$$

وغالبا تستعمل الفروقات من الدرجة الاولى $d = 1$ وتكتب بالشكل الاتي :

$$\nabla^d Y_t = \beta + \varepsilon_t \dots\dots\dots(2-25)$$

إذ ان :

β : ثابت حقيقي

d : رتبة الفرق

وتشمل اختبارات جذر الوحدة الاختبارات الاتية:

1- اختبار ديكي فولر (Dickey-Fuller) [51][23][4]

تستخدم اختبارات ديكي-فولر لتحديد استقرارية السلسلة من عدمها , وكذلك لتحديد مركبة

الاتجاه العام سواء أكانت حتمية (*deterministic*) , أم عشوائية (*stochastic*) , ويعتمد هذا

الاختبار على ثلاثة عناصر وهي (الانموذج المستخدم ومستوى المعنوية وحجم العينة

), ويستخدم هذا الاختبار ثلاث معادلات وهي :

$$1) \Delta Y_t = \varphi Y_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(2-26)$$

$$2) \Delta Y_t = a + \varphi Y_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(2-27)$$

$$3) \Delta Y_t = a + \beta_t + \varphi Y_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(2-28)$$

تكون فرضية العدم $H_0 : \varphi = 1$ فرضية عدم استقرارية السلسلة

مقابل الفرضية البديلة $H_1 : \varphi < 1$ فرضية استقرارية السلسلة

ثم نقوم باستخراج قيمة (τ) الجدولية إذ قام كل من ديكي-فولر بدراسة التوزيع التقاربي للمقدر ($\hat{\rho}_t$) وقام بجدولة القيم الحرجة وهي شبيهة بجداول (t).

2- اختبار ديكي فولر الموسع Dickey-Fuller Augment [57][47]

قام ديكي فولر بتوسيع الاختبار السابق الى سياق الانحدار الذاتي من الرتبة اكبر من (1)، ويعتمد هذا الاختبار على ثلاثة نماذج وهي :

النموذج الاول : نموذج لا يحتوي على حد ثابت ولا اتجاه عام ويأخذ بالشكل الاتي :

$$\Delta Y_t = \varphi Y_{t-1} + \sum_j^k \rho_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(2-29)$$

فرضية العدم $H_0: \rho = 1$, $\varphi = 0$ السلسلة غير مستقرة

الفرضية البديلة $H_1: \rho < 1$, $\varphi > 0$, السلسلة مستقرة .

النموذج الثاني : النموذج يحتوي على قيمة ثابتة وبدون اتجاه عام ويأخذ بالشكل الاتي :

$$\Delta Y_t = a + \varphi Y_{t-1} + \sum_j^k \rho_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(2-30)$$

فرضية العدم $H_0: \rho = 1$, $\varphi = 0$, $\alpha = 0$ السلسلة غير مستقرة

الفرضية البديلة $H_1: \rho < 1$, $\varphi > 0$, $\alpha \neq 0$ السلسلة مستقرة .

النموذج الثالث: النموذج يحتوي على قيمة ثابتة و اتجاه عام ويأخذ بالشكل الاتي :

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \varphi Y_{t-1} + \sum_j^k \rho_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(2-31)$$

فرضية العدم $H_0: \rho = 1$, $\varphi = 0$, $\alpha = 0$, $\beta_t = 0$ السلسلة غير مستقرة .

الفرضية البديلة $H_1: \rho < 1$, $\varphi > 0$, $\alpha \neq 0$, $\beta_t \neq 0$ السلسلة مستقرة .

ثم نقوم باستخراج قيمة (τ) الجدولية , إذ قام ديكي-فولر بدراسة التوزيع التقاربي المقدر ($\hat{\rho}$) وقام بجدولة القيم الحرجة وهي شبيهة بجداول (t).

3- اختبار فيليبس وبيرون Phillips – Perron(P-P) test : [58][30]

يعد هذا الاختبار غير المعلمي فعالاً، إذ يأخذ بعين الاعتبار التباين الشرطي للأخطاء، فهو يسمح بإلغاء التحيزات الناتجة عن المميزات الخاصة للتذبذبات العشوائية إذ اعتمد الباحثان التوزيعات المحدودة لاختباري (ADF) و (DF) نفسها ويجري هذا الاختبار على أربعة مراحل:

1- التقدير بواسطة OLS كما في المعادلة (2-22) للنماذج الثلاثة الرئيسية لاختبار Dickey-Fuller , مع حساب الاحصاءات المرافقة .

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 \dots\dots(2-32) \quad \text{2- تقدير التباين قريب المدى}$$

إذ : $\hat{\sigma}^2$: تمثل البواقي.

T: عدد المشاهدات

3-تقدير المعامل المصحح s_1^2 , المسمى تباين بعيد المدى , إذ

$$s_1^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 + 2 \sum_{i=1}^T \left[1 - \frac{i}{L+1} \right] \frac{1}{T} \sum_{t=i+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-i} \dots (2-33)$$

من اجل تقدير هذا التباين من الضروري ايجاد عدد التباطؤات L المناسبة والمقدرة بدلالة عدد المشاهدات الكلية T , على النحو الاتي:

$$L \approx 4 \left[\frac{T}{100} \right]^{2/9}$$

4-حساب احصائية فيليبس و بيرون :

$$t_{\hat{\varphi}}^* = \sqrt{k} \times \frac{(\hat{\varphi}-1)}{\hat{\sigma}_{\hat{\varphi}}} + \frac{T(K-1)\hat{\sigma}_{\hat{\varphi}}}{\sqrt{K}} \dots\dots\dots(2-34)$$

علماً بأن : $K = \frac{\hat{\sigma}^2}{s_1^2}$ والذي يساوي واحد في الحالة التقريبية عندما تكون $\hat{\varepsilon}_t$ تشويشا

ابيض. هذه الاحصائية تقارن مع القيمة الحرجة لجدول ماك كينون MacKinnon.

4- اختبار كفياتكوفسكي (kpss) [30][54]

(Kwiatkowski –Phillips-Schmidt-ShinTest):

اقترح هذا الاختبار سنة (1992) من لدن كفياتكوفسكي (Kwiatkowski), باستعمال اختبار مضاعف لاكرانج LM, لاختبار فرضية العدم التي تقرر الاستقراريه للسلسلة . ويكون اختبار (KPSS) على المراحل الاتية :

1- يفترض على فرضية انعدام الاستقرارية وبعد تقدير الانموذج نحسب المجموع الجزئي

$$. S_t = \sum_{i=1}^t \hat{\varepsilon}_i$$

2-نقدر التباين بعيد المدى S_i^2 بطريقة اختبار فيليبس بيرون نفسها .

3- نحسب احصائية اختبار kpss من العلاقة :

$$LM = \frac{1}{S_1^2} \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{T^2} \dots\dots\dots(2-35)$$

- نرفض فرضية الاستقرار إذا كانت الاحصائية LM المحسوبة اكبر من القيمة الحرجة .
- نقبل فرضية الاستقرار إذا كانت الاحصائية LM المحسوبة اصغر من القيمة الحرجة .

3 - اختبارات التوزيع الطبيعي Normality Tests : [13][2]

يعد التوزيع الطبيعي من الصفات المميزة للسلسلة الزمنية والذي يستخدم عدة اختبارات ابرزها (Jarque و Bera), والذي يعتمد على معاملي التفرطح Kurtosis والالتواء . Skewness

فاذا كان العزم من الدرجة k للسلسلة Y_t من الشكل :

$$\mu_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^k \dots\dots\dots(2-36)$$

فان معامل Skewness يكتب كما يأتي :

$$Sk = \frac{\left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t - m)^3 \right]^2}{\left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t - m)^2 \right]^3} = \frac{\mu_3^2}{\mu_2^3} = \beta_1 \dots\dots\dots(2-37)$$

اما معامل Kurtosis فهو:

$$K = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t - m)^4}{\left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t - m)^2 \right]^2} = \frac{\mu_4}{\mu_2^2} = \beta_2 \dots\dots\dots(2-38)$$

إذ: m الوسط الحسابي للسلسلة الزمنية المستقرة , فاذا كان التوزيع الطبيعي وعدد المشاهدات كبيرا $n > 30$, فان

$$\beta_1^{1/2} \sim N \left[0, \sqrt{\frac{6}{T}} \right]$$

$$\beta_2 \sim N \left[3, \sqrt{\frac{24}{T}} \right]$$

فإذا كانت $\beta_2, \beta_1^{1/2}$ تتبعان التوزيع الطبيعي، فإن القيمة $(J - B)$ تتبع توزيع χ^2 بدرجة حرية 2 إذ:

$$J - B = \frac{T}{6}\beta_1 + \frac{T}{24}(\beta_2 - 3)^2 \sim \chi_{\alpha}^2(2) \dots\dots\dots(2-39)$$

إذ يتم اختبار الفرضية الآتية:

$$H_0: \beta_1^{1/2} = \beta_2 - 3 = 0$$

إذا كانت $J - B < \chi_{\alpha}^2(2)$ لا نرفض فرضية العدم وهذا يعني ان التوزيع غير طبيعي .

إذا كانت $J - B > \chi_{\alpha}^2(2)$ نرفض فرضية العدم وهذا يعني ان التوزيع طبيعي .

5-2 نماذج السلاسل الزمنية المستقرة ومميزاتها: [33][42][46][61][63]

Stationary Time Series Models and Their Characteristics

1-5-2 نماذج الانحدار الذاتي Autoregressive Model (AR)

يعرّف الانحدار الذاتي بأنه انحدار القيمة الحالية للسلسلة على قيم السلسلة نفسها في فترات سابقة وهناك نوعان من نماذج الانحدار الذاتي وكما يأتي: .
اولاً: نماذج الانحدار الذاتي من الرتبة الاولى AR(1)

First-order Autoregressive models:

يقال أن السلسلة الزمنية تتبع عملية انحدار ذاتي من الرتبة الأولى إذا أمكن التعبير عن القيمة الحالية للسلسلة كدالة خطية في القيم السابقة لها فضلاً عن حد الخطأ العشوائي (Random error) وتصاغ هذه الدالة بالنموذج:

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + a_t \dots\dots\dots(2-40)$$

إذ ان ϕ هي معلمة الانحدار الذاتي .

a_t : هي عملية تشويش ابيض ذات وسط حسابي قدره صفرًا وتباين ثابت قدره σ_a^2 .

وعند استخدامنا لمعامل الازاحة للخلف (Back Shift Operator) والذي يرمز له بالرمز (B) ويعرف رياضياً:

$$\phi(B)X_t = X_{t-1} \dots\dots\dots(2-41)$$

إذ ان:

$\phi(B)$: معامل الازاحة للخلف .

X_t : قيم السلسلة الحالية .

X_{t-1} : قيم السلسلة السابقة .

اذن صيغة نموذج الانحدار الذاتي باستعمال معامل الازاحة للخلف هي :

$$\phi(B)X_t = a_t$$

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B$$

$$(1 - \phi_1 B)X_t = a_t \dots\dots\dots (2-42)$$

وواضح ان النموذج يمكن عكسه , وان شرط الاستقرارية هو ان يكون جذر

$$[\phi(B) = 1 - \phi_1 B = 0]$$
 خارج الدائرة التي نصف قطرها يساوي واحد . وهذا يعني

$$|B| > 1 \text{ يؤدي هذا الى ان قيمة المعلمة } |\phi_1| < 1 \text{ كشرط للاستقرارية .}$$

- مميزات نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الاولى (AR(1):

First-order Autoregressive model Characteristics:

$$E(X_t) = 0 \quad \text{1-الوسط}$$

$$var(X_t) = \gamma_0 = \frac{\sigma_a^2}{1-\phi_1^2} \quad , \quad |\phi_1| < 1 \quad \text{2-التباين}$$

$$\gamma_1 = E(X_t X_{t-1}) = \phi_1 \gamma_0 \quad \text{3-التغاير الذاتي}$$

$$\gamma_2 = E(X_t X_{t-2}) = \phi_1 \gamma_1 \cdot$$

⋮

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} \dots\dots\dots (2-43)$$

4-دالة الارتباط الذاتي للنموذج

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \phi_1^k \quad , \quad k \geq 1, 2, \dots\dots (2-44)$$

5-دالة الارتباط الذاتي الجزئي للنموذج يمكن اشتقاقها كالآتي:

$$\phi_{11} = \rho_1 = \phi_1$$

$$\phi_{22} = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2} = \frac{(\phi_1)^2 - (\phi_1)^2}{1 - \phi_1^2} = 0$$

$$\phi_{33} = 0$$

⋮

$$\phi_{kk} = \begin{cases} \rho_1 = \phi & , \quad k=1 \\ 0 & , \quad k \geq 2 \end{cases} \dots\dots\dots(2-45)$$

ثانياً: نماذج الانحدار الذاتي من الرتبة (p) AR :

Higher -order Autoregressive models:

ان معادلة نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة p هي :

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + a_t \dots\dots\dots(2-46)$$

و يمكن كتابة الانموذج بواسطة عامل الازاحة للخلف على الشكل الاتي :

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 \dots \phi_p B^p) X_t = a_t \dots\dots\dots(2-47)$$

- مميزات نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة (P) AR :

Higher -order Autoregressive model Characteristics:

$$E(X_t) = 0 \quad \text{1-الوسط}$$

2- التباين

$$\text{var}(X_t) = \gamma_0 = \frac{\sigma_a^2}{(1 - \rho_1 \phi_1 - \rho_2 \phi_2 - \dots - \rho_p \phi_p)} \quad \dots\dots\dots (2-48)$$

3- الارتباط الذاتي ρ_k يحقق المعادلة التالية:

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} + \dots + \phi_p \rho_{k-p} ; k \geq 1 \quad \dots\dots\dots(2-49)$$

4- الارتباط الذاتي الجزئي (PAC) :

$\phi_{kk} \neq 0 ; k \leq p$ (أي أنها قيم معنوية غير صفرية)

$\phi_{kk} = 0 ; k > p$ (أي أنها قيم معنوية غير معنوية)

2-5-2 نماذج المتوسطات المتحركة (MA): Moving Average models

وهناك نوعان من نماذج المتوسطات المتحركة وكالاتي..

اولاً: نموذج المتوسطات المتحركة من الرتبة الاولى :

First-order Moving Average Model

يقال ان السلسلة الزمنية تتبع عمليات المتوسطات المتحركة من الرتبة الاولى اذا تم التعبير عن القيم الحالية X_t كدالة خطية للتغير العشوائي الحالي a_t وتغير العشوائي السابق a_{t-1} ويعبر عن النموذج بالصيغة الاتية :

$$X_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} \dots\dots\dots(2-50)$$

وباستخدام عامل الارتداد (B) يمكن كتابته بالصيغة الاتية :

$$X_t = (1 - \theta_1 B) a_t$$

إذ ان :

θ_1 : معلمة نموذج المتوسطات المتحركة من الرتبة الاولى .

a_t : هي عمليات تشويش ابيض بوسط حسابي قدره صفراً وتباين ثابت قدره σ_a^2 .

- مميزات نموذج المتوسطات المتحركة من الرتبة الاولى ($MA(1)$:

First-order Moving Average Model Characteristics:

1-الوسط الحسابي للنموذج $E(X_t) = 0$

2-التباين $var(X_t) = \gamma_0 = (1 + \theta_1^2) \sigma_a^2 \dots\dots\dots(2-51)$

3-التغاير الذاتي $\gamma_1 = E(X_t X_{t-1}) = -\theta_1 \sigma_a^2 = -\theta_1 \gamma_0$

$\gamma_K = E(X_t X_{t-K}) = 0 ; K \geq 2 \dots\dots\dots(2-52)$

4-دالة الارتباط الذاتي (ACF): ويتم حسابها بالقسمة على تباين السلسلة .

$$P_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \begin{cases} \frac{-\theta_1}{1+\theta_1^2} & , K = 1 \\ 0 & , K \geq 2 \end{cases} \dots\dots(2-53)$$

5- بحل معادلات Yule-Walker باستخدام قانون كريمر التتابعي , نحصل على الارتباطات الذاتية الجزئية وكمايلي :

$$\theta_{11} = P_1 = \frac{-\theta_1}{1+\theta_1^2} \dots\dots\dots(2-54)$$

$$\theta_{KK} = \frac{-\theta_1^K(1-\theta_1^2)}{1-\theta_1^{2(K+1)}} ; K \geq 2 \dots\dots\dots(2-55)$$

ويلاحظ ان دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) تتضاءل اسيا (Decays Exponentially).

ثانيا : نماذج المتوسطات المتحركة من رتب أعلى (q) MA :

Higher-order Moving Average Models:

ان معادلة النموذج العام للاوساط المتحركة من الرتبة (q) يشار لها كالاتي :

$$X_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \dots\dots\dots(2-56)$$

ويمكن كتابتها باستخدام متعدد الحدود $\theta(B)$ بالصيغة الاتية :

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

- مميزات نموذج المتوسطات المتحركة من الرتبة $MA(q)$:

Higher-order Moving Average Model Characteristics:

1-الوسط الحسابي $E(X_t) = 0$

2-التباين

$$\text{var}(X_t) = \gamma_0 = (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2) \sigma_a^2 \dots\dots\dots(2-57)$$

3-التغاير المشترك يمكن ايجاده بضرب طرفين المعادلة ب X_{t-k} واخذ التوقع نحصل على :

$$\gamma_k = \begin{cases} \sigma_a^2(-\theta_k\theta_{k=1} + \dots + \theta_{q-k}\theta_k) , & k = 1,2, \dots, q \\ 0 , & k > q \end{cases} \dots\dots\dots(2-58)$$

4- دالة الارتباط الذاتي يمكن ايجادها بقسمة γ_k على تباين النموذج نحصل على :

$$\rho_k = \begin{cases} \frac{-\theta_k + \theta_1 \theta_{k=1} + \dots + \theta_{q-k} \theta_q}{1 + \theta_1^2 + \dots + \theta_q^2} & , k = 1, 2, \dots, q \\ 0 & , k > q \end{cases} \dots(2-59)$$

3-5-2 نماذج الانحدار الذاتي والايوساط المتحركة (النموذج المختلط) : (Autoregressive Moving Average Models) ARMA (p,q)

وهو نموذج مركب من AR و MA ويكون فيه عدد المعلمات (p+q) اما معادلته فتكون على الشكل الاتي:

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \dots + \phi_p X_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \dots (2 - 60)$$

وهناك نوعان من النماذج المختلطة وكما يأتي.:

اولا: النموذج المختلط من الرتبة الاولى ARMA(1,1)

first rank Mixed model:

ويشار الى هذا النموذج بالصيغة الاتية :

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1} \dots(2-61)$$

او

$$(1 - \phi_1 B)X_t = (1 - \theta_1 B)a_t$$

ولكي يكون النموذج مستقراً فان القيمة المطلقة للمعامل ϕ_1 يجب ان تكون اقل من واحد اي $(|\phi_1| < 1)$, ولكي يكون النموذج قابلاً للعكس يشترط ان تكون $(|\theta_1| < 1)$.

- مميزات النموذج المختلط من الرتبة الاولى ARMA(1,1)

first rank Mixed model Characteristics:

$$E(X_t) = 0$$

1-الوسط الحسابي

2-التباين

$$\text{var}(x_t) = \gamma_0 = E[(\phi_1 x_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1})^2] = \frac{1 + \theta_1^2 - 2\phi_1 \theta_1}{1 - \phi_1^2} \sigma_a^2 \dots(2-62)$$

3- التغيرات :

$$\gamma_1 = E[x_t x_{t-1}] = \frac{(1-\phi_1\theta_1)(\phi_1-\theta_1)}{(1-\phi_1^2)} \sigma_a^2 \dots\dots\dots(2-63)$$

$$\gamma_2 = E(x_t x_{t-2}) = \phi_1 \gamma_1$$

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} = \phi_1^{k-1} \gamma_1 \quad ; \quad k \geq 2 \dots\dots\dots(2-64)$$

4- الارتباط الذاتي :

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \begin{cases} \frac{(\phi_1-\theta_1)(1-\phi_1\theta_1)}{1+\theta_1^2-2\phi_1\theta_1} & , k = 1 \\ \phi_1 \rho_{k-1} & , k \geq 2 \end{cases} \dots\dots\dots (2-65)$$

ثانياً: نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة المختلطة من رتب أعلى:

Higher-order Mixed ARMA Models

بأعمام عملية ARMA(1,1) يمكن الإشارة إلى عملية الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة المختلطة من رتب أعلى بالصيغة ARMA(p,q) , إذ إن p هي رتبة نموذج الانحدار الذاتي , أما q فتتمثل رتبة نموذج المتوسطات المتحركة , بعبارة أخرى فإن p يمثل عدد مشاهدات X_t السابقة وإن q يمثل عدد مشاهدات a_t السابقة في النموذج . ويُعبر عن صيغة نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة المختلطة ARMA(p,q) كالآتي :

$$x_t = \phi_1 X_{t-1} + \dots + \phi_p X_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \dots\dots(2-66)$$

او باستخدام عامل الازاحة الخلفية (B) تكتب المعادلة كالآتي :

$$\phi(B)X_t = \theta(B)a_t \dots\dots\dots(2-67)$$

إذ إن :

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$$

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

4-5-2 النماذج المختلطة المتكاملة (ARIMA) [43][51]

Integrated Mixed Models:

ان السلاسل الزمنية تكون في اغلب اشكالها غير مستقرة , اذ يتم التعرف عليها عن طريق دالة الارتباطات الذاتية إذ لا تؤول قيمها للصفر بعد الازاحة الثانية او الثالثة وانما تبقى قيمها كبيرة لعدد من الازاحات . ولغرض تحويل سلسلة زمنية غير مستقرة الى سلسلة زمنية مستقرة ويتم ذلك باستعمال عامل الفروق الخلفية (Backward difference operator) والذي يتم تعريفه كالاتي :

$$\nabla X_t = (1 - B)X_t = X_t - X_{t-1} \dots\dots\dots(2-68)$$

وبشكل عام والى d من الفروق:

$$\nabla^d X_t = (1 - B)^d X_t \dots\dots\dots(2-69)$$

فاذا عوضنا عن $\nabla^d X_t$ في المعادلة (2.68) نحصل على انموذج جديد يستطيع معالجة نوعاً معيناً من السلاسل الزمنية غير المستقرة التي تسمى المتجانسة والتي يطلق عليها اسم الانموذج المختلط غير المستقر والذي يرمز اليه بـ ARIMA(p,d,q) .

وتشير p الى رتبة الانحدار الذاتي , و d الى رتبة الفروق , و q الى رتبة المتوسطات المتحركة , وتكتب الصيغة الرياضية لنماذج ARIMA (p , d , q) كالاتي :

$$\phi(B)\nabla^d X_t = \phi(B)(1 - B)^d X_t = \theta(B)a_t \dots\dots\dots(2-70)$$

إذ ان:

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$$

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

6-2 نماذج السلاسل الزمنية الموسمية [15][43][61]

Seasonal Time Series Models:

يمكن تسمية كل من نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة ARMA(p,q) ونماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة التكاملية ARIMA(p,d,q) بالنماذج غير الموسمية او النماذج المتتالية , التي لا تشمل اثر الموسم , إذ يتم التعبير عن القيمة الحالية بدلالة عدد من القيم المتتالية السابقة , او عدد من التغيرات العشوائية المتتالية السابقة , او كلاهما معا , ولهذا سيتم تسليط الضوء على النماذج الموسمية , وهي التي تشمل اثر الموسم فقط دون وجود دورة تجارية او الاتجاه العام . وفي هذه الحالة يتم فيها التعبير عن القيمة الحالية بدلالة قيم الموسم نفسه من الاعوام السابقة (الانحدار الذاتي) , او التغيرات العشوائية للموسم نفسه من الاعوام السابقة (المتوسطات المتحركة) , او كلاهما معاً , فضلا عن التغيير العشوائي الحالي في كل نوع من النماذج الثلاثة .

1-6-2 نماذج الانحدار الذاتي الموسمية:

Seasonal Autoregressive Models SAR(P):

بافتراض ان (X_t) تمثل انحرافات قيم السلسلة الزمنية المستقرة عن وسطها الحسابي , فاذا كانت القيمة الحالية (X_t) تعتمد بصورة خطية على قيم الموسم نفسه من الاعوام السابقة $(X_{t-s}, X_{t-2s}, \dots, X_{t-ps})$, فضلا عن التغيير العشوائي في المدة الحالية (a_t) , فيقال ان السلسلة تتبع عملية انحدار ذاتي موسمي من الرتبة (P), والذي يرمز لها بالرمز SAR(P) . ويمكن صياغة نموذج الانحدار الذاتي الموسمي بالصيغة الاتية

$$X_t = \Phi_1 X_{t-s} + \Phi_2 X_{t-2s} + \dots + \Phi_P X_{t-PS} + a_t \quad \dots\dots\dots(2-71)$$

إذ ان :

X_{t-is} :قيم مشاهدات السلسلة الزمنية الموسمية , $i=0,1, 2, \dots, p$

Φ_{is} :معالم الانحدار الذاتي الموسمي, $i=0,1, 2, \dots, p$

S: طول المدة الموسمية .

a_t :الخطأ العشوائي .

وباستعمال عامل الازاحة الخلفي يمكن التعبير عن هذا النموذج كالاتي :

$$\Phi(B^S) = 1 - \Phi_1 B^S - \Phi_2 B^{2S} - \dots - \Phi_P B^{PS} \dots\dots\dots(2-72)$$

فاذا كان النموذج من الرتبة الاولى اي ان قيمة (P=1) , وان طول الموسم (12) اي ان (S=12) فان النموذج يكون $AR(1)_{12}$ كالاتي :

$$X_t = \Phi_1 X_{t-12} + a_t \dots\dots\dots(2-73)$$

وباستعمال عامل الازاحة الخلفي يمكن التعبير عن هذا النموذج كالاتي :

$$(1 - \Phi_1 B^S) X_t = a_t \dots\dots\dots(2-74)$$

2-6-2 نماذج المتوسطات المتحركة الموسمية :

Seasonal Moving Average Models(SMA):

ان الصيغة العامة لنموذج المتوسطات المتحركة الموسمية من الرتبة (Q) , أي SMA (Q) ستأخذ الشكل الاتي :

$$X_t = a_t + \Theta_1 a_{t-s} - \Theta_2 a_{t-2s} - \dots - \Theta_Q a_{t-Qs} \dots\dots\dots(2-75)$$

إذ ان :

$$\Theta_{is} : \text{معالم نموذج الاوساط المتحركة الموسمية , } i=1,2,\dots,Q$$

وباستعمال عامل الازاحة الخلفي يمكن التعبير عن هذا النموذج كالاتي :

$$X_t = \Theta_S(B^S) a_t = (1 - \Theta_S B^S - \Theta_{2S} B^{2S} - \dots - \Theta_{QS} B^{QS}) a_t \dots\dots\dots(2-76)$$

فاذا كان النموذج من الرتبة الاولى اي ان قيمة (Q=1) , وان طول الموسم (12) اي ان (S=12) فان النموذج يكون $MA(1)_{12}$ كالاتي :

$$X_t = a_t - \Theta_1 a_{t-12} \dots\dots\dots(2-77)$$

ان دالة الارتباط الذاتي للنموذج المتوسطات المتحركة الموسمية تنقطع بعد الازاحة Q_S (تؤول الى الصفر بعد الرتبة Q) , في حين ان دالة الارتباط الذاتي الجزئي تتناقص اسيا .

3-6-2 النموذج المختلط (الانحدار الذاتي والايوساط المتحركة) الموسمي

Seasonal Mixed(Autoregressive and Moving Average) Model (SARMA)

الصيغة العامة للنموذج الموسمي المختلط من الرتبة (P,Q) ستأخذ الشكل الاتي :

$$X_t = \Phi_S X_{t-S} + \Phi_{2S} X_{t-2S} + \dots + \Phi_{PS} X_{t-PS} + a_t - \Theta_S a_{t-S} - \Theta_{2S} a_{t-2S} - \dots - \Theta_{QS} a_{t-QS} \dots\dots\dots(2-78)$$

وباستعمال عامل الازاحة الخلفي يمكن التعبير عن هذا النموذج كالآتي :

$$\Phi_S(B^S)X_t = \Theta_S(B^S)a_t$$

$$(1 - \Phi_S B^S - \Phi_{2S} B^{2S} - \dots - \Phi_{PS} B^{PS})X_t = (1 - \Theta_S B^S - \Theta_{2S} B^{2S} - \dots - \Theta_{QS} B^{QS}) \dots\dots\dots(2-79)$$

وعليه فان الصيغة النموذج ARMA(1,1)₁₂ تكون بالشكل الاتي :

$$X_t = \Phi_1 X_{t-12} + a_t - \Theta_1 a_{t-12} \dots\dots\dots(2-80)$$

4-6-2 النموذج الموسمي المضاعف:

Multiplicative Seasonal Model(SARIMA):

على الاغلب يتضمن بناء النماذج الموسمية استعمال معالم متتالية (غير الموسمية) , لذا يمكن دمج جميع النماذج السابقة الموسمية وغير الموسمية في مجموعة واحدة من النماذج تسمى النماذج الموسمية العامة المضاعفة . وسنرمز الى تلك الفئة من النماذج بالرمز

ARIMA (p, d, q) × (P, D, Q)_S. وبافتراض ان (X_t) سلسلة مستقرة يمكن التعبير عن نماذج (ARIMA) المضاعفة كالآتي :

$$(1 - \Phi_1 B - \dots - \Phi_p B^p)(1 - \Phi_1 B^S - \dots - \Phi_p B^{pS})X_t = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)(1 - \Theta_1 B^S - \dots - \Theta_Q B^{QS})a_t \dots\dots\dots(2-81)$$

7-2 طريقة بوكس – جنكينز Box – Jenkins method: [19][42]

يقصد بطريقة بوكس – جنكينز (Box and Jenkins) هي تلك المنهجية التي طبقها كل من (Gwilyn Jenkins & George Box) على السلاسل الزمنية عام 1970 وهذه المنهجية تعتمد في صيغتها على أنموذج الانحدار الذاتي (Autoregressive)

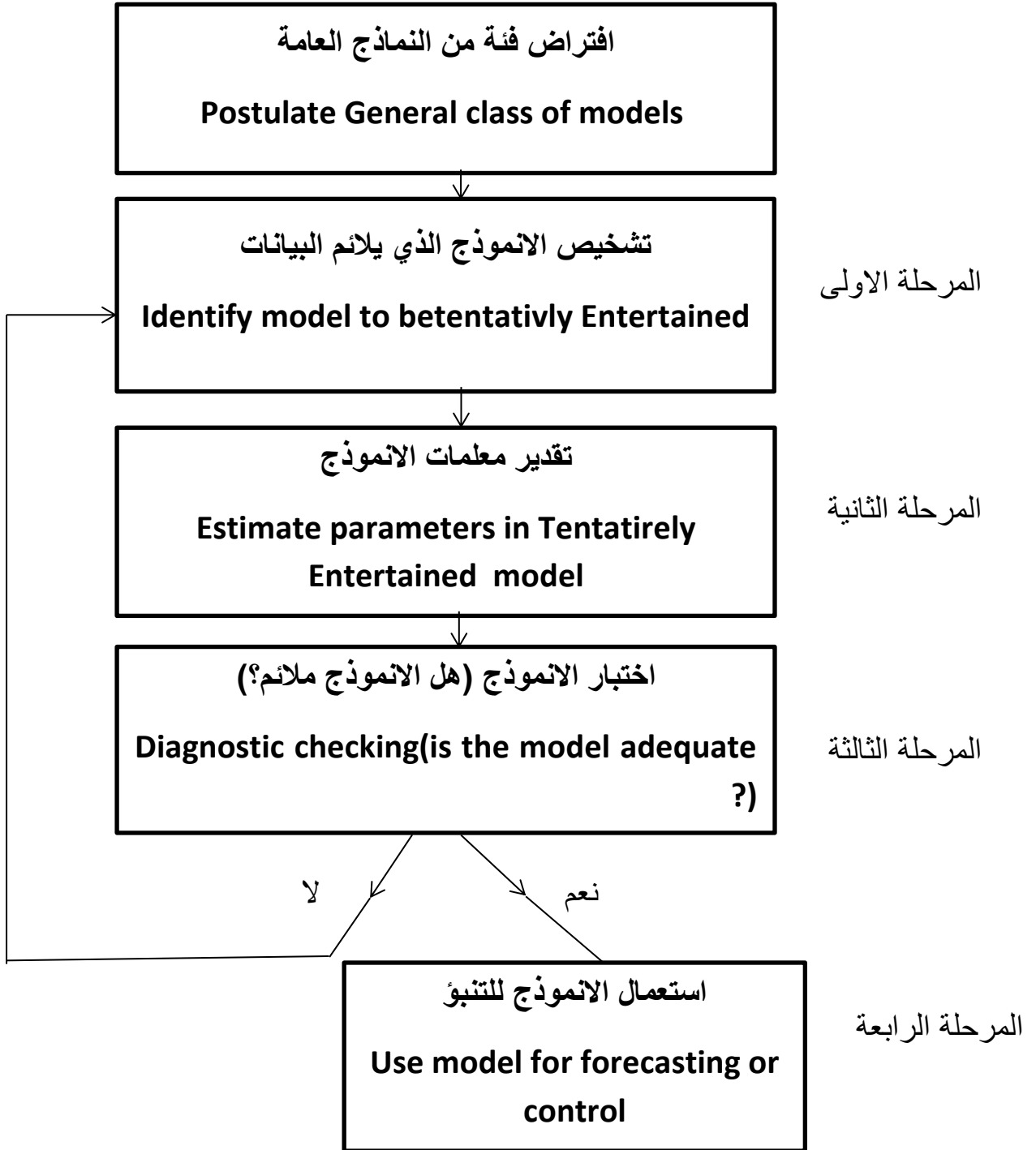
Model) و أنموذج المتوسطات المتحركة (Moving Average Model) و الأنموذج المختلط (Auto Regressive –Moving Average Model)

إذ تعد عملية بناء أنموذج $ARIMA(p,d,q)$ لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية واستخدامه لأغراض التنبؤ هي من الطرائق العامة للتنبؤ بمختلف أنواع السلاسل الزمنية (المستقرة وغير المستقرة، الموسمية وغير الموسمية) ، فهي لا تفترض نمطاً معيناً في بيانات السلسلة قبل تطبيقها وإنما تبدأ بأنموذج تجريبي يحدد بالاعتماد على دالة الارتباط الذاتي (Auto Correlation Function) ، ودالة الارتباط الذاتي الجزئي

(Partial Auto Correlation Function) وبعد ذلك يتم تقدير معالمه بالاعتماد على مشاهدات السلسلة الزمنية التي تجعل أخطاء التنبؤ اقل ما يمكن، ويستعمل في هذه الطريقة عدداً من المؤشرات والاختبارات التي يمكن الاعتماد عليها للحكم على مدى كون النموذج ملائماً ام لا. وتعتمد هذه الطريقة على أربع مراحل لغرض التنبؤ وكالاتي:

1. مرحلة التشخيص Identification .
2. مرحلة تقدير المعالم Estimation .
3. مرحلة اختبار دقة الأنموذج Diagnostic Checking .
4. مرحلة التنبؤ Forecasting .

ويمكن توضيح مراحل طريقة بوكس-جنكنز المذكورة انفاً على شكل مخطط متسلسل وكما يأتي :



المخطط رقم (1)

المخطط يوضح مراحل طريقة (Box – Jenkins) [43]

وهناك سمات متعددة تمتاز بها منهجية بوكس جنكنز اهمها [18].

1- انه نظام للنمذجة والتنبؤ منظم وشامل وموثوق به , وهذا يعني انها تقدم حولا شاملة لجميع مراحل تحليل السلاسل الزمنية بدءاً من اختيار النموذج الملائم ومرورا بتقدير معالم هذا النموذج وتشخيصه وانتهاء بالتنبؤ بالقيم المستقبلية .

2- أنه لا يفترض الاستقلال بين مشاهدات السلسلة بل يستغل أنماط الارتباط الكامنة في البيانات عن طريق نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة التي تتميز بقدرتها وقوتها على عكس انماط الكثير من السلاسل الزمنية التي نصادفها في التطبيقات العملية , وهذا يؤدي في النهاية الى تنبؤات موثوق بها ومتسقة احصائيا .

3- قد يعطي تنبؤات أدق من تلك التي نحصل عليها باستعمال أي أسلوب آخر لاسيما اذا توفرت البيانات الاحصائية ذات العلاقة.

4- انها تعطي مدد ثقة ملائمة للقيم المستقبلية للبيانات الموسمية وغير الموسمية بينما تفشل طرائق اخرى في ذلك .

وفيما يأتي عرض لمراحل بناء نماذج السلاسل الزمنية المذكورة آنفاً .:

2-7-1 المرحلة الاولى :التشخيص Identification [42][49]

تعد مرحلة التشخيص من اهم مراحل السلاسل الزمنية المهمة للوصول الى النموذج الملائم , واولى خطوات مرحلة التشخيص هي رسم بيانات السلسلة الزمنية وعن طريق الرسم تكون لدينا فكرة جيدة عن مدى استقراره السلسلة من عدمها , اي مدى احتواء السلسلة على التغيرات الموسمية او الاتجاه العام او القيم شاذة , وعدم الاستقرارية الذي يقود الى التحويلات الممكنة على البيانات , لذلك فإن رسم السلسلة يبين حاجتها الى التحويل المناسب لتستقر في متوسطها او تباينها قبل اي تحليل , والخطوة الثانية هي حساب (ACF) , (PACF) للسلسلة التي تم تحويلها في الخطوة الاولى وفحص (ACF), (PACF) لتحديد فيما اذا كانت السلسلة تحتاج الى أخذ فرق ثاني , ان المهمة الرئيسية لهذه المرحلة هي تشخيص واختبار الانموذج الافضل , الذي يمثل السلسلة الزمنية من النماذج العامة ARMA او ARIMA باستعمال معاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي .

فإذا كانت معاملات دالة الارتباط الذاتي تتناقص تدريجاً سالكة سلوكاً أسياً وكانت معاملات دالة الارتباط الذاتي الجزئي تنقطع بعد الفتره P فان النموذج الملائم هو $AR(P)$.
 اما اذا تناقصت تدريجاً معاملات الارتباط الذات الجزئي سالكة سلوكاً أسياً وانقطعت معاملات الارتباط الذاتي بعد الفترة الفاصلة (q) فهذا يعني وجود الانموذج $MA(q)$.
 اما في حالة دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي تتناقص تدريجاً سالكة سلوكاً أسياً فان الانموذج الملائم للبيانات هو $ARMA(P,q)$.
 وهناك عدة معايير للتحقق من دقة النموذج مقارنة بنماذج مقترحة ومنها .

أ- معيار معلومات اكاكي Akaike Information Criterion [39]

وضع الباحث اكاكي عام 1973 معياراً للتعرف على نوعية ومطابقة الانموذج في تحديد الرتبة ويرمز له (AIC) وتحديد الرتبة باختيار الانموذج الذي يقابل اقل قيمة للمعيار AIC وصيغته هي :

$$AIC = n \ln(\sigma_E^2) + 2k \dots\dots\dots(2-82)$$

إذ ان k : عدد المعلمات في النموذج

σ_E^2 : مقدار تباين الخطأ

n : عدد المشاهدات

ب- معيار شوارتز Schwartz Bayesian Criterion (SBC) [59]

اقترح الباحث Schwartz عام 1978 معياراً على غرار معيار BIC ويتضمن اقتراح المعيار البيزي في اختبار الانموذج ويدعى (Schwartz bayesian eriterion) ويرمز له (SBC) وصيغته هي :

$$SBC(P) = n \ln (\sigma_E^2) + M \ln(n) \dots\dots\dots(2 - 83)$$

إذ ان :

n و M هي عدد مشاهدات السلسلة والعدد الكلي لمعاملات الانموذج على الترتيب .

ج- معيار معلومة بيز [31]:

Bayesian information Criterion (BIC)

في عام (1978, 1979) قام الباحث اكاكي بتطوير معيار (AIC) الى معيار معلومة بيز (BIC) وصيغته هي :

$$BIC = 2\ln(\sigma_u^2) + M \ln(n) \dots\dots\dots(2-84)$$

إذ ان :

M,n هي عدد مشاهدات السلسلة والعدد الكلي لمعلمات الانموذج على الترتيب .

(σ_E^2) يمثل متوسط مربعات الخطأ (MSE).

ويتم اختيار الانموذج المناسب لبيانات السلسلة الذي يقابل القيمة الاقل لمعيار (BIC) .

د- معيار حنان - كوين Hannan-Quinn (H-Q) [19]

في عام 1979 اقترح الباحثان (Hannan و Quinn) معياراً لتحديد رتبة الانموذج ويرمز له (H-Q) وصيغته الرياضية هي :

$$H - Q = \ln \hat{\sigma}_a^2 + 2 M C \ln(\ln n) / n \quad ; C > 2 \dots\dots\dots(2-85)$$

M:دالة رتبة الانموذج (p+q).

C: ثابت .

فضلا عن أن هناك اختبارات تعتمد في تقييم النماذج المتنبأ بها ومنها الاتي [17]:

1-متوسط مربعات الخطأ (MSE) Mean Squar Error :

ويحسب وفق الصيغة الاتية :

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2 \dots\dots\dots(2-86)$$

$$e_t^2 = \sum (Y_t - \hat{Y}_t)^2 \dots\dots\dots(2-87)$$

إذ ان:

e_t : تمثل أخطأ التنبؤ للسلسلة الزمنية في الزمن t .

n : تمثل عدد المشاهدات في السلسلة الزمنية .

2- المتوسط المطلق للخطأ (MAE) Mean Absolute Error :

وصيغته الرياضية هي :

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |e_t| \dots\dots\dots(2-88)$$

3- المتوسط المطلق للخطأ النسبي Mean Absolute percentage Error

(MAPE) :

وصيغته الرياضية هي :

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |Pe_t| \dots\dots\dots(2-89)$$

إذ ان :

pe_t : يمثل نسبة الخطأ (percentage error) , ويحسب كالآتي :

$$pe_t = \left(\frac{X_t - e_t}{X_t} \right) * 100$$

X_t : مشاهدات السلسلة الزمنية

p : رتبة النموذج

2-7-2 المرحلة الثانية (مرحلة تقدير المعلمات) Estimation [5][43][46]

ان المرحلة الثانية من مراحل دراسة السلاسل الزمنية وتحليلها هي عملية تقدير المعلمات وتأتي بعد عملية تشخيص الإنموذج الملائم للسلسلة الزمنية وتوجد هناك عدة طرائق لتقدير معلمات الإنموذج ومنها:

- 1- طريقة الامكان الاعظم Maximum likelihood Method
 - 2- طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية Ordinary Least Squares Method
 - 3- طريقة العزوم Moments Method
 - 4- طريقة المربعات الصغرى الشرطية Conditional Least Square Method
- ومن اهم هذه الطرائق هي طريقة الإمكان الأعظم (Maximum Likelihood Method) لتقدير معلمات الإنموذج وذلك بجعل مربعات الاخطأ اقل ما يمكن وصيغة دالة الإمكان الأعظم تكون على النحو الآتي :

$$L(\theta, \phi, \sigma_e^2 | X_t) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} (\sigma_e^2)^{-\frac{n}{2}} \text{Exp} \left[-\frac{1}{2\sigma_e^2} S(\theta, \phi) \right] \dots\dots(2-90)$$

إذ ان :

$S(\theta, \phi)$ تمثل مجموع مربعات الاخطاء اي :

$$S(\theta, \phi) = \sum_{t=1}^n e_t^2 (\theta, \phi)$$

وعند اخذ اللوغاريتم تكون الدالة كمايأتي:

$$\text{Ln}L(\theta, \phi, \sigma_e^2) = -\frac{n}{2} \text{Ln}(2\pi \sigma_e^2) - \frac{S(\theta, \phi)}{2\sigma_e^2} \dots\dots\dots(2-91)$$

وعند اخذ التفاضل الجزئي للمعادلة (2-91) بالنسبة لكل من σ_e^2, θ, ϕ ومساواة التفاضلات بالصفر نحصل على المقدرات $\hat{\sigma}_e^2, \hat{\theta}, \hat{\phi}$.

3-7-2 المرحلة الثالثة (اختبار دقة الانموذج) :

Model Diagnostic Checking :

بعد الانتهاء من مرحلتي التشخيص والتقدير ينبغي التحقق من دقة الانموذج المستعمل في هذه المرحلة اذ يتم اختبار النموذج لمعرفة مدى ملائمته لتمثيل بيانات الظاهرة المدروسة واستعمالها للحصول على تنبؤات مستقبلية إذ يوجد العديد من الاختبارات التي يمكن استعمالها لهذا الغرض ومنها .

أ- اختبار حدي الثقة confidence interval test [35]

ويتم هنا اختبار قيم معاملات الارتباط الذاتي للبقايا ويرمز له بـ $r_k(a_t)$, وبما ان معاملات الارتباط الذاتي للبقايا تتوزع توزيعاً طبيعياً حسب ما اثبتته كل من (Box and Pierce) عام 1970 بوسط حسابي مساويا للصفر وتباين مقداره $(\frac{1}{n})$.
وان معامل الارتباط الذاتي يأخذ الصيغة الآتية :

$$r_k(a_t) = \frac{\sum_{t=1}^{n-k}(a_t a_{t+1})}{\sum_{t=1}^n a_t^2} \dots\dots\dots(2-92)$$

إذ ان :

a_t : تمثل البقاي .

وللتحقق من صحة كفاءة الانموذج نختبر قيمة $r_k(a_t)$ فاذا كانت قيمته ضمن حدود الثقة
 $(\frac{-1.96}{\sqrt{n}} \leq r_k(a_t) \leq \frac{1.96}{\sqrt{n}})$, يعد الانموذج جيداً وكفوفاً بمعنى ان السلسلة الزمنية تمتلك
اقل خطأ [30] .

ب- اختبار بوكس - بيرس Box-Pierce test [44][51]

وضع الباحثان Box و Pierce عام 1970 اختباراً لاخطاء الانموذج المشخص وبيان مدى كفاءة الانموذج المحدد باستعمال معاملات الارتباط الذاتي للبقاي والتي تعطى بالعلاقة الآتية :

$$Q_{B-P} = n \sum_{k=1}^m \hat{p}_k^2 \dots\dots\dots(2-93)$$

اذ ان :

\hat{p}_k : تمثل مقدار الارتباط الذاتي المقدر من بيانات العينة عند الازاحة K .

n: تمثل عدد مشاهدات الانموذج المشخص .

M: اكبر مدة ازاحة للارتباطات الذاتية.

K: تمثل عدد الازاحات.

ومن ثم يتم مقارنة Q المحسوبة ب χ^2 الجدولية بدرجة حرية $(m - p - q)$ ومستوى دلالة (α) معين .

فاذا كانت Q المحسوبة اصغر من القيمة الجدولية هذا يدل على عدم رفض فرضية العدم , ويشير الى ان الانموذج ملائم وان اخطاء الانموذج عشوائية . اما اذا كانت Q المحسوبة اكبر من القيمة الجدولية فهذا يعني الانموذج غير ملائم لبيانات السلسلة الزمنية وفي هذه الحالة لا بد من اعادة المرحلة الاولى اي تشخيص انموذجا اخر لتمثيل السلسلة وتقدير معلوماتها ثم يتم التحقق من صحتها .

ج- اختبار لجنج - بوكس Ljung and Box test [45][51]:

قام الباحثان (Ljung, G.M and Box, G.E.P) في عام 1978 بوضع اختبار على غرار اختبار Box and Pierce عام 1970 وهو اختبار احصائي يستعمل لاختبار اي مجموعة من الارتباطات الذاتية في السلسلة الزمنية كونها تختلف معنويا عن الصفر ام لا . ويمكن استخدام هذا الاختبار ايضا للتحقق من عشوائية البيانات باستعمال مجموعة من الازاحات وصيغة الاختبار هي :

$$Q_{(L-B)} = n(n + 2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{p}_k^2}{(n-k)} \dots\dots\dots(2-94)$$

ويتم اجراء المقارنة نفسها للاختبار السابق في اختبار $Q_{(B-p)}$ وان هذه الصيغة تعطي نتائج جيدة وكفوة.

4-7-2 المرحلة الرابعة (التنبؤ) Forecasting [63] :

ان المرحلة الاخيرة من مراحل منهجية (Box-Jenkins) هي التنبؤ وفي هذه المرحلة يتم ايجاد القيم المستقبلية للسلسلة الزمنية عن طريق استعمال النموذج الحالي والمقدر في مدة زمنية معطاه وذلك تبعا لأصغر خطأ ممكن , والتنبؤ بالقيم المستقبلية لمشاهدات السلسلة الزمنية هو عبارة عن التوقع الشرطي (Conditional Expectation) في المدة $(t+1)$ عن الزمن (t) . ان هذا التنبؤ يتم بعد تقدير معالم النموذج $ARIMA(P,d,q)$, والذي يكون قد تجاوز مختلف مراحل الاختبارات السابقة , فاننا نستطيع التنبؤ بالقيم المستقبلية $(L=1,2,...)$ لمدة قادمة وباستعمال صيغة معادلة الفروق لهذا النموذج وكالاتي :

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \dots + \phi_{p+d} X_{t-p-d} - \theta_1 e_{t-1} - \dots - \theta_q e_{t-q} + e_t \quad (2-95)$$

وبكتابة المعادلة عند المدة (t+l) واخذ التوقع الشرطي عند المدة (t) نحصل على معادلة التنبؤ عند زمن الاصل (t) والى (L=1,2,...) مدة تنبؤيه .

اي ان :

$$E(X_{t+l}) = \phi_1 E(X_{t+l-1}) + \phi_2 E(X_{t+l-2}) + \dots + \phi_{p+d} E(X_{t+l-p-d}) - \theta_1 E(e_{t+l-1}) - \theta_2 E(e_{t+l-2}) - \dots - \theta_q E(e_{t+l-q}) + E(e_{t+l}) \dots \quad (2-96)$$

الفصل الثالث

**التحليل الاحصائي للسلسلة
الزمنية للطاقة الكهربائية
الضائعة في محافظة كربلاء
المقدسة للمده (2012-2016)**

1-3 التمهيدي :

سيتم تطبيق منهجية بوكس وجنكنز (*Box- Jenkins*) من جمع البيانات وتحليلها وبالاعتماد على البرنامج الجاهز (*GRETL 1.9.11*) إذ يتم تحليل السلسلة الزمنية لكمية الطاقة الكهربائية الضائعة وللمدة الزمنية من كانون الثاني 2012 ولغاية كانون الأول 2016 وتشخيص الأنموذج الملائم لها ومن ثم اختيار أفضل إنموذج وبالاعتماد على معايير المفاضلة بين النماذج واستعمال هذا الإنموذج للتنبؤ في كمية الطاقة الكهربائية الضائعة.

2-3 بيانات البحث

بيانات البحث تمثل كمية الطاقة الكهربائية الضائعة مقاسة ب كيلو واط /ساعة (kwh) لمحافظة كربلاء المقدسة وللمدة الزمنية من كانون الثاني 2012 الى كانون الأول 2016 . وقد تم الحصول على البيانات الخاصة بالبحث من وزارة الكهرباء / مديرية توزيع كهرباء كربلاء المقدسة والجدول رقم (3-1) يبين كمية الطاقة الكهربائية الضائعة للمدة الزمنية المذكورة آنفاً .

الجدول (1-3)
كمية الطاقة الكهربائية الشهرية الضائعة المقاسة ب كيلواط /ساعة (كانون الثاني 2012 ولغاية
كانون الاول 2016)

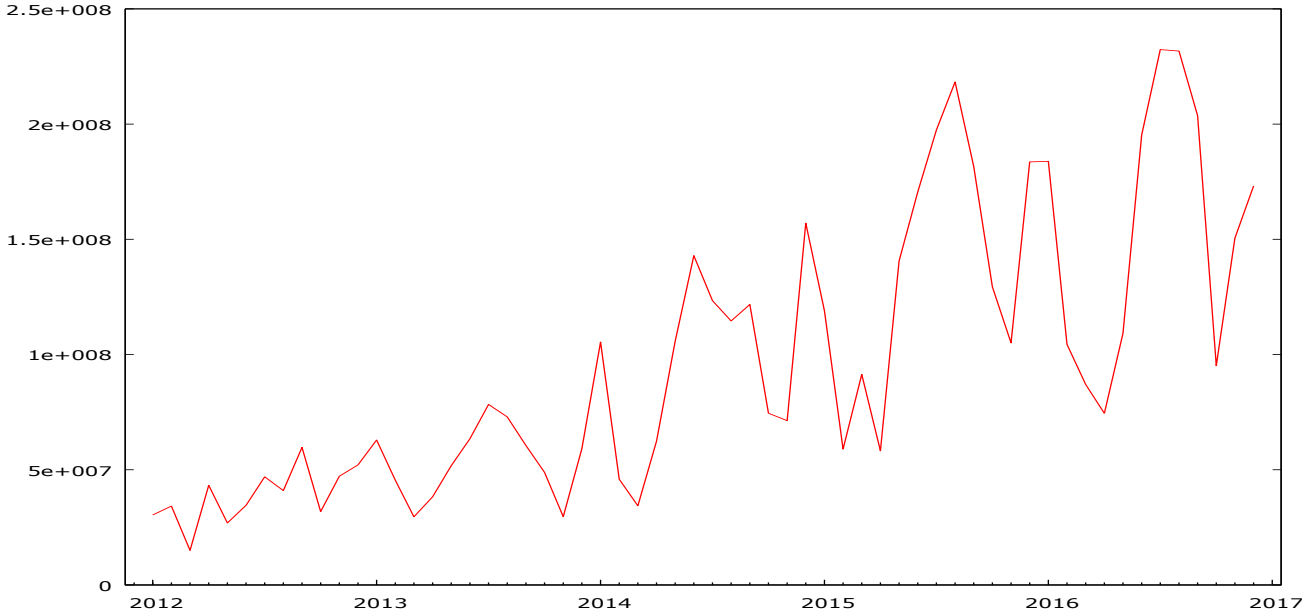
<u>2016</u>	<u>2015</u>	<u>2014</u>	<u>2013</u>	<u>2012</u>	السنة الشهر
183844255	118937036	105461499	62910756	30391327	كانون ثاني
104393106	58944177	45895269	45472252	34236531	شباط
87039040	91382834	34358757	29577121	15023204	اذار
74476066	58214617	62396609	38268764	43264509	نيسان
109194884	140573401	105770326	51743043	26909936	ايار
195242706	170566887	142907824	63484626	34567324	حزيران
232344370	197424161	123367202	78345065	46947592	تموز
231694630	218302229	114586374	72941125	40957748	اب
203692295	181651258	121736132	60522705	59715107	ايلول
95137846	129357804	74549025	48832600	31838536	تشرين أول
150526140	105032021	71297390	29631641	47160734	تشرين ثاني
173149708	183606859	157037184	59113988	52106952	كانون أول

المصدر: وزارة الكهرباء , مديرية توزيع كهرباء كربلاء المقدسة .

لوحظ ان الضائعات لعام 2016 تستحوذ على نسبة 31% من الطاقة الكهربائية المنتجة وقد ترتفع هذه النسبة الى 58% في بعض الاشهر والتي تسمى بأشهر الذروة مثل (كانون ثاني, تموز, اب)

1-2-3 استقرارية السلسلة:

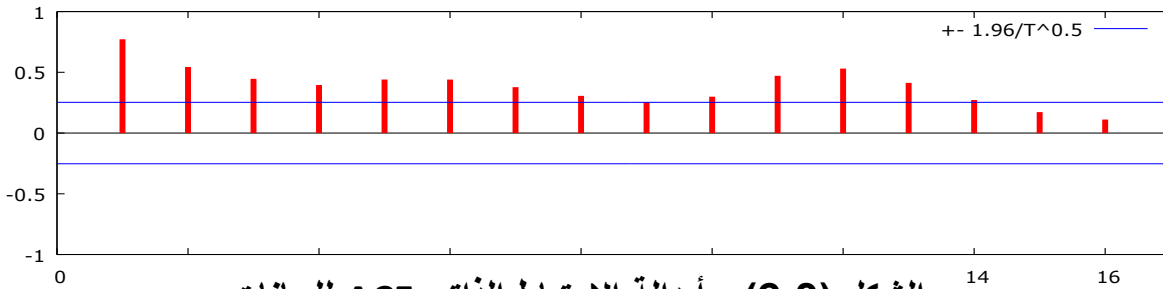
بعد جمع البيانات والتي تعد المرحلة الاولى من منهجية (Box- Jenkins) نرسم سلسلة البيانات (time Plot) باستخدام البرنامج الاحصائي GRETL 1.9.11 كما في الشكل (3-1) المتمثلة لكمية الطاقة الكهربائية الضائعة للتعرف على سلوك السلسلة وخصائصها الأولية والشكل (3-1) يمثل رسم السلسلة:



الشكل (3-1) سلسلة كمية الطاقة الكهربائية الضائعة (كانون الثاني 2012 ولغاية كانون الاول 2016)

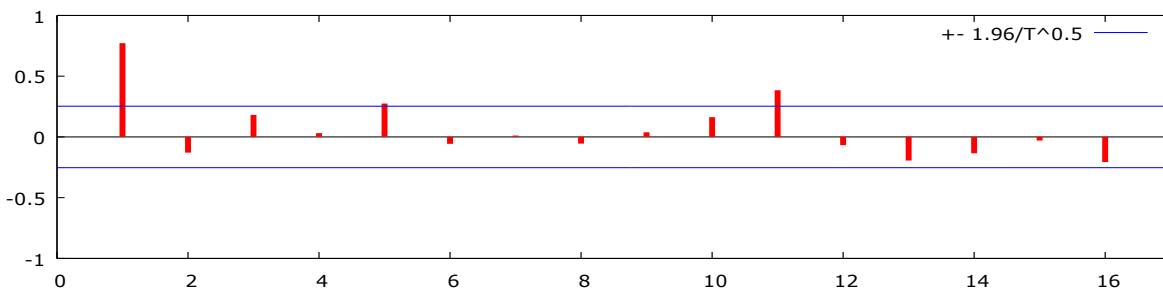
عن طريق الشكل (3-1) نلاحظ عدم استقرار السلسلة الزمنية ولمزيد من الدقة نرسم كل من دالة الارتباط الذاتي ACF كما في المعادلة (2-9) والارتباط الذاتي الجزئي PACF كما في المعادلة (2-15) وكما في الشكل (3-2):

ACF for Y



الشكل (3-2) - أ دالة الارتباط الذاتي ACF للبيانات

PACF for Y



الشكل (3-2) - ب دالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF للبيانات

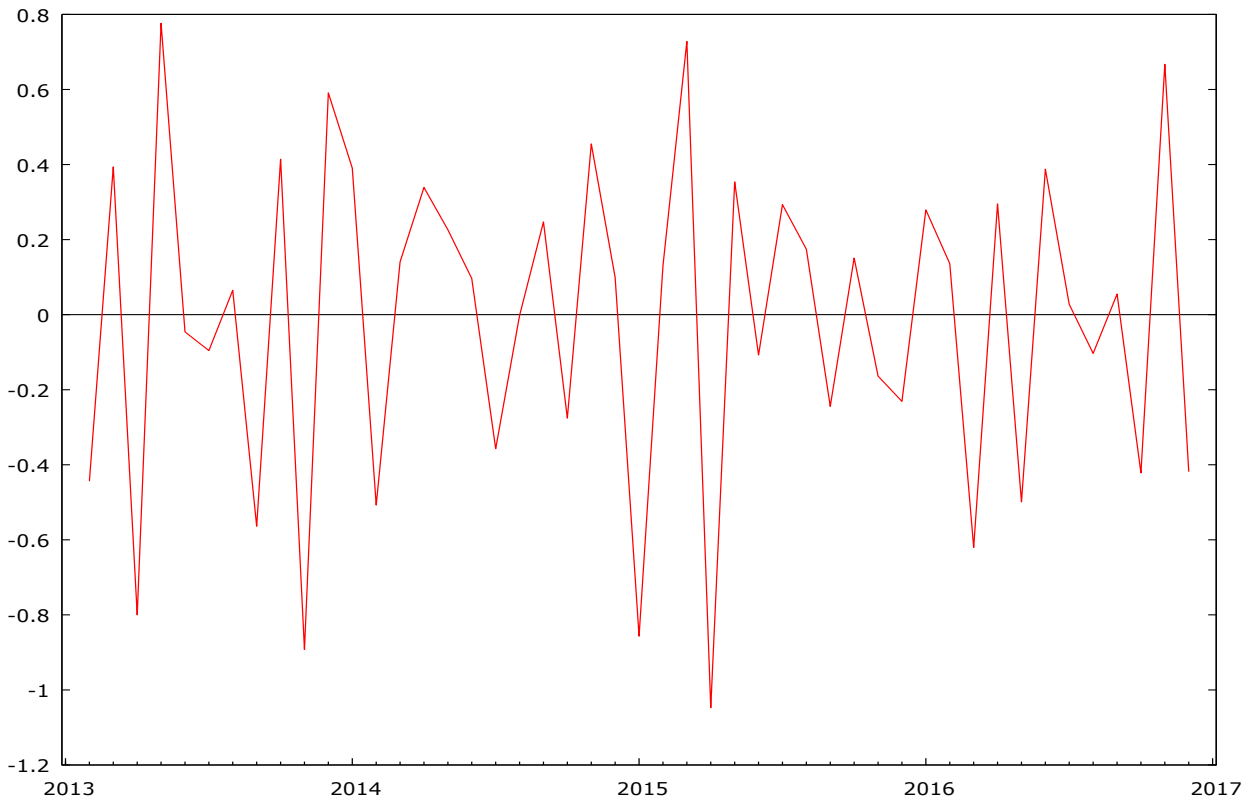
اذ نلاحظ من الشكل (2-3) بان معاملات الارتباط الذاتي ACF خارج حدي الثقة
 ($\pm \frac{1.96}{\sqrt{T}} = 0.253$) بمستوى معنوية (95%) وكذلك معاملات الارتباط
 الذاتي الجزئي PACF خارج حدود الثقة لمعاملات الارتباط الذاتي الجزئي وهذا مؤشر على عدم
 استقرار السلسلة , لذا ترفض فرضية عدم التي تشير إلى تساوي معاملات الارتباط الذاتي مع
 بعضها ومساواتها للصفر اي استقرارية السلسلة وتقبل الفرضية البديلة بعدم استقرارية السلسلة.
 ويمكن ملاحظة ظهور قمة عند الازاحة (12) وهذا مؤشر على ضرورة اخذ التغيرات الموسمية في
 الاعتبار عند اختيار الانموذج الملائم ولمزيد من الدقة في تحديد استقرارية السلسلة يفضل اجراء
 اختبار ديكي فولر الموسع الذي يعد احد أهم اختبارات جذر الوحدة وذلك لإثبات استقرارية السلسلة من
 عدمه وكما موضح في نتائج اختبار ديكي فولر الموسع في الجدول (2-3).

جدول (2-3)

نتائج اختبار ديكي فولر الموسع للسلسلة الاصلية Augmented Dickey – Fuller

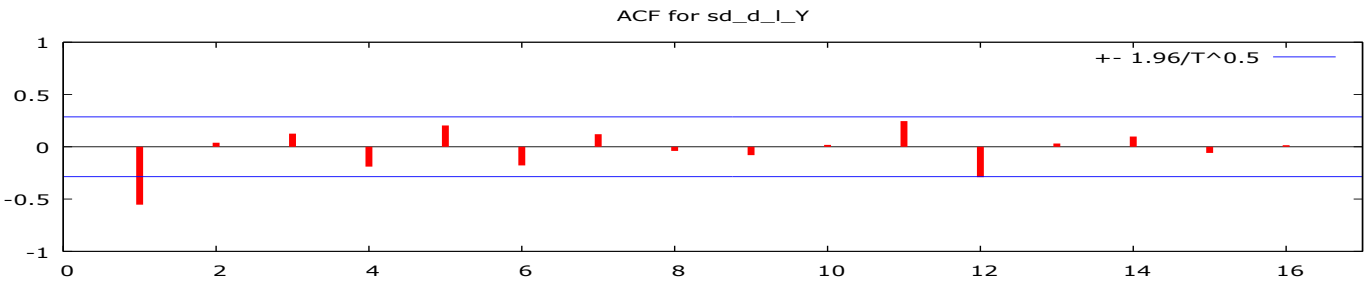
	Without constant	With Constant	With constant and trend
Estimated value	0.0639016	- 0.080639	-1.86257
Test statistic	1.15082	-0.644794	-4.68193
p- value	0.9361	0.8583	0.0007

من الجدول (2-3) يمكن ملاحظة ان قيمة الاحتمالية (p-value) للنموذج الاول (Without constant) والنموذج الثاني هي اكبر من 0.05 لذلك يمكن القول ان السلسلة قيد الدراسة تحتوي على جذر الوحدة فهي غير مستقرة مما يستوجب تحويل السلسلة الى سلسلة الفروق الاعتيادية والفروق الموسمية ومن الدرجة الاولى والتحويل البيانات الى اللوغاريتم الطبيعي لتحقيق الاستقرارية في المتوسط والتباين واعادة اختبار استقرارية السلسلة عن طريق رسم السلسلة رسم دوال الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي واختبار ديكي فولر الموسع للتأكد من الاستقرارية.

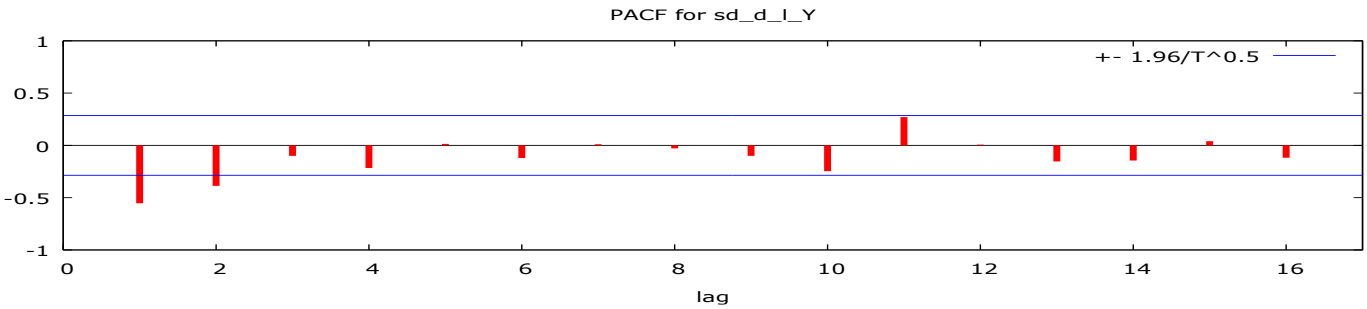


الشكل (3-3) سلسلة بيانات الطاقة الكهربائية الضائعة بعد الفرق الاعتيادي الاول والفرق الموسمي الاول واللوغاريتم الطبيعي

من الشكل (3-3) اعلاه يمكن ملاحظة الاستقرار في السلسلة بعد أخذ الفرق الاعتيادي الأول والفرق الموسمي واللوغاريتم الطبيعي ويمكن رسم كل من دالة الارتباط الذاتي ACF والارتباط الذاتي الجزئي PACF لسلسلة الفروق واللوغاريتم الطبيعي للتأكد من الاستقرار والرسم (4-3) يوضح ذلك :



الشكل (4-3)- أ دالة الارتباط الذاتي ACF لسلسلة الفروق واللوغاريتم الطبيعي



الشكل (4-3)- ب دالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF لسلسلة الفروق واللوغاريتم الطبيعي

ولمزيد من الدقة والتأكد من استقرارية السلسلة الزمنية بعد الفروق واللوغاريتم الطبيعي نقوم بإجراء اختبار جذر الوحدة (Unit root test) (ديكي فولر الموسع) Augmented Dickey – Fuller لتأكيد الاستقرار أو نفيها و كانت النتائج كما في الجدول رقم (3-3).
فرضية الاختبار:

H_0 : Unite root

H_1 : No unite root

الجدول (3-3)

نتائج اختبار ADF لسلسلة الفروق واللوغاريتم الطبيعي

	Without constant	With Constant	With constant and trend
Estimated value	-4.7495	-4.8583	-5.64947
Test statistic	-3.8731	-3.78499	-4.54801
p- value	0.0001084	0.003081	0.001208

وعن طريق نتائج اختبار (ADF) نلاحظ قيمة P-value ولجميع النماذج هي أقل من 0.05 لذلك ترفض فرضية العدم القائلة بوجود جذر وحدة (أي عدم استقرار السلسلة الزمنية) وقبول الفرضية البديلة أي استقرار السلسلة الزمنية.

2-2-3 تشخيص وتقدير الإنموذج واختيار الإنموذج الأفضل

لتحديد رتبة الإنموذج (ARIMA) الملائم عن طريق دراسة ومقارنة السلوك النظري لدالتي (ACF),(PACF) لعدد من نماذج ARIMA الشائعة الاستعمال وهذا الموضوع يتطلب معرفة وخبرة طويلة في مجال السلاسل الزمنية و بشكل أدق يتم توفيق عدد من النماذج واختيار الإنموذج الأفضل على وفق معايير المفاضلة للنماذج المعنوية المعلمات والنماذج المقترحة هي كما موضحة في الجدول رقم(4-3)

الجدول (4-3)

يمثل نماذج (Box- Jenkins) المقترحة لسلسلة كمية الطاقة الكهربائية الضائعة

Model	AIC	SBC	H-Q	MSE	MAE	MAPE
SARIMA(0,1,1)×(0,1,1) ₁₂	30.597	36.148	32.68	0.101	0.233	1.286
SARIMA(1,1,0)×(0,1,1) ₁₂	36.481	42.032	38.57	0.114	0.266	1.461
SARIMA(2,1,3)×(0,1,0) ₁₂	34.083	45.184	38.26	0.095	0.247	1.354

أن أفضل أنموذج من نماذج بوكس جنكيز هو SARIMA(0,1,1)×(0,1,1)₁₂ إذ نلاحظ ان هناك انخفاضاً في قيم المعايير فضلا عن كونه يمتلك اقل قيمة لثلاثة معايير وهي معيار حنان كوين (H- Hannan-Quinn (Q ومعيار معلومة شوارترز (Schwarz Information criterion (SBC والتي تستعمل للمفاضلة بين النماذج المقترحة, والجدول (5-3) يمثل تقدير معلمات الانموذج الافضل ومعنويتها واخطائها المعيارية

الجدول (5-3)

معلمات الانموذج SARIMA(0,1,1)×(0,1,1)₁₂ ومعنويتها

	Coefficient	std. error	z	p-value
theta_1	-0.792993	0.104009	-7.624	2.45 e -014***
theta_1	- 0.407735	0.2064468	- 1.975	0.0483**

الأنموذج التقديري هو :

$$(1 - B)(1 - B^{12})X_t = (1 - \theta B)(1 - \Theta B^{12})E_t$$

$$(1 - B^{12} - B + B^{13})X_t = (1 - \Theta B^{12} - \theta B + \theta \Theta B^{13})E_t$$

$$(1(1 - B^{12} - B + B^{13})X_t = (1 + 0.407735B^{12} + 0.792993B + (0.792993)(0.407735)B^{13})E_t$$

$$X_t = X_{t-1} + X_{t-12} - X_{t-13} + \epsilon_t + 0.792993 \epsilon_{t-1} + 0.407735 \epsilon_{t-12} + 0.32333 \epsilon_{t-13}$$

3-2-3 اختبار دقة النموذج

بعد تشخيص النموذج وتحديد درجته وتقديره لا بد من التأكد من صحة ملائمة النموذج وكفاءته وتم ذلك عن طريق :

1-3-2-3 اختبار (Ljung-Box)

عن طريق تطبيق إحصاءه (*Ljung-Box*) لفحص ملائمة النموذج وظهر أن ($Q=11.4743$) عند الازاحة $K=16$ وعن طريق قيمة *P-Value* وهذا يدل على ان الاخطاء غير مرتبطة ببعضها البعض وهو دليل على ان النموذج ملائم وكفوء وهذا يعني قبول الفرضية

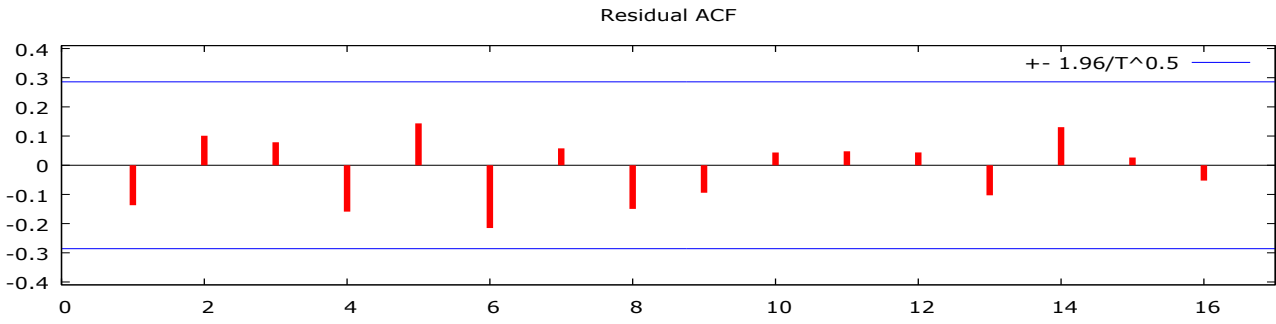
$$H_0: r_i(\epsilon) = r_1(\epsilon) = r_2(\epsilon) \dots = r_K(\epsilon) = 0$$

$$Ljung-Box Q' = 11.4743$$

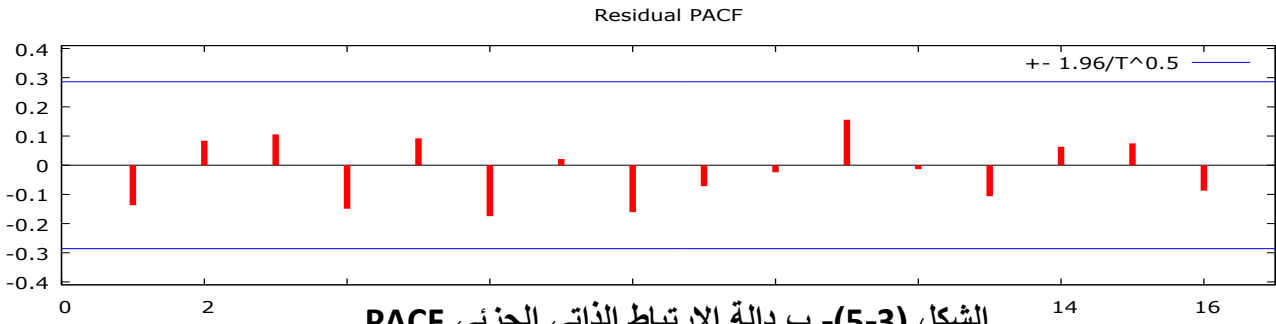
$$with p-value = P(Chi-square(14) > 11.4743) = 0.6484$$

2-3-2-3 اختبار البواقي

تم استخراج معاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للبواقي (الأخطاء) للنموذج المقدر ورسمها ونلاحظ من الشكل (3-6) ان قيم معاملات الارتباط الذاتي للبواقي (*Residual ACF*) جميعها تقع ضمن حدود الثقة مما يعني ان سلسلة البواقي عشوائية وان النموذج المستعمل جيد وملائم . :-

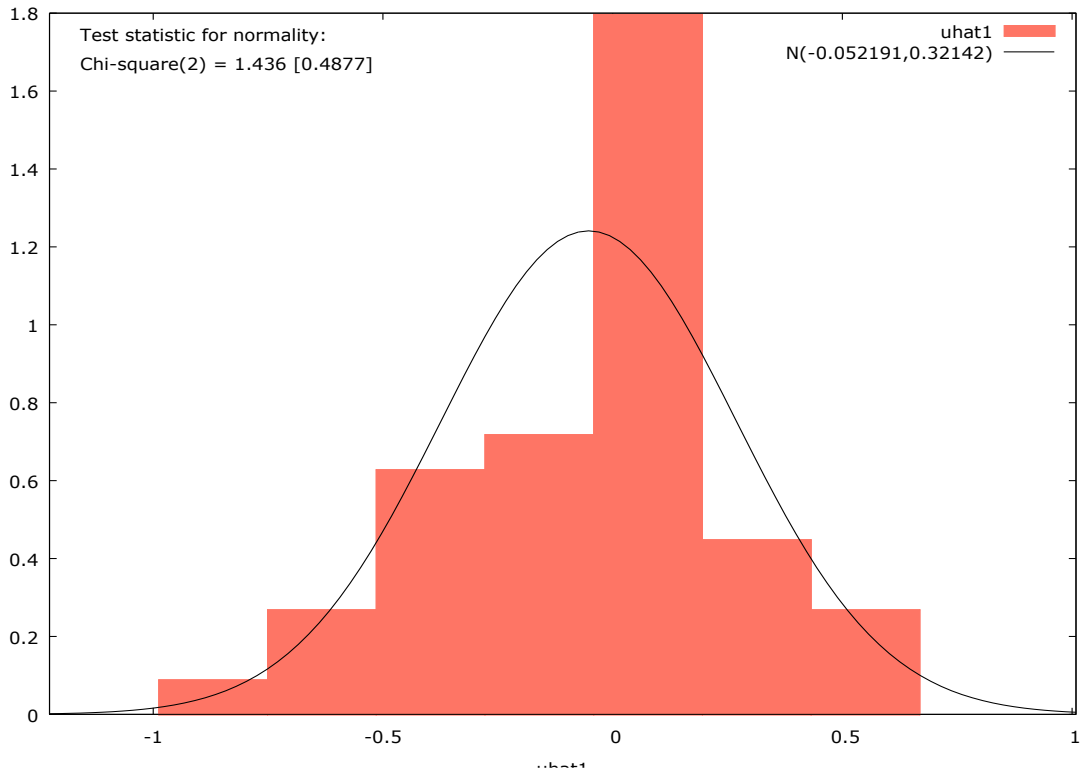


الشكل (5-3)- أ دالة الارتباط الذاتي ACF للبقايا



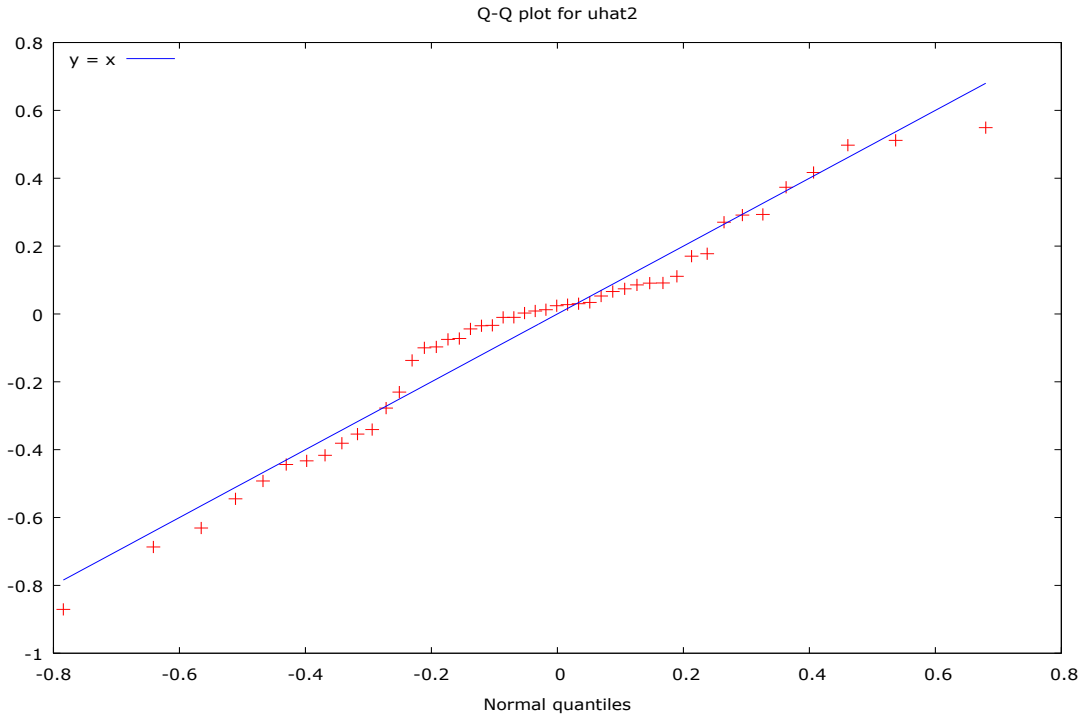
الشكل (5-3)- ب دالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF

3-3-2-3 التوزيع الطبيعي للاخطاء:



شكل(6-3) يوضح التوزيع الطبيعي للبقايا

عن طريق الشكل (3-6) نلاحظ انه متناظر وله شكل توزيع طبيعي تقريبا, ونستطيع التاكيد اكثر من ان البواقي طبيعية نستعين برسم الاحتمال الطبيعي Normal Probability وكالاتي



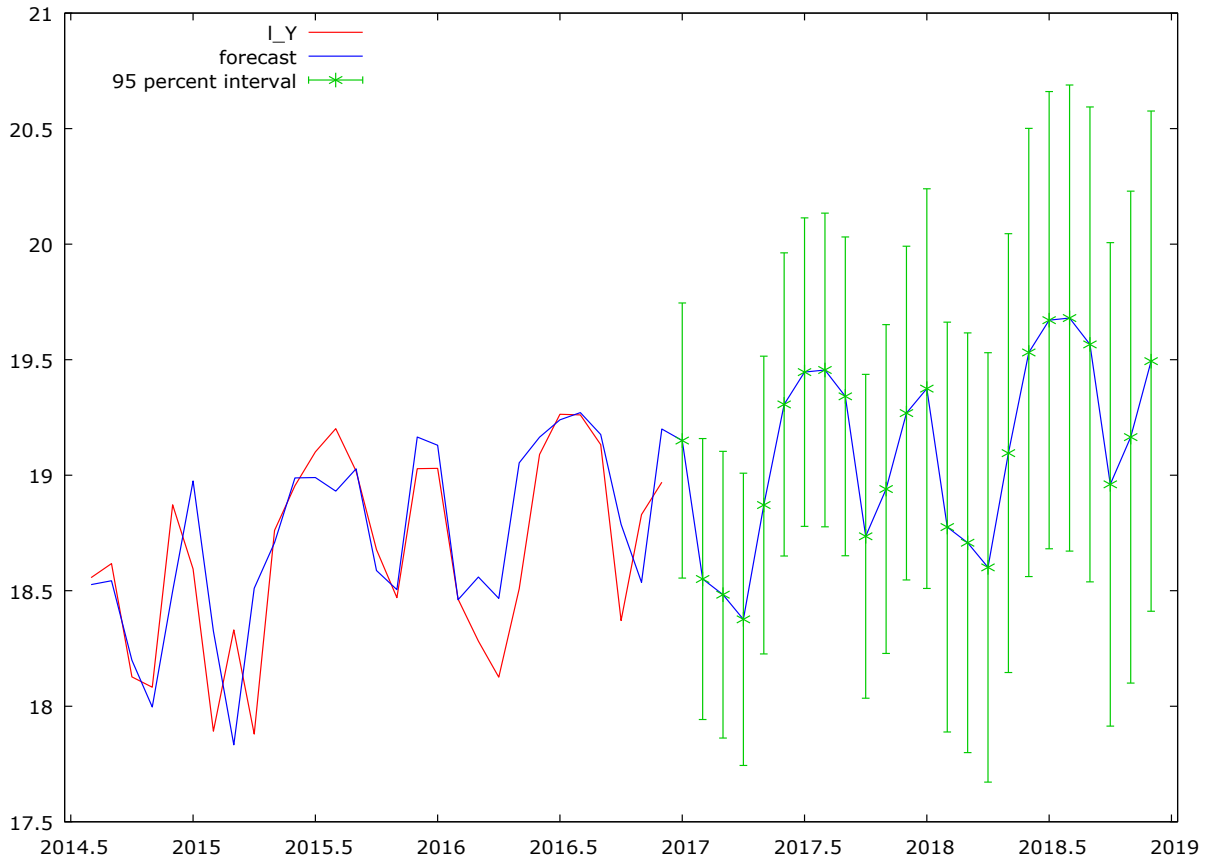
شكل (3-7) الاحتمال الطبيعي للبواقي

4-2-3-2 التنبؤ

بعد اجتياز الإنموذج لاختبارات التشخيص يصبح بالإمكان استعمال الإنموذج للتنبؤ والجدول رقم (3-6) يمثل القيم التنبؤية للمدة الزمنية (2017-2018) لسلسلة كمية الطاقة الكهربائية الضائعة والتي تظهر تناسقا وانسجاما مع مثيلاتها للمدة الزمنية السابقة مما يتطلب اخذ التدابير السريعة للحد من هذه الظاهرة السلبية وغير الحضارية وذلك عن طريق تحسين طرق الجباية وجعلها اكثر دقة وبعتماد اجهزة حديثة ومتطورة لها القدرة على كشف حالات التجاوز والتلاعب بالمقاييس والعدادات الخاصة بتجهيز الطاقة الكهربائية حيث يلاحظ تنامي مشكلة الهدر في الطاقة الكهربائية المجهزة اذا ارتفعت كمية الضائعات من شهر شباط 2012 الى شهر شباط 2018 اي بمعدل نمو مركب مقداره (1.179) وان الشكل (3-8) يمثل رسم القيم التنبؤية للسلسلة وقد تم الحصول على هذه القيم التنبؤية باستعمال الإنموذج SARIMA(0,1,1)₁₂ × (0,1,1) كما يأتي

الجدول (6-3) المعدلات الشهرية المتنبأ بها للصناعات من الطاقة الكهربائية بعد اخذ الانتى لوك لعامي (2017-2018) المقاسة ب كيلو واط /ساعة

Forecaste	Log Forecaste	DATE
207,370,374	19.150017	كانون الثاني-17
113,888,334	18.550729	شباط-17
106,421,693	18.48292	آذار-17
95,655,332	18.376262	نيسان-17
156,863,569	18.870887	أيار-17
242,466,472	19.306374	حزيران-17
278,867,412	19.446247	تموز-17
281,419,782	19.455358	آب-17
251,081,212	19.341287	أيلول-17
137,018,156	18.735624	تشرين الأول-17
168,105,783	18.940104	تشرين الثاني-17
233,529,742	19.26882	كانون الأول-17
259,631,013	19.374772	كانون الثاني-18
142,590,009	18.775484	شباط-18
133,241,656	18.707675	آذار-18
119,762,000	18.601017	نيسان-18
196,395,688	19.095642	أيار-18
303,571,887	19.531129	حزيران-18
349,146,443	19.671002	تموز-18
352,341,700	19.680112	آب-18
314,357,679	19.566042	أيلول-18
171,548,915	18.960379	تشرين الأول-18
210,470,909	19.164858	تشرين الثاني-18
292,400,794	19.493636	كانون الأول-18



الشكل (8-3) يمثل القيم التنبؤية لسلسلة كمية الطاقة الكهربائية الضائعة وفق نموذج

$$\text{SARIMA}(0,1,1) \times (0,1,1)_{12}$$

الفصل الرابع

الاستنتاجات والتوصيات

الفصل الرابع

الاستنتاجات : Conclusions:

من خلال نتائج التحليل الاحصائي للسلسلة الزمنية للطاقة الكهربائية الضائعة لمحافظة كربلاء المقدسة للمدة (2012-2016) توصلنا الى الاستنتاجات التالية:

- 1- تعد الضائعات في الطاقة الكهربائية من الظواهر غير الحضارية والسلبية والتي لها تأثير مباشر في مستويات تجهيز الكهرباء في الشبكة الوطنية على مستوى المحافظات كافة وبشكل خاص محافظة كربلاء المقدسة اذ لوحظ انها تستحوذ على ما نسبته 31% من الطاقة الكهربائية المنتجة وقد ترتفع هذه النسبة الى 58% في بعض الاشهر والتي تسمى بأشهر الذروة مثل (كانون ثاني, تموز, اب).
- 2- نلاحظ عن طريق دراسة السلسلة الزمنية لبيانات الطاقة الكهربائية الضائعة في محافظة كربلاء المقدسة للمدة (2012-2016) والاختبارات الاحصائية المستخرجة , ان السلسلة غير مستقرة وان هناك اتجاهاً عاماً واضحاً في السلسلة فضلاً عن احتوائها على المركبة الموسمية إذ انها تعيد نفسها كل 12 شهراً .
- 3- تم اختيار افضل نموذج من بين النماذج الممكنة باستعمال معايير المفاضلة (AIC, H-Q, BIC), وقد تم فحص ملائمة النموذج المقترح احصائياً عن طريق اختبارات : معنوية المعالم المقدرة وتحليل دالة الارتباط الذاتي للبواقي والتوزيع الطبيعي للبواقي .
- 4- وجد ان النموذج الكفو والملائم لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية هو النموذج الموسمي المضاعف $SARIMA(0,1,1)_{12}(0,1,1)$.
- 5- باستخدام هذا النموذج تم التنبؤ بالطاقة الكهربائية الضائعة لمحافظة كربلاء لمدة 24 شهراً لسنتين 2017-2018 وقد اظهرت القيم التنبؤية تناسقا مع مثيلاتها في السلسلة الاصلية.

Recommendations

التوصيات :

- عن طريق النتائج التي تم التوصل اليها نوصي بما يأتي
- 1- اصدار قوانين صارمة ضد المتلاعبين بمقاييس الطاقة والربط غير القانوني وحالات التجاوز على الشبكة والزام المتجاوزين بدفع غرامات مالية كبيرة للحد من هذه الظاهرة السلبية .
 - 2- نظرا لأهمية هذا القطاع الحيوي لابد من استعمال نماذج بوكس جينكز للتنبؤ بالقيم المستقبلية , اذ امكن الحصول على تقديرات جيدة للمؤشرات الشهرية للمدة المراد التنبؤ بها ويمكن ان تعطي المسؤولين المعنيين مؤشرات ذات اهمية بالغة.
 - 3- تحديث نظام المستهلكين عن طريق المسح الشامل لمقاييس الطاقة لدى مختلف اصناف المستهلكين فضلا عن استعمال اجهزة الكترونية الحديثة القابلة للربط المركزي تسهل عملية القياس والمتابعة وكشف حالات التلاعب من خلالها.
 - 4- اعتماد النموذج الذي تم التوصل اليه النموذج الموسمي المضاعف $SARIMA(0,1,1) \times (0,1,1)_{12}$ عن طريق نماذج بوكس جينكز للاستفادة منه في التخطيط للمدد القادمة كونه يعطي نتائج افضل .
 - 5- تشير نتائج التنبؤ الى استمرار نسبة الضائعات في الطاقة الكهربائية الضائعة خلال عامي 2017 و2018 بشكل متناسق مع مثيلاتها للسنوات السابقة , لذا نرى ضرورة الاخذ بنتائج هذه البحث واتخاذ التدابير اللازمة بشكل فوري من الجهات المختصة .
 - 6- اجراء دراسات مناظرة على مستوى المحافظات والمقارنة فيما بينها وتدارس التدابير المتخذة في المحافظات الاخرى لمواجهة هذه الظاهرة .

المصادر

REFERENCES

المصادر العربية

القران الكريم

1. إبراهيم , بسام يونس, " التنبؤ بدرجات الحرارة في ولاية الخرطوم باستخدام نماذج بوكس جنكيز للسلاسل الزمنية " , جامعة السودان , بحث منشور في مجلة السودان للعلوم والثقافة , المجلد الخامس, العدد2, 2004.
2. أحمد , ابن أحمد, 2008, " النمذجة القياسية للاستهلاك الوطني للطاقة الكهربائية في الجزائر خلال الفترة (03:2007-10:1988) " , مذكرة مقدمة ضمن متطلبات نيل شهادة الماجستير في العلوم الاقتصادية, 2008 .
3. احمد , عمار شهاب , " استخدام نماذج السلاسل الزمنية للتنبؤ بكمية صادرات العراق النفطية لعامي (2016-2017) " , مجلة كلية بغداد للعلوم الاقتصادية الجامعة , العدد الثاني والخمسون , 2017.
4. ادريوش , دحماني محمد , "سلسلة محاضرات في الاقتصاد القياسي " , كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية علوم التسيير , قسم العلوم الاقتصادية , جامعة جيلالي ليايس -سيدي بالعباس , 2013.
5. انصاف , علاء حسين عمران , 2014, " استعمال انموذج ARIMA للتنبؤ بعدد الاصابات بمرض التدرن في محافظة واسط " , مجلة التقني , مجلد السابع والعشرون, العدد الخامس .
6. بري , عدنان ماجد عبد الرحمن , " طرق التنبؤ الاحصائي الجزء الاول " , جامعة الملك سعود , قسم الاحصاء وبحوث العمليات , 2002 .
7. البياتي , عصام حسين والمخلافي , اسماعيل عبده فؤاد , "استخدام اسلوب بوكس جنكيز للتنبؤ بإنتاجية العمل في مصنع اسمنت عمران في القطاع اليمني " , مجلة الادارة والاقتصاد , جامعة كربلاء , العدد 63, 2007.
8. التميمي , رعد فاضل حسن , والعنبيكي عدي طه رحيم , " مبادئ السلاسل الزمنية " , الطبعة الاولى , مطبعة الكتاب , العراق , بغداد , 2013 .
9. الجبوري , عبير حسن علي , "التنبؤ بأسعار النفط العراقي للعام 2010 باستخدام السلاسل الزمنية " , مجلة جامعة بابل , العلوم الانسانية , المجلد 18 , العدد (1), 2010.
10. الحافظ , علي سيف الدين , " تحليل السلاسل الزمنية لبعض انواع مرض السرطان في العراق " , رسالة ماجستير , كلية الادارة والاقتصاد قسم الاحصاء , الجامعة المستنصرية , 2006 .

11. الحديثي , عصام مولود , "دراسة حول التنبؤ بإنتاج محصول الذرة الصفراء في العراق للفترة (1991-1941) ", رسالة ماجستير في الاحصاء , جامعة بغداد , كلية الإدارة والاقتصاد , 1993.
12. حسين , محمد محمود فقي وحمد , اخترخان صابر , " استخدام نماذج السلاسل الزمنية للتنبؤ باعداد الاطفال المصابين بالتهابات المجاري التنفسية في محافظة السلمانية " , مجلة جامعة كركوك للعلوم الادارية و الاقتصادية , المجلد الخامس , العدد الاول , 2015 .
13. خولة , حضري, " استخدام السلاسل الزمنية من خلال منهجية بوكس جينكنز في اتخاذ القرار الاتجاعي , دراسة حالة مطاحن رياض سطيف – وحدة تقرت –في الفترة (2008-2013)", رسالة مقدمة كجزء من متطلبات نيل شهادة الماجستير في علوم التسيير , 2014.
14. رجب , مصعب عامر, "التنبؤ بمقدار الطاقة الكهربائية الضائعة لمدينة بغداد", بحث دبلوم عالي , كلية الادارة واقتصاد , جامعة بغداد , 2014 .
15. الركابي , مخلص عبد الله , "استخدام منهجية بوكس و جنكينز في التنبؤ بأعداد المعتمرين من الخارج شهريا " , معهد خادم الحرمين الشريفين لأبحاث الحج والعمرة , جامعة ام القرى , 2014.
16. سالم , عبد الغفور جاسم و خلف , نهاد شريف , " دراسة استقرارية بعض نماذج السلاسل الزمنية غير الخطية مع التطبيق " , مجلة الرافدين لعلوم الحاسبات والرياضيات , المجلد (5) , العدد (2), 2008.
17. الشاروط , محمد حبيب , و صاحب , دعاء عبد الكريم, " التنبؤ باستهلاك الطاقة الكهربائية في محافظة القادسية باستخدام نماذج السلاسل الزمنية ونماذج الشبكات العصبية الاصطناعية", مجلة القادسية لعلوم الحاسوب والرياضيات , المجلد السادس , العدد الاول , 2014.
18. الشعراوي , سمير مصطفى, "مقدمة في تحليل الحديث للسلاسل الزمنية " , مركز النشر العلمي , جامعة الملك عبد العزيز, 2004 .
19. شومان , عبد اللطيف حسن , والصراف , نزار مصطفى , " السلاسل الزمنية والأرقام القياسية " , الناشر دار الدكتور للعلوم الإدارية والاقتصادية , بغداد, 2013 .
20. الصفاوي , صفاء يونس و غانم , ايمان ابراهيم, "مقارنة بين طرائق التنبؤ لسلسلة حمل الذروه اليومي للطاقة الكهربائية في مدينة الموصل " , المجلة العراقية للعلوم الاحصائية (25) , عدد خاص بوقائع المؤتمر العلمي السادس لكلية علوم الحاسوب والرياضيات , 2013.
21. طعمه , سعدية عبد الكريم , " استخدام نماذج السلاسل الزمنية الموسية للتنبؤ باستهلاك الطاقة الكهربائية في مدينة الفلوجة " , مجلة جامعة الانبار للعلوم الاقتصادية والادارية , المجلد الرابع , العدد السابع , 2011 .

22. طعمه , سعدية عبد الكريم والمحمدي , ناظم عبد الله , " استخدام تحليل السلاسل الزمنية للتنبؤ بأعداد المصابين بالإمراض الخبيثة في محافظة الانبار " , مجلة جامعة الانبار للعلوم الإدارية والاقتصادية , العدد الثامن , مجلد 4 , 2012.
23. عزي , سهام, " دراسة المقاربة الكمية في اتخاذ القرارات الادارية دراسة حالة مؤسسة عمومية , المستشفى الجامعي مصطفى باشا وكالة التأمين سلامة " , رسالة مقدمة كجزء من متطلبات نيل شهادة الماجستير في علوم التسيير, 2012 .
24. عكله , صبا جسوم , "استعمال انموذجات بوكس جينكنز للتنبؤ بوفيات حوادث المرور في محافظة كربلاء المقدسة للمدة (2010-2015) " , رسالة ماجستير في الاحصاء , جامعة كربلاء , كلية الإدارة والاقتصاد , 2017 .
25. عمر , فوزية غالب, "التنبؤ بعدد سكان العراق باستخدام نماذج بوكس - جينكنز لغاية عام 2020" , العلوم الاقتصادية, المجلد الحادي عشر , العدد 41 , 2016.
26. عمران , خلود موسى و زعلان , ريسان عبد الامام , "استخدام بعض الاساليب الاحصائية للتنبؤ باستهلاك الطاقة الكهربائية في المملكة العربية السعودية" , مجلة العلوم الاقتصادية , المجلد الثامن , العدد (29), 2012.
27. غافل , امل علي , "استخدام نماذج بوكس جينكنز ARIMA في التنبؤ بإنتاج الطاقة الكهربائية" , مجلة جامعة كربلاء , المجلد الحادي عشر , العدد الثاني , 2013.
28. الغنام , محمد بن عبد الله , " تحليل السلسلة الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم في المملكة العربية السعودية باستخدام منهجية بوكس جنكينز " , بحث منشور في مجلة جامعة الملك عبد العزيز , الاقتصاد والإدارة , مجلد 17 , العدد 2 , 2003.
29. كنيهر , عباس لفته , "بناء نموذج سلاسل زمنية للتنبؤ بإعداد المرضى المراجعين لمستشفى الزهراء في محافظة واسط " , بحث منشور في مجلة كلية الإدارة والاقتصاد , جامعة واسط , 2010 .
30. محمد, شيخي , " طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات " , دار الحامد للنشر والتوزيع , عمان , 2012.
31. المشهداني , ايمان محمد , وكاظم , جاسم محمد , " استعمال نماذج بوكس وجينكنز للتنبؤ بأعداد المرضى المصابين بمرض التهاب الكبد الفيروسي في العراق " , مجلة العلوم الاقتصادية والادارية , المجلد 22 , العدد 89 , 2016 .
32. مولود حشمان , " السلاسل الزمنية وتقنيات التنبؤ قصيرة المدى " , ديوان المطبوعات الجامعية الجزائر , 2010 .

33. الناصر , عبد المجيد حمزه , ورشيد , ظافر حسين, " الارقام القياسية وتحليل السلاسل الزمنية " , دار الجامعة للطباعة والنشر, العراق , بغداد , 2014.
34. الهاشمي , مرتضى منصور عبد الله حمود , "التنبؤ لحالة الطقس في بغداد باستعمال السلاسل الزمنية الفنية " , رسالة ماجستير , كلية الادارة والاقتصاد قسم الاحصاء , جامعة بغداد , 2014 .
35. والتر فاندل , "السلاسل الزمنية من الوجة التطبيقية ونماذج بوكس جنكيز " , تعريب ومراجعة د. عبد المرضي , حامد عزام , د. احمد حسين هارون , دار المريخ – السعودية , 1990 .
36. وزارة الكهرباء , المديرية العامة لتوزيع كهرباء الرصافة , مديرية المعلوماتية وبحوث العمليات قسم بحوث العمليات, 2012.
37. وزارة الكهرباء , مديرية كهرباء كربلاء , تقرير عن الضائعات غير الفنية , قسم التوزيع , 2017 .
38. وزارة الكهرباء , مديرية نقل الطاقة الكهربائية في محافظة كربلاء , مقابلة شخصية, 2017 .

المصادر الانكليزية :

39. Akaike, Hirotugu , " A Bayesian Extension of the Minimum AIC Procedure of Autoregressive Model Fitting", Biometrika, Vol. 66, No. 2, PP. 237-242, 1979
40. Anderson, t.w, "The statistical Analysis of Time Series", John Wily, New york. 1971.
41. Arranz M. A. "Portmanteau Tests Statistics In Time Series", Tol-Project PP(1-8), <http://Www.Tol-Project.Org/> 2005.
42. Box G . E . P , and Jenkins , G . M , "Time Series Analysis and control" , San Francisco , Holden Day San Francisco , 1976 .
43. Box G . E . P , and Jenkins , G . M , "Time Series Analysis and control" , Fifth Edition, John Wiley & Sons, Inc, Canada, 2016 .

44. Box, G. E. P. and Pierce, David A. , **"Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models"**, JASA, Vol. 65, No. 332,1970
45. Brockwell. P. J, & Davis . A. R ,**"Introduction to Time Series and Forecasting "**,Second Edition", springer –verlag, New York, USA, , 2002.
46. Cryer, D. & Chan ,K , **"Time Series Analysis With Applications in R"**, Second Edition, Springer Science +Business Media, LLC, New York, USA, 2008
47. Dickey ,David . A ,and Fuller ,W. A, **"likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root"**, Econometrica ,vol. 49,No.4, 1981 .
48. Dober, L. & Alexandru, A. A. M. , **"Modeling Unemployment Rate Using Box – Jenkins Procedure"** , Journal of Applied Quantitative Methods (JAQM) , Vol. (3) , No. (2),2008
49. Enders, W," **Applied Econometric Time Series"**, John Wiley and Sons Inc New york, 1995.
50. Ghini, A. And Francq , C. **"A Asymptotic Relative Efficiency Of Goodness-Of- Fit Tests Based On Inverse And Ordinary Autocorrelations"**, Journal Of Time Series Analysis, Vol.(27), No.(6),2006,
51. Gujarati .D.N & Porter . D. C ,**"Basic Econometrics 5 th"** , Published by McGraw-Hill/Irwin, a business unit of The McGraw-Hill Companies, New York, 2009 .
52. Kirchgassner.G & Wolters.J , **"Introduction to Modern Time Series Analysis"** , Springer-Verlag Berlin Heidelberg , 2007.
53. Lai T.L. & Lee C. P, **"Information and prediction criteria for model selection in stochastic regression and ARMA models"**, statistic a sinica, vol. (7),1997.

54. Maddala G.S. & In-Moo Kim , " **Unit Roots Cointegration and Structural Change**" , Cambridge University Press , New York , p120, . 1998
55. Makridakis Spyros and other , " **Forecasting: method and application**" , 3rd . John Wiley and Sons .Inc, 1998 .
56. Monti, Anna clara , , " **A proposal for a residual Autocorrelation in linear Models**" , Biometrika Vol (81) No (4), 1994
57. Pank Ratza , " **Forecasting with univariate Box – Jenkins models**" , John Wiley & sons , 1983 .
58. Phillips- Perron , " **testing For à Unit roots in time series Regression**" , Biometrika, vol. 75, 1986.
59. Schwarz, G, "Estimating the Dimension of a model", Annals of statistics, Vol.6, No.2, 1978.
60. Sham , Noraishah .M , krishnarajah , Isthri nayagy , Shitan , Mahendran & Lye , Munn – Sann , , " **Time Series Model on Hand , Foot and Mouth Disease (HFMD) in Sarawak , Malaysia**" , Asian Pacific Journal of Tropical Disease , Vol. (4) , No. (6) , 2014
61. TSAY. R.S, " **Analysis of Financial Time Series**" , Second Edition, John Wiley & Sons, Inc, Printed in the United States of America., (2005).
62. Voind , H.D , " **Time Series analysis**" , Economic Fordham University , Bronx , New York, . 1999 .
63. Wei, William , W.S, " **Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods**" , 2nd , Addison , Wesley publishing Company, 2006 .

الملاحق

الصفحة	قائمة الملاحق
70	معاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي (PACF,ACF) للقيم الاصلية ملحق (1)
70	معاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي (PACF,ACF) بعد اخذ اللوغاريتم والفرق الاول والفرق الموسمي للبيانات ملحق (2)
71	معاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي (PACF,ACF) للبقاوي ملحق (3)

ملحق (1)

معاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي (ACF, PACF) للقيم الاصلية

LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.7718	***	0.7718	***	37.5624	[0.000]
2	0.5436	***	-0.1290		56.5145	[0.000]
3	0.4462	***	0.1814		69.5098	[0.000]
4	0.3953	***	0.0315		79.8925	[0.000]
5	0.4405	***	0.2747	**	93.0171	[0.000]
6	0.4399	***	-0.0569		106.3486	[0.000]
7	0.3774	***	0.0115		116.3463	[0.000]
8	0.3058	**	-0.0550		123.0355	[0.000]
9	0.2546	**	0.0384		127.7634	[0.000]
10	0.2991	**	0.1626		134.4173	[0.000]
11	0.4711	***	0.3843	***	151.2627	[0.000]
12	0.5307	***	-0.0675		173.0861	[0.000]
13	0.4131	***	-0.1942		186.5923	[0.000]
14	0.2719	**	-0.1341		192.5704	[0.000]
15	0.1726		-0.0297		195.0326	[0.000]
16	0.1110		-0.2071		196.0746	[0.000]

ملحق (2)

معاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي (ACF, PACF) بعد اخذ اللوغاريتم والفرق الاول والفرق الموسمي للبيانات

LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	-0.5539	***	-0.5539	***	15.3591	[0.000]
2	0.0386		-0.3868	***	15.4356	[0.000]
3	0.1255		-0.1002		16.2597	[0.001]
4	-0.1899		-0.2164		18.1915	[0.001]
5	0.2038		0.0144		20.4688	[0.001]
6	-0.1785		-0.1212		22.2593	[0.001]
7	0.1202		0.0107		23.0905	[0.002]
8	-0.0396		-0.0284		23.1832	[0.003]
9	-0.0800		-0.0998		23.5712	[0.005]
10	0.0180		-0.2465	*	23.5914	[0.009]
11	0.2455	*	0.2704	*	27.4473	[0.004]
12	-0.2906	**	0.0069		33.0028	[0.001]
13	0.0311		-0.1533		33.0685	[0.002]
14	0.0980		-0.1449		33.7392	[0.002]
15	-0.0589		0.0402		33.9886	[0.003]
16	0.0148		-0.1180		34.0050	[0.005]

ملحق (3)

معاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي (PACF,ACF) للبقايا

LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]
1	-0.1369	-0.1369	0.9387	[0.333]
2	0.1011	0.0839	1.4615	[0.482]
3	0.0788	0.1057	1.7864	[0.618]
4	-0.1589	-0.1491	3.1385	[0.535]
5	0.1435	0.0921	4.2675	[0.512]
6	-0.2151	-0.1745	6.8674	[0.333]
7	0.0578	0.0215	7.0598	[0.423]
8	-0.1496	-0.1609	8.3813	[0.397]
9	-0.0943	-0.0719	8.9199	[0.445]
10	0.0437	-0.0240	9.0386	[0.528]
11	0.0478	0.1559	9.1847	[0.605]
12	0.0439	-0.0133	9.3115	[0.676]
13	-0.1031	-0.1062	10.0314	[0.691]
14	0.1305	0.0633	11.2192	[0.669]
15	0.0266	0.0749	11.2699	[0.733]
16	-0.0524	-0.0872	11.4743	[0.779]

Abstract

Time series is an important method that deals with the behavior of phenomena and interpreting them over certain time periods. The importance of time series analysis is to obtain an accurate description of these series for building an appropriate model to predicting and using the results for future planning .

The purpose of choosing an appropriate model is to making predictions to find out the lost electricity of the holy city of Karbala for the future, so that the ministry of electricity can identify the losses in electrical energy in order to take the necessary precautions to face this phenomenon, and to find the ways to deal with it.

We had used the (**Box Jenkins**) method for determining the best and efficient statistical model that can used in the prediction and analysis of the time series of lost electricity in the province of holy Karbala for the period (2012-2016). Based on this model we predicted the lost electricity for the next two years (2017-2018). The predictive values were consistent with the real values; this is proving this model efficiency.

The study recommend to use the proposed model in order to predicting the lost electrical energy in future, and obtaining the information and data related to the lost energy in order to benefit from scientific research, that will help in making other studies using different statistical methods for time series. This is to trying to minimize the losses occurring in electrical energy, which aim in end to serving the public interest.

*Republic of Iraq
Ministry of Higher Education and Scientific
Research
University of Karbala
Faculty of Management and Economics
Department of Statistics*



Using some statistical methods to predict the lost electrical energy (applied study)

A thesis

**Submitted to the College of Administration and Economic-Karbala
University in partial fulfillment of the Requirements for the Degree
of master of Science in statistics**

By

Hassanein. Ali. H. Al Sarhan

Under supervision

prof. Dr . Adnan karim Najmldin

H 1439

Holy Karbala

M 2018