

وزارة التعليم العالي والبحث العلمي

جامعة محمد بوضياف - المسيلة

ميدان: علوم اقتصادية وتجارية وعلوم التسيير

فرع: العلوم الاقتصادية

تخصص: اقتصاد كمي

1985



جامعة محمد بوضياف - المسيلة
Université Mohamed Boudiaf - M'sila

كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير

قسم : العلوم الاقتصادية

رقم: 16/M06/2018

تحت عنوان

تحليل سلوك مبيعات الكهرباء الموجه للقطاع العائلي في ظل التقلبات الشهرية والتنبؤ بها باستخدام منهجية بوكس جنكينز حالة ولاية المسيلة للفترة 2010-2017

مذكرة مقدمة ضمن متطلبات شهادة الماستر أكاديمي في العلوم الاقتصادية تخصص: اقتصاد كمي

الأستاذ المشرف:

د/ عماري زهير

إعداد الطالبين:

. قربابي بوبكر

. حروز نسيمة

أمام لجنة المناقشة

رئيسا

أستاذ محاضر بجامعة المسيلة

بن دقفل كمال

مشرفا ومقررا

أستاذ محاضر بجامعة المسيلة

عماري زهر

ممتحنا

أستاذ محاضر بجامعة المسيلة

بلخضر السعيد

السنة الجامعية: 2018/2017

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

شكر وتقدير

نحمد الله ونشكره على جزييل فضله ونعمه قبل

كل شيء هو الذي قدرنا على إتمام هذا العمل المتواضع،
كما لا يسعنا في هذا المقام إلا أن نتقدم بالشكر

الجزييل إلى الأستاذ المحترم الدكتور: عماري زهير

الذي شرفنا بقبوله المتابعة والإشراف على هذه

المذكرة، إذا لم يبخل علينا طيلة المدة بنصائحه

القيمة وتوجيهاته النيرة

كما لا ننسى أن نقدم الشكر الجزييل إلى أعضاء

لجنة المناقشة الذين وافقوا على تقييم

وتقويم هذا العمل

حروز نسيمة

قربابي بوبكر

إهداء

أشكرك وأحمدك ربي، حمدا كثيرا يليق بجلال وجهك وعظيم
سلطانك، يا خير معين يا من استجاب لدعواتي، أثني عليك الشكر
كله وأحمدك يا الله أهدي ثمرة جهدي هذا:

إلى من جعل الله طاعتها بعد عبادته واجبة إلى التي حملتني وهنا
على وهن، إلى من كانت رمز محبتي وحناني، إلا من كان لها الفضل
بعد الله في وصولي إلى هذا المستوى العلمي، روح أمي الطاهرة
رحمة الله عليك. إلى من أشرف على تربيتي، إلى من كان سندي في الحياة وقرّة
عيني أبي الفاضل. إلى من كانت لي السند المعنوي والمادي لإتمام دراستي
وصبرت معي زوجتي جزاها الله خيرا وأطال الله في عمرها، إلى من
كانتا تلعب بلوحة مفاتيح الكمبيوتر أثناء دراستي ابنتاي العزيزتان
حفيظة آلاء وردينة ضياء، إلى أمي الثانية أختي فائزة وكل
أخوتي وأخواتي، إلى أعز الأصدقاء فيصل ورشيد
وكمال وأحمد كتاب
قربابي بوبكر

إهداء

أهدي هذا العمل إلى
الوالدين الكريمين أطال الله في عمرهما
وإلى كل أفراد العائلة
صدام و موسى سليم فاطمة .
الأصدقاء العمل: أم الخير . سلاف .
و عزيزة الروح فريدة .
والي جميع الزملاء الدراسة و العمل
وخاصة مراد الذي قدم لي يد المساعدة

حروز نسيمة

الفهرس

الفهرس

رقم الصفحة	الموضوع
	الفهرس
	المقدمة
	قائمة الجداول والأشكال
الفصل الأول: مدخل مفاهيمي لمنهجية بوكس جنكينز	
08	تمهيد:
09	المبحث الأول: مرحلتي التعرف والتقدير
09	المطلب الأول: مرحلة التعرف
10	أولا: معيار حنان ريسانين (Rissanen – Hannan)
10	ثانيا: معيار أكياكي (Akaike) (تحديد الدرجة المقربة للانحدار الذاتي)
13	المطلب الثاني: مرحلة تقدير النموذج
13	أولا: تقدير معالم نموذج الانحدار الذاتي AR
16	ثانيا: تقدير معالم المتوسطات المتحركة والمختلطة
23	المبحث الثاني: مرحلتي الاختبار والتنبؤ
23	المطلب الأول: مرحلة الاختبار
23	أولا: اختبار دالة الارتباط الذاتي للسلسلة
24	ثانيا: اختبار معنوية المعالم والمعنوية الكلية للنموذج
25	ثالثا: معايير التفضيل بين النماذج المرشحة
31	المطلب الثاني: مرحلة التنبؤ
31	أولا: التنبؤ:
34	ثانيا: قياس دقة التنبؤ
36	خلاصة الفصل
الفصل الثاني: الدراسة التنبؤية لمبيعات الطاقة الكهربائية الموجهة للقطاع العائلي بولاية المسيلة	
38	تمهيد
39	المبحث الأول: تحليل السلسلة الشهرية للاستهلاك العائلي للطاقة الكهربائية لولاية المسيلة
39	المطلب الأول: التأكد من استقرار السلسلة الزمنية بيانيا
39	أولا: باستخدام المنحنى البياني

41	ثانيا: التأكد من استقرارية السلسلة باستخدام الانحدار الذاتي
42	المطلب الثاني: دراسة الاستقرارية باستخدام الاختبارات الإحصائية
42	أولا: اختبار لوجينق - بوكس (Ljung-Box)
42	ثانيا: اختبار ديكي فولر البسيط DF
44	ثالثا: اختبار ديكي فولر المطور ADF
49	المطلب الثالث: إزالة المركبة الموسمية ومركبة الاتجاه العام
49	أولا: إزالة المركبة الموسمية
55	ثانيا - إزالة مركبة الاتجاه العام
58	ثالثا: اختبارات الاستقرارية للسلسلة CESA
66	المبحث الثاني: نمذجة السلسلة الشهرية للاستهلاك العائلي للطاقة الكهربائية في ولاية المسيلة
66	المطلب الأول: مراحل تمييز وتقدير وتشخيص النموذج المعرف للسلسلة CESA
66	أولا: اختيار النماذج المرشحة
76	المطلب الثالث: مرحلة التنبؤ
76	أولا: تحديد الفترة الزمنية
76	ثانيا: التنبؤ بالاستهلاك العائلي للكهرباء لسنة 2018
80	خلاصة الفصل
82	الخاتمة
87	قائمة المراجع
90	الملاحق

قائمة

الجداول والأشكال

قائمة الجداول والأشكال

1. قائمة الجداول:

رقم الصفحة	عنوان الجدول	الرقم
13	طبيعة النموذج وفق منحني الارتباط الذاتي	01
39	السلسلة CEM لمبيعات الكهرباء الموجه للقطاع العائلي لولاية المسيلة خلال الفترة 2017-2010	02
43	تقدير النموذج الثالث لاختبار DF على السلسلة CEM	03
44	يوضح تقدير النموذج الثاني لاختبار DF للسلسلة CEM	04
45	معايير Akaike, Schwars, Log-likelihood للنموذج السادس حسب قيم P	05
45	يوضح تقدير النموذج السادس لاختبار ADF للسلسلة CEM	06
47	تقدير النموذج الخامس لاختبار ADF للسلسلة CEM	07
48	تقدير النموذج الرابع لاختبار ADF على السلسلة CEM	08
49	المعاملات الموسمية المستخدمة في نزع المركبة الموسمية	09
52	اختبار ADF للنموذج السادس للسلسلة CEMSA	10
53	اختبار ADF للنموذج الخامس للسلسلة CEMSA	11
54	اختبار ADF للنموذج الرابع للسلسلة CEMSA	12
55	ملخص لأهم اختبارات الاستقرار للسلسلة CEMSA	13
56	توقعات السلسلة CEMSA بطريقة المربعات الصغرى	14
58	تقدير النموذج الثالث لاختبار ديكي فولار البسيط للسلسلة CESA	15
59	تقدير النموذج الثاني لاختبار ديكي فولار البسيط للسلسلة CESA	16
60	تقدير النموذج السادس لاختبار ADF للسلسلة CESA	17
61	تقدير النموذج الخامس لاختبار ADF للسلسلة CESA	18
62	تقدير النموذج الرابع لاختبار ADF للسلسلة CEMA	19
63	ملخص لاختبار Phillips et Perron للسلسلة CESA	20
63	ملخص لاختبار KPSS للسلسلة CESA	21
68	اختبارات المقارنة بين النماذج المرشحة	22
69	نتائج تقدير النموذج المعرف للسلسلة CESA	23
73	اختبار جذر الوحدة للنموذج AR(2)	24
78	التنبؤ بمبيعات الكهرباء لسنة 2018	25

2. قائمة الأشكال:

رقم الصفحة	عنوان الشكل	الرقم
32	مراحل تطبيق منهجية بوكس جنكينز	01
40	منحنى الاستهلاك العائلي للكهرباء في ولاية المسيلة	02
41	دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للسلسلة CEM	03
50	التمثيل البياني للسلسلة CEMSA	04
51	دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للسلسلة CEMSA	05
57	الشكل البياني للسلسلة CESA	06
57	دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للسلسلة CESA	07
64	اختبار التوزيع الطبيعي للسلسلة CESA	08
67	دالة الارتباط الذاتي الجزئية والبسيطة للسلسلة CESA	09
70	مقارنة السلسلة الأصلية والمقدرة للسلسلة CESA	10
71	دالة الارتباط الذاتي للبواقي	11
72	دالة الارتباط الذاتي لمربع بواقي النموذج المقدر	12
73	رسم بياني للنموذج AR(2)	13
74	معاملات التوزيع الطبيعي للبواقي	14
76	تعديل السنة في برنامج Eviews	15
77	التنبؤ بالنموذج AR(2)	16
77	الشكل البياني للسلسلة CESAF	17
78	المقارنة بين السلسلة الأصلية CEM والسلسلة PRECEM	18

3. قائمة جداول الملحقات:

رقم الصفحة	عنوان الجدول	الرقم
90	اختبار DF للنموذج الثالث للسلسلة CEMSA	1-1
90	اختبار DF للنموذج الثاني للسلسلة CEMSA	2-1
91	اختبار Phillips-Perron للنموذج الثالث للسلسلة CEMSA	3-1
91	اختبار Phillips-Perron للنموذج الثاني للسلسلة CEMSA	4-1
92	اختبار Phillips-Perron للنموذج الأول للسلسلة CEMSA	5-1
92	اختبار KPSS للنموذج الثالث للسلسلة CEMSA	6-1
93	النموذج الثاني للسلسلة KPSS اختبار CEMSA	7-1
94	اختبار <i>Phillips et Perron</i> للنموذج الثالث للسلسلة CESA	1-2
94	اختبار <i>Phillips et Perron</i> للنموذج الثاني للسلسلة CESA	2-2
95	اختبار <i>Phillips et Perron</i> للنموذج الأول للسلسلة CESA	3-2
95	اختبار KPSS للنموذج الثالث للسلسلة CESA	4-2
96	اختبار KPSS للنموذج الثاني للسلسلة CESA	5-2
97	تقدير النموذج AR(1)	1-3
97	تقدير النموذج AR(2)	2-3
98	تقدير النموذج MA(1)	3-3

المقدمة

تمهيد:

تعتبر الطاقة الكهربائية سلعة أساسية لدى الإنسان نظرا للمنفعة التي تقدمها له، ولهذا هناك تزايد كبير في استهلاكها سواء لدى العائلات أو للاستخدام الصناعي، وتعود هذه الزيادة إلى زيادة عدد السكان والتطور التكنولوجي (وجود أجهزة متنوعة تعتمد على الطاقة الكهربائية)، وأصبح من غير الممكن تصور عيش الإنسان بدون كهرباء.

بعد حصول الجزائر على استقلالها، أخذت الدولة على عاتقها إنشاء مؤسسات صناعية تشكل عصب الاقتصاد الجزائري، وبدأت تحل محل الشركات الفرنسية، ومن بين هذه المؤسسات المؤسسة الوطنية للكهرباء والغاز المعروفة بـ SONELGAS حيث تم تأسيسها بتاريخ 26 جويلية 1969 بموجب المرسوم رقم 59-69 ، وتكمن وظيفة الشركة في توزيع الكهرباء والغاز.

حيث قام قطاع الطاقة والمناجم، بوضع استراتيجيات في المدى الطويل، تعتمد على عدة محاور من أهمها الاستخدام الأمثل لمصادر الطاقة المتاحة، وتنويع مصادر إنتاج الطاقة الكهربائية مع تعظيم الاستفادة من مصادر الطاقات المتجددة، وترشيد استهلاك الطاقة وتحسين كفاءتها، وتوسيع شبكة الربط الكهربائي على المناطق بما يحقق التنمية المستدامة والمساهمة في حماية البيئة من التلوث، والحفاظ على حق الأجيال القادمة في الحصول على الطاقة.

أ . إشكالية البحث:

نظرا لارتفاع الطلب على الكهرباء وزيادة نسب استعمالها، أصبح لزاما علينا دراسة العوامل المحددة للطلب عليها وكيفية التنبؤ بزيادة استهلاكها، من أجل ذلك ارتأينا الاستعانة بإحدى الطرق الإحصائية للتنبؤ باستهلاك الطاقة الكهربائية في ولاية المسيلة، وذلك من أجل الحصول على نتائج دقيقة تفسر سلوك مبيعات الطاقة الكهربائية في المدى القصير، هذه الطريقة عرفت مؤخرا تطورا ملحوظا وتعد استعمالها في عدة مجالات مختلفة من أجل اتخاذ القرارات السليمة والمناسبة، والتي تتميز بالرشاد الاقتصادي، وتماشيا مع طبيعة الدراسة اخترنا التنبؤ بطريقة بوكس وجنكينز في المدى القصير. حيث سنحاول تطبيقها في تحليل سلوك مبيعات الكهرباء الموجه للقطاع العائلي والتنبؤ بها لولاية المسيلة خلال الفترة 2010 إلى 2017 ، ومما تقدم سابقا يمكننا صياغة الإشكالية الرئيسية والإشكاليات الفرعية التالية:

1. الإشكالية الرئيسية:

إلى أي مدى يمكن التنبؤ بالاستهلاك العائلي للكهرباء في ولاية المسيلة؟

2. الإشكاليات الفرعية:

من خلال الإشكالية الرئيسية نطرح التساؤلات الفرعية التالية:

. ما هي الأسس والشروط التي تطبق على أساسها طريقة بوكس وجنكينز؟

. ما هو النموذج الأمثل الذي يفسر ظاهرة الاستهلاك العائلي لولاية المسيلة؟

. ما هي قدرة النموذج المصاغ على التنبؤ؟

ب . الفرضيات:

للإجابة عن التساؤلات السابقة، ارتأينا إلى وضع الفرضيات التالية:

1. الفرضية الرئيسية:

يمكن أن نتنبأ باستخدام طريقة بوكس وجنكينز باستهلاك الكهرباء في المدى القصير .

2. الفرضيات الفرعية:

. لتطبيق طريقة بوكس جنكينز لا بد من إثبات (استقرارية) السلسلة المدروسة

. نستخدم النمذجة الخطية للسلاسل الزمنية للحصول على النموذج الأمثل وذلك باتباع طريقة

بوكس وجنكينز .

. طريقة بوكس جنكينز لها قدرة كبيرة على التنبؤ في المدى القصير .

ج . أهمية الدراسة:

تكمّن أهمية الدراسة في النقاط التالية:

. إن متخذ القرار يعتمد في قيامه بالتنبؤات على الأساليب التقليدية أو الحدس أو الخبرة المهنية،

وعليه فإن هذه الدراسة هي محاولة للفت انتباه متخذي القرار إلى أسلوب كمي ألا وهي منهجية بوكس

جنكينز، وذلك من أجل ترشيد القرار وتقادي الخسائر المحتملة، حيث أن هذه الطريقة أثبتت كفاءة عالية في الحصول على تنبؤات مقبولة تمثل الواقع إلى حد كبير.

د . أهداف الدراسة:

من خلال دراستنا لموضوع تحليل سلوك مبيعات الكهرباء الموجه للاستهلاك العائلي لولاية المسيلة، التي نرمي بها إلى جملة من الأهداف من أهمها:

. القدرة على التحكم أكثر في التقنيات الكمية وربطها بالتحليل الاقتصادي.

. محاولة اقتراح نموذج قياسي يمثل تطور سلوك الاستهلاك العائلي للكهرباء في ولاية المسيلة.

. التعرف على نماذج السلاسل الزمنية باستخدام طريقة بوكس جنكينز.

هـ . الدراسات السابقة:

1. طالي معمر إيمان: دراسة تحليلية قياسية للاستهلاك العائلي للكهرباء دراسة حالة
سونلغاز وحدة البويرة خلال الفترة 2008/01-2013/12:

مذكرة ماستر في العلوم الاقتصادية تخصص اقتصاد كمي، بكلية العلوم الاقتصادية والتجارية
وعلوم التسيير جامعة البويرة السنة الجامعية 2013/2014، حيث قسمت الدراسة إلى ثلاث فصول،
حيث تعرضت في الفصل الأول إلى التحليل النظري للطاقة الكهربائية في الجزائر، أما في الفصل الثاني
فتناولت فيه دراسة نظرية للسلاسل الزمنية وطريقة بوكس جنكينز، أما الفصل الثالث فتطرق للدراسة
التطبيقية حيث قامت بالتنبؤ باستخدام طريقة بوكس جنكينز، واستخدمت الطالبة في بحثها برنامج
Eviews، وتوصلت إلى النتائج التالية:

. قدرت شركة سونلغاز أن الطلب على الكهرباء يرتفع من سنة لأخرى بمعدل قدره 7 بالمئة، وهذا
ما تؤكدته الفرضية الأولى التي تنص على أن المستهلك لا يستطيع الاستغناء على الكهرباء.

. سمحت لنا طريقة بوكس جنكينز بالتنبؤ على القيم المستقبلية للاستهلاك العائلي للكهرباء لولاية
البويرة وهذا يثبت لنا صحة الفرضية الثانية.

. إن النتائج التنبؤية التي توصلنا إليها قد قاربت القسم الحقيقية المقدمة لنا من طرف الوحدة وهذا ما تؤكدته الفرضية الثانية، بمعنى أنها لم تكن بعيدة جدًا عدا الزيادة الطفيفة، فهذه النتائج مرتبطة بعدة عوامل سياسية إذا لم تتغير وتبقى صحيحة وأهمها سعر البيع ونسبة الاشتراك للزبائن، فإذا ارتفع السعر قد يؤثر بالإيجاب على مردودية المؤسسة، أما نسبة اشتراك الزبائن قد يؤثر بالسلب على مدى قدرة المؤسسات على تلبية الرغبات، ومنه نستنتج أن استهلاك الكهرباء يعتمد على متغيرات تتأثر ببعضها البعض كتحديد السعر ونسبة اشتراك الزبائن وكذا دخل الفرد.

2 . بن قاسمي طارق (استخدام نماذج السلاسل الزمنية الموسمية للتنبؤ بمبيعات الطاقة الكهربائية دراسة حالة الشركة الوطنية للكهرباء والغاز):

رسالة ماجستير في علوم التسيير تخصص الأساليب الكمية في التسيير، بكلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير جامعة محمد خيضر بسكرة السنة الجامعية 2013/2014، حيث قسم الدراسة إلى ثلاثة فصول، فصلين نظريين وفصل تطبيقي، حيث يهتم الفصل الأول بأهمية الطاقة الكهربائية وبعض الأساليب العلمية التي يمكن استخدامها في التنبؤ، ودرس في الفصل الثاني الأسس النظرية الخاصة بنماذج السلاسل الزمنية من حيث الخصائص الإحصائية وقابلية السلاسل الزمنية للتنبؤ وأنواع النماذج ومراحل بناء النماذج وطرق التطبيق والتنبؤ. أما الجانب التطبيقي فقد قام الباحث بإجراء دراسة حالة الشركة الوطنية للكهرباء والغاز - مديرية التوزيع باتنة - على بيانات واقعية عن مبيعات (استهلاك) الطاقة الكهربائية في مدينة بريكة للوصول إلى نموذج رياضي للتنبؤ بمبيعات الطاقة الكهربائية لفترات لاحقة، واستعاننا الباحث بعدة برامج وهي: Eviwes ، Rats ، JMuTi ، gretl في ذلك حيث توصل إلى النتائج التالية:

. أظهرت نتائج الاختبارات الإحصائية أن السلاسل الزمنية لمبيعات الطاقة الكهربائية غير مستقرة وأن هناك اتجاه عام فضلا عن احتوائها على المركبة الموسمية.
. تتبع السلاسل الزمنية لاستهلاك الكهرباء التوزيع الطبيعي، لإضافة إلى ذلك فإن التباين الشرطي للمبيعات متجانس.

. أظهر اختبار الذاكرة الطويلة أنه لا يمكن التنبؤ بمبيعات الطاقة الكهربائية على المدى الطويل، حيث أظهرت النتائج قابلية التنبؤ بمبيعات الكهرباء على المدى القصير.

. تم تحديد نموذج $SARIMA(1,1,4)(0,1,0)^2$ للسلسلة $sdao_t$ والنموذج $SARIMA(0,1,1)(0,1,1)^{12}$ للسلسلة $Sdfsm_t$ وأظهرت معايير التفضيل هذا النموذج الأخير.

. وفقا للنماذج المختارة تم التنبؤ بمبيعات الطاقة الكهربائية الموجه لقطاع العائلات وكذا القطاع الإداري باستخدام نموذج SARIMA ونموذج السير العشوائي وتم إجراء المفاضلة بينهما، حيث أثبتت النتائج أن النموذج SARIMA أفضل من نموذج السير العشوائي في التنبؤ بمبيعات الطاقة الكهربائية.

3 . بن أحمد أحمد (النمذجة القياسية للاستهلاك الوطني للطاقة الكهربائية في الجزائر خلال الفترة 1988/10-2007/03):

مذكرة ماجستير في العلوم الاقتصادية تخصص اقتصاد كمي، بكلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير بجامعة الجزائر 2008/2007، حيث قسم الدراسة إلى أربع فصول، حيث تناول في الفصل الأول إلى التحليل النظري للاستهلاك الوطني للطاقة الكهربائية، أما في الفصل الثاني فتطرق إلى تحليل نظري للسلاسل الزمنية، أما في الفصل الثالث فدرس النماذج غير الخطية، وفي الفصل الرابع فاستعرض فيه الجانب التطبيقي لهذه الدراسة مستخدما السلسلة الشهرية للاستهلاك الوطني للطاقة الكهربائية في الجزائر، واستعان الباحث ببرنامج Eviews 08، وتوصل إلى النتائج التالية:

. إن أحسن نموذج يفسر ظاهرة الاستهلاك الوطني للطاقة الكهربائية في الجزائر هو $ARMA(12,12)$: مع خطأ $ARCH(1)$.

. تأثير فعلي لعامل الفصلية على استهلاك الطاقة الكهربائية في الجزائر.

إن الاستهلاك النهائي للطاقة سيرتفع سنة 2010 بـ 45.5 مليون طن من، وسيرتفع في سنة 2015 بـ 57.3 مليار طن من، بعدما كان سنة 2004 بـ 34.1 مليار طن من.

. سوف يرتفع مستوى إنتاج الطاقة الأولية من 122 مليون ط.م.ن سنة 1996 إلى 161 مليون ط.م.ن سنة 2010 أي ما يعادل نمو سنوي متوسط يقدر بـ 2%.

. اختلاف نماذج $ARMA$ عن $ARCH$ ، والذي أظهر إمكانية تمثيل ظاهرة الاستهلاك الوطني للطاقة الكهربائية في الجزائر، وإمكانية التنبؤ بواسطة النمذجة غير الخطية، والتي كانت أفضل من نتائج النمذجة الخطية بواسطة نماذج $ARMA$.

. بالاعتماد على النموذج $ARMA(12,12)$ مع الخطأ $ARCH(1)$ يكون من المتوقع أن يرتفع الاستهلاك الشهري للطاقة الكهربائية في الجزائر لشهر أفريل بقيمة 2614.413832، ثم يشهد تناقصا في كل من شهر ماي: 1631.904223، وشهر جوان: 2175.463285، وشهر جويلية:

2183.079108 الوحدة KHW، لكنه سرعان ما يرجع إلى الارتفاع في شهر أوت: 2260.236254
من سنة 2007 وهذا راجع إلى التغيرات الموسمية لاستهلاك الكهرباء.

و . أسباب اختيار الموضوع:

تم اختيار الموضوع لعدة اعتبارات منها موضوعية وأخرى ذاتية

1 . الأسباب موضوعية:

. التنبؤ بالسلوك الاقتصادي الذي يقوم على أسس علمية دقيقة في تفسير مبيعات الكهرباء الموجه
للاستهلاك العائلي.

. المساهمة في تحسيس الشركة المنتجة للكهرباء بضرورة استخدام الأساليب الكمية في التنبؤ
باستهلاك الكهرباء، ليتوافق مع الإنتاج وكذلك معرفة الفترات التي يزيد فيها استهلاك الكهرباء وبالتالي
التقليل من الانقطاع المتكرر للكهرباء.

2 . الأسباب ذاتية:

. دراسة وتطبيق طريقة بوكس جنكينز من أجل إثراء وتنمية قدراتنا العلمية المتعلقة بمجال
الاختصاص (اقتصاد كمي).

ز . حدود الدراسة:

تنقسم حدود الدراسة إلى حدود زمانية وحدود مكانية

1 . الحدود الزمنية:

تكمن الحدود الزمنية بداية من الفترة من شهر جانفي 2010 إلى غاية شهر ديسمبر من سنة
2017، ويعود سبب اختيارنا لهذه الفترة لأن عملية التنبؤ بطريقة بوكس جنكينز تكفي بفترة زمنية تكون
مدتها على الأقل خمس سنوات.

2 . الحدود المكانية:

تتمثل الحدود المكانية في دراسة سلوك مبيعات الكهرباء الموجه للاستهلاك العائلي لولاية المسيلة،
حيث تم اختيار المؤسسة الوطنية للكهرباء والغاز بولاية المسيلة.

ح . أسلوب البحث:

سنتبع في دراسة هذا الموضوع، المنهج الوصفي في الجانب النظري، واستخدام الأساليب الإحصائية على معطيات الدراسة الميدانية وتحليل نتائجها، كما أن الأدوات المستخدمة في هذا البحث تتمثل فيما يلي:

. المراجع والمصادر المختلفة المتعلقة بموضوع البحث، من كتب ومجلات علمية وأبحاث ورسائل الماجستير والدكتوراة.

. الاعتماد على المعطيات والمعلومات الإحصائية والبيانية.

. استخدام أسلوب التحليل والتعليق على مختلف الأشكال والجداول.

. استخدام برنامج Eviews.

ط . تقسيم الدراسة:

قسمنا الدراسة إلى فصلين، حيث تناولنا في الفصل الأول مدخل مفاهيمي لمنهجية بوكس جنكينز، وتم تقسيم هذا الفصل إلى مبحثين، حيث احتوى المبحث الأول على مرحلتي التعرف والتمييز أما المبحث الثاني فاشتمل على مرحلتي الاختبار والتنبؤ.

أما الفصل الثاني استعرضنا فيه الجانب القياسي التطبيقي لهذه الدراسة، من خلال الدراسة التنبؤية لمبيعات الطاقة الكهربائية الموجهة للقطاع العائلي لولاية المسيلة، حيث قمنا في المبحث الأول بتحليل السلسلة الشهرية للاستهلاك العائلي للطاقة الكهربائية لولاية المسيلة، أما في المبحث الثاني فقمنا بنمذجة السلسلة الشهرية للاستهلاك العائلي للطاقة الكهربائية في ولاية المسيلة التي من خلالها توصلنا إلى مرحلة التنبؤ.

الفصل الأول : مدخل مفاهيمي

طريقة بوكس - جنكينز

تمهيد:

إن دراسة السلاسل الزمنية لها أهمية كبيرة لما تقدمه من معلومات حول العناصر الأساسية التي تتميز بها ظاهرة ما عبر الزمن، ومن خلال متابعة تغيراتها وتطورها العام، يمكننا من معرفة كيفية تطورها في المستقبل، كما يساعدنا في تحديد مختلف العوامل المؤثرة على هذه الظاهر، وبهذا فهو يتفوق على الأسلوب التقليدي، إذ أن الأسلوب التقليدي يحسب فرق القيمة بين زمنين اثنين فقط من السلسلة الزمنية، ويبنى التوقع المستقبلي على أساسها، بدون مراعات بالنمط العام للسلسلة أو للارتفاع والانخفاض الذي يحدث لقيم السلسلة الزمنية.

إن التنبؤ بطريقة بوكس - جنكينز يقتضي المرور بخطوات عديدة بما فيها التعرف والتقدير والاختبار إلى غاية الوصول إلى مرحلة التنبؤ، ويحتاج المرور من مرحلة إلى مرحلة أخرى إلى التأكد من بعض الخصائص الاقتصادية للسلاسل الزمنية.

لذا سنتطرق في هذا الفصل إلى مبحثين نظريين حول طريقة بوكس - جنكينز، حيث يحتوي المبحث الأول على مرحلتي التعرف والتقدير، أما المبحث الثاني فاشتمل على مرحلتي الاختبار ومرحلة التنبؤ.

المبحث الأول: مرحلتي التعرف والتقدير

بعد دراسة استقرارية السلسلة الزمنية يمكننا الانتقال إلى تطبيق طريقة بوكس وجنكينز وذلك من خلال التعرف على النموذج وتقديره.

المطلب الأول: مرحلة التعرف

تعد مرحلة التعرف أو التمييز أصعب مرحلة في بناء نماذج السلاسل الزمنية الخطية، حيث يمكن الحصول على عدة بدائل للنماذج الممكنة، ويمكن رفض النموذج الأولي أثناء عملية الفحص، إذا كانت السلسلة y_t ذات اتجاه عام (أي غير مستقرة)، ولكي تصبح مستقرة نقوم بحساب الفروقات من الدرجة الأولى أو الثانية حتى تستقر السلسلة¹، ولحساب الفروقات من الدرجة الأولى نطبق المعادلة التالية²:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \Leftrightarrow \Delta Y_t = (1 - L)Y_t$$

وفي حالة أنه لم تستقر السلسلة ΔY_t نواصل تطبيق طريقة الفروقات إلى غاية الوصول إلى سلسلة

$$\Delta^d Y_t = (1 - L)^d Y_t \text{ مستقرة حيث أن:}$$

حيث L : معامل التأخير.

d درجة التأخير.

بعد الحصول على استقرار السلسلة فإنه يمكننا دراسة الارتباطات الذاتية والارتباطات الذاتية الجزئية وهذا ما يساعدنا على التمييز بين نوعية السلوك الخاص بالانحدار الذاتي والانحدار المتوسط المتحرك أو لكليهما معا، ولاختيار النموذج نتبع المعايير التالية:

¹ شبيخي محمد، طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات: دار الحامد، الطبعة الأولى، الجزائر، 2011، ص 239.
² بن أحمد أحمد، النمذجة القياسية للاستهلاك الوطني للطاقة الكهربائية في الجزائر خلال الفترة (10/1988-03/2008): رسالة ماجستير في العلوم الاقتصادية تخصص اقتصاد كمي، جامعة الجزائر، السنة الجامعية 2007-2008، ص 88.

أولاً: معيار حنان ريسانين (Hannan – Rissanen)

حسب Hannan & Rissanen (1982) إذا كانت n ملاحظات متوفرة (مع n كبيرة) وتوصلنا إلى درجة معقولة من الفروقات للسيرورة، فإن السلسلة المحولة (الناتجة عن الفروقات) w_t ذات متوسط معدوم فإن النمذج $ARMA(p,q)^3$:

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

نقوم بمحاولة تفريقها باستخدام الانحدار الذاتي من الرتبة s (المطلوب تحديدها) حيث تأخذ الشكل التالي:

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

وبوجود الارتباطات r ، فإن المعالم ϕ_{sj} يمكن تقديرها، بالتراجع وفقاً لطريقة داربن Durbin والتي تعطى كما يلي:

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

$$\hat{\phi}_{sj} = \hat{\phi}_{s-1,j} - \hat{\phi}_{s-1,s-j}; j = 1, 2, \dots, s-1$$

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

ثانياً: معيار أكياكي (Akaike) (تحديد الدرجة المقربة للانحدار الذاتي)

يكون تحديد القيمة المناسبة لـ S (الدرجة المقربة للانحدار الذاتي) عن طريق استعمال معيار المعلومات للباحث أكياكي AKAIKE أي نختار قيمة S من القيمة الأصغر لهذا المعيار من خلال العبارة التالية:

$$AIC = n \log \hat{\sigma}_s^2 + 2s$$

³ تومي صالح، مدخل لنظرية القياس الاقتصادي: الجزء الثاني، الطبعة الثانية، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2010، ص 186.

حيث AIC هي معيار المعلومات لـ Akaike، و s هو عدد المعالم، أما إذا استعملنا عدة عينات مختلفة الحجم بالنسبة لنفس السلسلة Y_t أو W_t ، فإننا نستعمل معيار المعلومات المرجح والذي يعطي أصغر قيمة للمقدار:

$$NAIC = \log \hat{\sigma}_s^2 + 2s/n$$

حيث أن $\hat{\sigma}_s^2$ هو مقدار تباينات الأخطاء من الانحدارات الذاتية المقدرة والتي يمكن إيجادها بالتراجع من:

$$\hat{\sigma}_1^2 = (1 - r_1^2) \sum_{t=1}^n \frac{W_t^2}{n}, \quad \hat{\sigma}_s^2 = (1 - \hat{\phi}_{ss}^2) \hat{\sigma}_{s-1}^2$$

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

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

. يمكن استعمال هذه البواقي مكان التجديدات المؤخرة ε_{t-1} في التشكيلة $ARMA(p, q)$ ، ومنه يمكن أن نكتب:

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

إن مزايا هذه المعادلة هو أنه يمكن تقدير المعالم ϕ_j, θ_i ($j = 1 \dots p, i = 1 \dots q$) نسبياً بواسطة المربعات الصغرى العادية من أجل توفيقات القيم (p, q) ، حيث أن الباحثين *Hannan & Rissanen* يقترحان اختيار القيم الخاصة بـ (p, q) التي تحقق أصغر قيمة للعبارة التالية:

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

ولقد أثبت جدية هذه الطريقة عدة باحثين عبر تجارب مطبقة على عدة عينات مطورة، كما يقترح حنان وكافليير (*Hannan & Kavlir*) تحويلات مختلفة للطريقة الأصلية والتي تعطي مرتبة المقدرات المتسقة.

يمكن تلخيص مجمل الخطوات الضرورية أثناء العمل التطبيقي من خلال المراحل التالية⁴:

1 . تكون دالة الارتباط الذاتي (AC) مؤشرا مهما لكشف عدم استقرارية السلسلة الزمنية، وهذا عندما لا تتعدم هذه الدالة بعد عينة تعادل $\frac{n}{4}$ (ربع عدد المشاهدات) نظريا، بينما تطبيقيا يجب أن تقع معاملات هذه الدالة داخل مجال ثقة مناسب حتى تكون السلسلة مستقرة، وهنا نكون بصدد دراسة النماذج المركبة، كما أنها تعتبر كاشف مهم للفصيلة من خلال القيم والتنوعات التي تظهر في شكل منتظم على هذه الدالة.

2 . بالنسبة لنماذج المتوسطات المتحركة من الدرجة q تتعدم معاملات الارتباط الذاتي معنويا مباشرة بعد الدرجة q ، بينما دالة الارتباط الجزئية تبقى متدهورة أي متناقصة بعد هذه الفترة ولكنها لا تتعدم:

$$\forall k > q: \hat{p}(k) = 0$$

3 . بالنسبة لنماذج الانحدار الذاتي من الدرجة p ، فإن معاملات الارتباط الذاتي الجزئية تتعدم معنويا مباشرة بعد هذه الدرجة، بينما تبقى دالة الارتباط الذاتي متناقصة ولكنها لا تتعدم بنفس السرعة:

$$\forall k > p : \hat{r}(k) = 0$$

4 . أما النماذج المختلطة فإن الدالتين تبقيان مستمرتين في التدهور ولكنهما لا تتعدمان معنويا عن الدرجتين المذكورتين سابقا، في هذه الحالة نستخدم المعايير التي ينبغي أن تكون أصغر ما يمكن لتحديد الدرجتين p و q مثل معيار AIC أو معيار BIC ... الخ.

والجدول التالي يوضح بعض الحالات:

⁴ سعيد هتهات، دراسة اقتصادية وقياسية لظاهرة التضخم في الجزائر: رسالة ماجستير في العلوم الاقتصادية ، جامعة قاصدي مرباح، ورقلة، 2006-2005، ص 161-162.

جدول رقم (01): طبيعة النموذج وفق منحني الارتباط الذاتي

النموذج	ACF	PACF
AR(1)	تضاؤل تدريجي أسي أو متذبذب	$r_k = 0$ لكل القيم $k > 1$
AR(p)	تضاؤل تدريجي للصفر وربما وجود تذبذب للمعالم	نتوء خلال التباطؤ p وجميع $\rho_k = 0$ لكل القيم $k > p$
MA(1)	نتوء موجب أو سالب عند التباطؤ الأول وجميع $\rho_k = 0$ لكل قيم $k > 1$	تضاؤل تدريجي أو متذبذب
MA(q)	نتوء وجميع $\rho_k = 0$ لكل قيم $k > q$	تضاؤل تدريجي أو متذبذب
ARMA(1, 1)	تضاؤل تدريجي أسي أو متذبذب بداية من التباطؤ الأول	تضاؤل متذبذب بداية من التباطؤ الأول
ARMA(p,q)	تضاؤل تدريجي سواء مباشر أو متذبذب بداية من التباطؤ p	تضاؤل تدريجي مباشر أو متذبذب بداية من التباطؤ p

المصدر: حمد بن عبد الله الغنام، تحليل السلاسل الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم في المملكة العربية السعودية باستخدام منهجية بوكس جنكينز: مجلة الاقتصاد والإدارة، مجلد 17، العدد 2، جامعة الملك عبد العزيز، السعودية، 2003، ص 11.

المطلب الثاني: مرحلة تقدير النموذج

يتم تقدير نموذج ARIMA ليعطي عدد ($p + q + 1$) من المعالم وذلك بعد اختيار قيم كل من p , q , d ويستخدم طريقة تقدير غير خطية بدلا من طريقة المربعات الصغرى ومن بينها ما يلي:

أولا: تقدير معالم نموذج الانحدار الذاتي AR

يمثل نموذج الانحدار الذاتي العلاقة بين القيم الحالية والسابقة للسلسلة الزمنية ويستخدم في مختلف المجالات منها، والهدف من نماذج السلاسل الزمنية هو الوصول إلى نموذج رياضي الذي يمثل البيانات، ونموذج الانحدار الذاتي هو أحد النماذج التي تحقق هذا الهدف، فإذا كانت y_t تمثل القيمة

الحالية للسلسلة الزمنية و $(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-n})$ قيم نفس السلسلة في الفترات السابقة، ووجد أن y_t تعتمد أو تتأثر بقيمها السابقة فإنه يمكن أن نعبر عن هذه العلاقة بنموذج انحدار ذاتي من الرتبة p كالآتي⁵:

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

حيث أن $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ معاملات نموذج الانحدار الذاتي ، ε_t : تغيرات عشوائية مستقلة تتبع توزيع معتدل متوسطه صفر وتباينه σ_a^2 .

بعد تحديد الدرجة P ، في هذا النوع من النماذج يصبح من السهل تقدير معالم $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ ، وذلك باستعمال إحدى الطرق التالية:

أ - طريقة معادلات يول - ولكر (Yule-Walker)

وهي من الشكل التالي:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

وعند ضرب هذه المعادلة في y_t و y_{t-1} و \dots و y_{t-p} و \dots و y_{t-k} ثم نأخذ التوقع الرياضي لهذه الدالة، فنحصل على التباينات والتباينات المشتركة $\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_p, \dots, \gamma_k$ كما يلي:

$$\gamma_0 = E(y_t)^2 = \phi_1 \gamma_0 + \phi_2 \gamma_0 + \dots + \phi_p \gamma_0 + \sigma_\varepsilon^2$$

$$\gamma_1 = E(y_t y_{t-1}) = \phi_1 \gamma_0 + \phi_2 \gamma_1 + \dots + \phi_p \gamma_{p-1}$$

$$\gamma_2 = E(y_t y_{t-2}) = \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \gamma_0 + \phi_3 \gamma_1 + \dots + \phi_p \gamma_{p-2}$$

⋮

$$\gamma_p = E(y_t y_{t-p}) = \phi_1 \gamma_{p-1} + \phi_2 \gamma_{p-2} + \dots + \phi_p \gamma_0$$

التباينات المشتركة لا تنتهي عند هذه الدرجة بل تبقى مستمرة كما يلي:

$$\gamma_k = E(y_t y_{t-k}) = \phi_1 \gamma_{k-1} + \phi_2 \gamma_{k-2} + \dots + \phi_p \gamma_{k-p}$$

⁵ أبو ذر يوسف علي أحمد وعادل موسى يونس، استخدام السلاسل الزمنية للتنبؤ بإنتاجية الصمغ العربي في سوق محاصيل الأبييض للفترة (1960-2012): مجلة البحث العلمي للعلوم والأدب، العدد15، جامعة الدلتا، السودان، 2012، ص 218-219.

وبقسمة هذه المعادلة المختلفة على التباين، نحصل على معاملات دالة الارتباط التالية:

$$\rho_1 = \phi_1 + \phi_2\rho_1 + \dots + \phi_p\rho_{p-1}$$

$$\rho_2 = \phi_1\rho_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p\rho_{p-2}$$

⋮

$$\rho_p = \phi_1\rho_{p-1} + \phi_2\rho_{p-2} + \dots + \phi_p$$

⋮

$$\rho_k = \phi_1\rho_{k-1} + \phi_2\rho_{k-2} + \dots + \phi_p\rho_{k-p}$$

وهي معادلات يول-ولكر.⁶

وتكتب هذه المعادلات على الشكل المصفوفي التالية:

$$\begin{pmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \vdots \\ \rho_k \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \rho_1 & \vdots & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & 1 & \vdots & \rho_{k-2} \\ \vdots & \vdots & 1 & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \vdots & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \phi_1 \\ \phi_2 \\ \vdots \\ \phi_p \end{pmatrix}$$

وبتعويض المعالم بمقدراتها، نحصل على الشكل المختصر⁷:

$$R = A \times \hat{\Phi}$$

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

ب- الطريقة الانحدارية

وهي تستعمل مقدر OLS حيث: $\hat{\phi} = (\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p)$ ، فإذا كان لدينا نموذج انحداري من

الدرجة الثانية أي AR(2) فيكتب من الشكل التالي⁸:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \varepsilon_t$$

⁶ مولود حشمان، نماذج وتقنيات التنبؤ القصير المدى: ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2002، ص 138-139.

⁷ محمد شيخي، مرجع سبق ذكره، ص 244.

⁸ بن فانة اسماعيل، دراسة قياسية لبعض متغيرات الاقتصاد الكلي الجزائري (بين : 1970 - 2001) والتنبؤ بها (لفترة الممتدة بين 2002-2006): مذكرة ماجستير في العلوم الاقتصادية، كلية الحقوق والعلوم الاقتصادية، جامعة ورقلة، 2004-2005، ص 50.

إذا بالتعويض وابتداء من الفترة $t=3$ نجد:

$$y_3 = \phi_1 y_2 + \phi_2 y_1 + \varepsilon_3$$

$$y_4 = \phi_1 y_3 + \phi_2 y_2 + \varepsilon_4$$

⋮
⋮
⋮

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \varepsilon_t$$

وتكتب بالشكل المصفوفي كما يلي:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_2 & y_1 \\ y_3 & y_2 \\ \vdots & \vdots \\ y_{t-1} & y_{t-2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_1 \\ \phi_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \\ \vdots \\ \varepsilon_t \end{bmatrix}$$

ويمكن اختصارها بالصيغة التالية:

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

وبالتالي يمكننا أن نقدر المعالم ϕ_1, ϕ_2 بـ OLS كما يلي:

$$\hat{\Phi} = (X'X)^{-1}X'Y$$

ثانيا: تقدير معالم المتوسطات المتحركة والمختلطة

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

فالهدف من التقدير هو معرفة أو تحديد معالم القيم الانحداري وقيم المتوسطات المتحركة $ARMA(p,q)$ معاً، أو معالم قسم المتوسطات المتحركة لوحدها في النموذج $MA(q)$ ، ففي حالة النموذج المختلط العام التالي:

$$y_t - \phi_1 y_{t-1} - \dots - \phi_p y_{t-p} = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

$$\Phi(L)y_t = \Theta(L)\varepsilon_t \quad \text{أي:}$$

حيث: $\Phi(L) = 1 - \phi_1L - \phi_2L^2 - \dots - \phi_pL^p$

$$\Theta(L) = 1 + \theta_1L + \theta_2L^2 + \dots + \theta_pL^p$$

بافتراض إمكانية قلب المعامل $\Theta(L)$ فإن:

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

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

$$\sum_t \varepsilon_t^2 = s(\phi, \theta)$$

وبالتالي فإن:

$$\sum_t e_t^2 = s(\hat{\phi}, \hat{\theta})$$

حيث:

$$e_t = \hat{\Theta}^{-1}(L)\hat{\Phi}(L)y_t$$

إن تقدير معالم هذه العلاقة في حالة غياب الطرف $MA(q)$ تعتبر سهلة، بينما في حالة وجودها لوحدها أو مع مركبة الانحدار الذاتي $AR(p)$ ، فإن هذه العلاقة تصبح غير خطية المعالم، وبالتالي تتطلب طريقة تقدير تكرارية، ومن بين هذه الطرق نجد⁹:

أ- طريقة البحث التشابكي (Grid-Search):

من أجل توضيحها نقترح النموذج المختلط التالي $ARMA(1,1)$ ¹⁰:

$$Y_t - \phi_1Y_{t-1} = \varepsilon_t + \theta_1\varepsilon_{t-1}$$

$$(1 - \phi_1L)Y_t = \varepsilon_t + \theta_1\varepsilon_{t-1} \quad \text{إذن:}$$

⁹ مولود حشمان، مرجع سبق ذكره، ص 155-156.
¹⁰ كريم زرمان، دراسة تحليلية وتنبؤية لمعدلات الخسارة في شركات التأمينات (دراسة حالة الشركة الجزائرية للتأمين الشامل CAAT بقسنطينة منذ 1995): أطروحة دكتوراه، كلية العلوم الاقتصادية جامعة محمد خيضر، بسكرة، 2014-2015، ص 134-135.

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

$$v_t = \frac{1}{(1-\phi_1 L)} \varepsilon_t \quad \text{نضع:}$$

$$v_t = \phi_1 v_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{يصبح:}$$

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

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

$$Y_t = v_t + \theta_1 v_{t-1}$$

ومن هذه المعادلة، وبالتعويض θ_1 بقيمها، والتي تقع ضمن المجال $|\theta_1| < 1$ من أجل شرط إمكانية قلب النموذج، وبتوفير القيم البدائية لـ v_t أو جعلها مساوية للصفر،

$$(v_0 = 0)$$

نحصل على : $v_t = Y_t + \theta_1 v_{t-1}$ ، إذن تبدأ العملية بالتكرار الأول وذلك باختيار مثلاً:

$$\theta_1 = -0.9 \text{ ونسميها } \theta_1^{(1)} \text{ (1) يمثل دليل التكرار (كما يلي:}$$

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

$$t = 2: v_1^{(1)} = Y_2 - \theta_1^{(1)} v_1^{(1)}$$

$$t = 3: v_1^{(1)} = Y_3 - \theta_1^{(1)} v_2^{(1)}$$

⋮

$$t = T: v_n^{(1)} = Y_n - \theta_1^{(1)} v_{n-1}^{(1)}$$

حيث : $\hat{v}^{(1)} = [v_1^{(1)}, v_2^{(1)}, \dots, v_n^{(1)}]$ وبتعويض هذا الشعاع الناتج نستطيع تقدير المعلمة

ϕ_1 باستعمال طريقة المربعات الصغرى OLS:

$$\hat{\phi}_1^{(1)} = \frac{\sum_t v_t^1 v_{t-1}^{(1)}}{\sum_t [v_{t-1}^{(1)}]^2}$$

ثم نقوم بحساب مجموع مربعات البواقي المقابلة للمعلمتين $(\theta_1^{(1)}, \hat{\phi}_1^{(1)})$ كما يلي:

$$\sum_t \hat{\varepsilon}_t^{(2)} = \sum_t [v_t^{(1)} - \hat{\phi}_1^{(1)} v_{t-1}^{(1)}]^2$$

ونسمي مجموع المربعات هذه بالرمز المتعارف عليه والموافق للتكرار الأول $RSS^{(1)}$ ونعيد العملية

للمرة الثانية (التكرار الثاني) وفق المراحل السابقة كما يلي:

. حساب الشعاع $v^{(2)}$ باستعمال قيمة θ_1 الموائية وهي $\theta_1 = -0.8$ مثلا (إذا كان مقدار الخطوة

يعادل 0.1)

$$\hat{\phi}_1^{(2)} = \frac{\sum_t v_t^2 v_{t-1}^{(2)}}{\sum_t [v_{t-1}^{(2)}]^2} \quad \text{تقدير المعلمة}$$

. حساب مجموع مربعات البواقي:

$$RSS^{(2)} = \sum_t \hat{\varepsilon}_t^2 = \sum_t [v_t^{(2)} - \hat{\phi}_1^{(1)} v_{t-1}^{(2)}]^2$$

ونعيد هذه العملية حتى نغطي كامل مجال التعويض لـ θ_1 ، وحتى نتحصل على المعالم التي

تدني RSS .

هذه الطريقة تصبح غير مرغوب فيها لما يتجاوز عدد المعالم قيم المتوسطات المتحركة درجتين

$q > 2$ نظرا لصعوبة عملية الحساب من جهة وكذا عدم اتساق المعالم في هذه الحالة.

ب- طريقة غوس-نيوتن (Gauss-Newton)

تعتمد هذه الطريقة على تدنية مجموع مربعات البواقي¹¹:

$$\text{Min } S(\Phi, \theta) = \sum_t e_t^2 = \sum_t [\varepsilon_t / \Phi, \theta, y_t]$$

$$\varepsilon_t = \Theta^{-1}(L) \Phi(L) y_t \quad \text{حيث}$$

ففي حالة ARMA(1, 1) فإن هذه العلاقة تنبسط إلى الشكل التالي

$$\varepsilon_t = \frac{1 - \Phi L}{1 + \theta L} y_t$$

وللحصول على $\hat{\Phi}$ و $\hat{\theta}$ التي تدني الدالة $S(\hat{\Phi}, \hat{\theta})$ يجب اللجوء إلى منشور تيلر (Taylor) حول قيمة ابتدائية معينة، ففي حالة الدالة $f(x)$ والتي نريد نشرها حول قيمة ثابتة، فإن هذا المنشور الثنائي يكون عبارة عن:

$$f(x) = f(x_0) + \frac{\partial f(x_0)}{\partial x} (x - x_0) + \frac{1}{2!} \frac{\partial^2 f(x_0)}{\partial x^2} (x - x_0)^2 + r_n$$

حيث r_n يمثل المقدار المتبقي.

أما في حالة الأشعة، نقوم بنشر الدالة $f(x_t, \beta)$ حول القيمة β_0 في نشر من الدرجة الأولى ليأخذ الشكل التالي:

$$f(x_t, \beta) = f(x_t, \beta_0) + \frac{\partial f(x_t, \beta)}{\partial \beta} / \beta_0 (\beta - \beta_0) + r_n$$

$$\text{حيث: } \frac{\partial f}{\partial \beta} = D_\beta = \left[\frac{\partial f}{\partial \beta_1} \dots \frac{\partial f}{\partial \beta_k} \right]$$

بينما k يمثل عدد معالم النموذج.

فإذا كان لدينا دالة غير خطية على العموم من الشكل:

¹¹ مولود حشمان، مرجع سبق ذكره، ص 160-163.

$$y_t = f(x_t, \beta) + u_t$$

وبالتعويض المنشور السابق الدالة أعلاه نحصل على:

$$y_t = f(x_t, \beta_0) + \frac{\partial f(x_t, \beta) / \partial \beta}{\partial \beta} (\beta - \beta_0) + r_n + u_t$$

وبإهمال المقدار المتبقي من المعادلة وكتابتها في شكل خطي بطريقة المصفوفات:

$$Y = f(x, \beta_0) + G(x, \beta_0)(\beta - \beta_0) + U$$

حيث:

$$Y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_T \end{bmatrix}, U = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_T \end{bmatrix}$$

$$G(x, \beta) = [g(x_1, \beta) g(x_2, \beta) \dots g(x_T, \beta)]$$

أين يكون البعد المصفوفي لـ $G(x, \beta)$ هو $(T \times (p+q))$.

ولغرض التقدير الخطي لهذا النموذج، يمكن إعادة ترتيب العلاقة الخطية أعلاه من الشكل التالي:

$$Y - F(x, \beta_0) = G(x, \beta_0)(\beta - \beta_0) + U$$

ويمكن صياغة هذه العلاقة في شكل مختصر

$$Z = W(\beta - \beta_0) + U$$

وحينها تتم عملية التقدير لشعاع الثوابت:

$$(\widehat{\beta - \beta_0}) = (W'W)^{-1}W'Z$$

وبإعادة التعويض

$$(\widehat{\beta - \beta_0}) = [(\hat{G}(x, \beta_0)G(x, \beta_0))^{-1} \hat{G}(x, \beta_0)] [Y - F(x, \beta_0)]$$

$$\hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_0 + [(\hat{G}(x, \beta_0)G(x, \beta_0))^{-1} \hat{G}(x, \beta_0)] [Y - F(x, \beta_0)] \text{ إذا:}$$

وهو تقدير التكرار الأول باستعمال شعاع قيم الانطلاق $\hat{\beta}_0$ الذي يمكن الحصول عليه من دالة الارتباط الذاتي مثلاً. ومن هذه المرحلة أيضاً تبدأ عملية التكرار إذا كانت حصيلة $\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0$ تختلف عن الصفر $\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0 \neq 0$

$$\text{حيث إذا: } \hat{\beta}_2 = \hat{\beta}_1 + [(\hat{G}(x, \beta_1)G(x, \beta_1))]^{-1} \hat{G}(x, \beta_1)[Y - F(x, \beta_1)]$$

ومنه على العموم (وإذا كانت $\hat{\beta}_{i-1} - \hat{\beta}_{i-2} \neq 0$ فإن:

$$\hat{\beta}_i = \hat{\beta}_{i-1} + [(\hat{G}(x, \beta_{i-1})G(x, \beta_{i-1}))^{-1} \hat{G}(x, \beta_{i-1})[Y - F(x, \beta_{i-1})]$$

وهكذا تستمر عملية التكرار حتى يكون $\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{i-1} \approx 0$

أين تتوقف عملية التكرار، ويكون الشعاع $\hat{\beta}_i$ هو التقدير النهائي لمعالم النموذج غير الخطي.

المبحث الثاني: مرحلتي الاختبار والتنبؤ

تنازلنا فيما سبق مرحلتي التعرف وتقدير النموذج، بعد هذه المرحلة ننتقل إلى مرحلة اختبار النموذج المقدر ثم مرحلة التنبؤ به فيما بعد.

المطلب الأول: مرحلة الاختبار

تعتبر مرحلة الاختبار مرحلة مهمة بعد مرحلة تقدير النموذج، حيث من خلال هذه المرحلة نقرر الاستمرار بهذا النموذج وننتقل إلى مرحلة التنبؤ، أو أننا نعيد النظر في هذا النموذج وبالتالي نعيد التعرف على نموذج جديد ثم نقوم باختباره مرة أخرى.

أولاً: اختبار دالة الارتباط الذاتي للسلسلة

فيهذا الاختبار نقارن بين دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الأصلية مع تلك المتولدة عن النموذج المقدر، فإذا كان هناك اختلاف جوهري بينهما، فإنه دليل على فشل عملية التحديد، وهو ما يتطلب إعادة بناء النموذج وتقديره من جديد، أما إذا كان هناك تشابه بينهما فإننا ننتقل مباشرة إلى دراسة وتحليل بواقي التقدير مع دالة الارتباط الذاتي للبواقي.

حيث يجب أن تقع معاملات الارتباط الذاتي الكلية للبواقي داخل مجال الثقة المعبر عليه ببيانيا بخطين $\left[-\frac{t_{\alpha/2}}{\sqrt{T}}, \frac{t_{\alpha/2}}{\sqrt{T}}\right]$. وهذا تحت فرضية التوزيع الطبيعي لدالة الارتباط الذاتي بمتوسط معدوم وتباين

$$Q = T \sum_{i=1}^k \hat{\rho}^2(i) \sim \chi_{\alpha}^2(k - p - q) \text{ ، فإن : } \hat{\rho}(k) \sim N\left(0, \frac{1}{T}\right) \text{ أي } \frac{1}{T}$$

وبمقارنة هذه الاحصائية مع $\chi_{\alpha}^2(k - p - q)$ ، نقبل فرضية العدم H_0 إذا كانت Q المحسوبة للأخطاء أقل من Q المجدولة وهو ما يعني أن سلسلة البواقي مستقرة، كما يمكن استعمال إحصائية Q^* Ljung-Box بدلا من Q :

$$Q^* = T(T + 2) \sum_{i=1}^k (T - i) \hat{\rho}^2(i) \sim \chi_{\alpha}^2(k - p - q)$$

عند اختبار الإحصائية Q أو Q^* يمكن رفع مستوى المعنوية من $\alpha = 5\%$ إلى $\alpha = 10\%$ ، وهذا الإجراء وارد نظرا لضعف المعنوية في الميدان التطبيقي، كما يجب أن تقع كذلك معاملات الارتباط الذاتي الكلية لمربعات البواقي داخل مجال الثقة $\left[-\frac{t_{\alpha/2}}{T}, \frac{t_{\alpha/2}}{T}\right]$ ففي هذه الحالة تكون سلسلة مربعات البواقي مستقرة، أي أن التباين الشرطي للأخطاء متجانس¹².

ثانيا: اختبار معنوية المعالم والمعنوية الكلية للنموذج

إذا اعتبرنا أن مقدرات نموذج $ARMA(p,q)$ تتوزع توزيعا طبيعيا، فإن¹³:

$$\frac{\hat{\phi}_i}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_i}} \sim N(0,1), i = 1, 2, \dots, p$$

$$\frac{\hat{\theta}_j}{\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_j}} \sim N(0,1), j = 1, 2, \dots, q$$

وهذا المعيار خاص بعملية اختبار المعالم ϕ_i و θ_j :

$$H_0: \theta_j = 0, H_0: \phi_i = 0 \quad i = 1, 2, \dots, p$$

$$H_1: \theta_j \neq 0, H_1: \phi_i \neq 0 \quad j = 1, 2, \dots, q$$

نختبر فرضية العدم، حيث نقبل H_0 بمستوى معنوية α إذا كانت $\left| \frac{\hat{\phi}_i}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_i}} \right| \leq t_{T-p-q, \frac{\alpha}{2}}$ ففي هذه

الحالة، ليس للمعالم $\phi_i: i = 1, 2, \dots, p$ معنوية إحصائية أي يساوي معنويا الصفر، ونرفض H_0

بمستوى معنوية α إذا كانت $\left| \frac{\hat{\phi}_i}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_i}} \right| > t_{T-p-q, \frac{\alpha}{2}}$ أي للمعلم ϕ_i معنوية إحصائية أي أنه يختلف معنويا

عن الصفر، نفس الشيء لاختبار معنوية أي معلم $\theta_j: j = 1, 2, \dots, p$.

لاختبار المعنوية الكلية للنموذج $ARMA(p,q)$ نستخدم إحصائية فيشر *Fisher* ، ولتكن

الفرضيتان:

¹² لقوقي فاتح، جودة نماذج السلاسل الزمنية الموسمية المختلطة SARIMA في التنبؤ بالمبيعات (دراسة حالة مؤسسة مطاحن جديع بتقورت): رسالة ماجستير في الأساليب الكمية في التسيير، جامعة محمد خيضر، بسكرة، 2013-2014، ص 80-81.

¹³ محمد شبيخي، مرجع سبق ذكره، ص 252-253.

$$H_0: \theta_1 = \dots = \theta_j = \dots = \theta_q = \phi_1 = \dots = \phi_i = \dots = \phi_p = 0$$

$$H_1: \exists \text{ معامل} \neq 0$$

$$F_c = \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{Y}_t - \bar{Y})^2 / (p + q)}{\sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_t^2 / (T - p - q)} = \frac{R^2 / (p + q)}{(1 - R^2) / (T - p - q)} \sim F_{\alpha}(p + q, T - p - q)$$

فإذا تجاوزت الإحصائية F_c قيمة F المجدولة عند مستوى معنوية α ودرجتي حرية $p+q$ و $T-p-q$ نقبل الفرضية القائلة بأن معالم النموذج ليست جميعها مساوية للصفر وأن R^2 يختلف جوهريا عن الصفر، في هذه الحالة، يمكن القول أن للنموذج معنوية إحصائية.

ثالثا: معايير التفضيل بين النماذج المرشحة

في بعض الحالات يكون هناك مجموعة من النماذج غير المرفوضة بواسطة الأدوات الإحصائية، وللقيام بعملية المقاضلة بين هذه النماذج نستعمل المعايير التالية:

أ- معيار 1969 Akaike Information Criterion

قدم أكياكي مفهوم معايير المعلومات كأداة لاختبار النموذج الأمثل ووضح نتيجته الحاسمة في الحصول على معيار صارم لاختيار النموذج بالاعتماد على معلومات K-L والذي يمكن تقديره على النحو التالي:

$$E_y E_x \left[\log \left(g \left(x | \hat{\theta}(y) \right) \right) \right]$$

إذ تم استبدال الجزء الداخلي $E_f \left[\log \left(g \left(x | \hat{\theta}(y) \right) \right) \right]$ مع θ بمقدر الإمكان الأعظم (MLE) ل θ بالاعتماد على النموذج المفترض (g) والبيانات (y) على الرغم من أن y ترمز للبيانات فمن الملائم تصور كل من x و y كعينات عشوائية مستقلة من التوزيع نفسه ونلاحظ بأن كلا التوقعين الإحصائيين $E_y E_x$ تم أخذهما بالنسبة للحقيقة f وأن هذا التوقع المضاعف هو هدف لكل أساليب اختيار النموذج اعتمادا على معلومات K-L.

وفي عام 1974 وجد أكياكي صيغة منهجية للعلاقة بين معلومات K-L ونظرية الإمكان ووجد بأن القيمة العظمى للوغاريتم الإمكان هي تقدير متحيز ل¹⁴:

المقدرة في النموذج التقريبي (g)، بذلك فإن المقدر غير المتحيز التقريبي ل

$$E_y E_x \left[\log \left(g(x|\hat{\theta}(y)) \right) \right]$$

للعينات الكبيرة والنماذج الجيدة هو:

$$\log \left(L(\hat{\theta}|data) \right) - K$$

وهذه النتيجة مكافئة ل:

$$\log \left(L(\hat{\theta}|data) \right) - K = C - \hat{E}_{\hat{\theta}} [I(f, \hat{g})]$$

إذ أن: $\hat{g} = g(\cdot | \hat{\theta})$

من خلال هذه النتيجة يمكن دمج التقدير (الإمكان الأعظم أو المربعات الصغرى) واختيار النموذج في إطار تحقيق الأمثلية الموحدة، وقد وجد أكياكي مقدر التوقع النسبي لمعلومات K-L اعتمادا على تعظيم دالة لوغاريتم الإمكان المصحح للتحيز المحاذي على النحو الآتي:

$$relative \hat{E}(K - L) = \log \left(L(\hat{\theta}|data) \right) - K$$

حيث تمثل K في هذه الحالة حد تصحيح التحيز بالمحاذاة، وفي العام نفسه قام أكياكي بضرب هذه النتيجة في (-2) وبذلك أصبح معيار معلومات أكياكي على النحو التالي:

$$AIC = -2 \log \left(L(\hat{\theta}|data) \right) + 2K$$

وبسبب عدم قيام برامج الحاسوب بحساب AIC أو الإمكان L فإنه ليس ممكنا دائما حساب AIC

لذا تم تقريبه بالعلاقة التالية:

¹⁴ ظافر رمضان مطر ونجلاء خالد، دراسة مقارنة كفاءة عدد من معايير المعلومات في اختيار نماذج السلاسل الزمنية من الرتب الدنيا: المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، العدد 19، العراق، 2011، ص 75-77.

$$AIC \approx n(1 + \log(2\pi)) + n \log \sigma^2 + 2K$$

وفي بعض الأحيان يحذف الحد الأول من الصيغة السابقة لأنه نفس القيمة لجميع النماذج فتصبح الصيغة بالشكل التالي:

$$AIC \approx n \log \sigma^2 + 2K$$

وهذا ما جعل من السهل حساب AIC من خلال نتائج تقدير المربعات الصغرى بأخطاء تتوزع طبيعياً، وأصبحت قيمته ضمن مخرجات العديد من البرامج الجاهزة.

. معيار أكياكي المصحح:

اقترح هذا المعيار من قبل هيرفيش و تسي (Hurvich & Tsai) في عام 1989 لغرض استخدامه في حالة كون المشاهدات قليلة، حيث صيغته الرياضية كما يلي¹⁵:

$$CAIC = n \log(\sigma^2) + \frac{2n(m+1)}{n-m-2}$$

وهنا يكون الاختيار على أساس أصغر قيمة للمعيار، أي نفضل النموذج الذي يحقق أصغر قيمة لـ AIC أو CAIC.¹⁶

ب- معيار 1979 Schwarz (Bayesian Information Criterion)

يكون معيار BIC وفقاً للعلاقة التالية:

$$BIC = n \text{Log} (\sigma^2) + K \log(n)$$

حيث أن σ^2 , n : تمثل حجم السلسلة الزمنية، K : تمثل عدد معلمات النموذج.

ويكون الاختيار على أساس أصغر قيمة للمعيار.¹⁷

¹⁵ زكريا يحيى الجمال وآخرون، استخدام بعض معايير المعلومات في تحديد أفضل نموذج موسمي مضاعف: المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، العدد رقم 19، العراق، 2011، ص 253.

¹⁶ شياخي محمد، مرجع سبق ذكره، ص 254.

¹⁷ زكريا يحيى الجمال وآخرون، مرجع سبق ذكره ، ص 253.

ج- معيار حنان - كوين (Hannan-Quinn) 1979

يعطى بالعلاقة التالية :

$$HQ = \log \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 + \alpha (p + q) \log \left[\frac{\log T}{t} \right]$$

حيث $\alpha > 0$, $\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$ تباين البواقي بطريقة الإمكانية العظمى.¹⁸

د _ طريقة قودفري (Godfrey) 1979 لتشخيص النماذج:

يقترح قودفري (godfrey) النموذج التالي:

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

مع :

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

$$\theta(L) = (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q - \theta_{q+1} L^{q+1} - \theta_{q+2} L^{q+2} - \dots - \theta_{q+q} L^{q+q^*})$$

حيث W_t السلسلة المستقرة بعد إجراء الفروقات من الدرجة d على السلسلة Y_t ، وتكون المعالم θ_{q+j}, ϕ_{p+i} في البداية مساوية للصفر، حيث $j = 1, 2, \dots, q^*$; $i = 1, 2, \dots, p^*$ ثم نقدر النموذج المقترح بالطرق التي سبق ذكرها، ومن ثم فإن الانحرافات المعيارية للمقدرات المضافة سوف تبين ما إذا كانت هذه المعالم المضافة تختلف عن الصفر أو لا، كما يمكن استعمال اختبار LM الذي يعتمد على مشتقات لوغاريتم دالة المعقولية بالنسبة للمعالم المضافة، والمقيمة عند المعالم المقدره في ظل الفرضية H_0 : والقائلة بأن النموذج الأصلي هو الصحيح.

نبين في ظل صحة H_0 بأن هذه المشتقات توزيعات طبيعية تقاربية، ومن أجل $ARMA(p, q)$

التي تشرح الظاهرة، حيث يمكن كتابتها كما يلي¹⁹:

¹⁸ بشار الشعراي، استخدما منهجية (Box-Jenkins) للتنبؤ ودراسة العلاقة السببية بين المؤشر العام وحجم التداول في سوق دمشق للأوراق المالية: مجلة جامعة البعث، المجلد 39، العدد 11، سوريا، 2017، ص 159.

$$\log L(\theta, \sigma_\varepsilon^2) = \frac{-T}{2} \log 2\pi - \frac{T}{2} \log \sigma_\varepsilon^2 - \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 / 2\sigma_\varepsilon^2$$

حيث أن:

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

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

$$\frac{\partial \log L}{\partial \phi_i} = \sum_{t=1}^T (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q)^{-1} W_{t-i} \varepsilon_t / \sigma_\varepsilon^2$$

$$\frac{\partial \log L}{\partial \theta_j}$$

$$= \sum_{t=1}^T (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q)^{-2} (1 + \phi_1 L + \phi_2 L^2 + \dots + \phi_p L^p) W_{t-i} \varepsilon_t / \sigma_\varepsilon^2$$

$$= \sum_{t=1}^T (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q)^{-1} \varepsilon_{t-i} \varepsilon_t / \sigma_\varepsilon^2$$

ويعتمد اختبار LM على هذه المشتقات حيث نعتبر النموذج الخاص بالسلسلة ذات الفروقات W_t

مع عينة حجمها T .

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

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

ونمثل مقدرات المعقولة العظمى بواسطة $\hat{\theta}_i$ و $\hat{\phi}_j$ والبواقي بواسطة:

$$\hat{\varepsilon}_t = \hat{\theta}^{-1}(L)\hat{\Phi}(L)\tilde{W}_t$$

¹⁹ محمد شبيخي، مرجع سبق ذكره، ص 255-257.

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

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

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

ونبدأ الحسابات عمليا في المعادلتين السابقتين، بواسطة وضع X_t و Z_t مساويان للصفر من أجل: $t = 1 - q, \dots, -1.0$ ، ولنفترض أن النموذج مخصص بطريقة صحيحة ضد الفرضية البديلة والقائلة بأنه يجب إضافة m معلم في الجزء Ma ، وبالتالي يجب اختبار الفرضية كما يلي:

$$H_0: ARMA(p, q)$$

$$H_1: ARMA(p, q + m)$$

هنا يقترح قودفري (Godefrey) استعمال اختبار LM عن طريق تقدير نموذج الانحدار التالي بطريقة المربعات الصغرى OLS :

$$\hat{\varepsilon}_t = \alpha_1 X_{t-1} + \dots + \alpha_p X_{t-p} + \beta_1 Z_{t-1} + \dots + \beta_{q+m} Z_{t-q-m} + \mu_t$$

حيث أن α_i و β_j معالم، و μ_t هو حد الخطأ، ثم تحت H_0 صحيحة تجري الاختبار:

$$Q = T \left[1 - \frac{\sum \hat{\mu}_t^2}{\sum \hat{\varepsilon}_t^2} \right] \sim \chi^2_\alpha(m)$$

ومن أجل قيم كبيرة لهذه الإحصائية Q نرفض H_0 ، وطور قودفري (Godfrey) كذلك إحصائية LM ضد الفرضية البديلة والقائلة بأن النموذج الصحيح هو $ARMA(p+m, q)$ ، حيث نتبع في هذه الحالة نفس الخطوات السابقة.

هـ- اختبار قرانجر-نيوبولد (Granger-Newbold) 1986

يرى قرانجر-نيوبولد (Granger & Newbold) أنه بإمكان تطوير اختبار LM لـ Godfrey إلى أي شكل من نوع $ARMA(p + k_1, q + k_2)$ ، حيث أن m هنا تساوي أكبر قيمة بين k_1 و k_2 أي m^{20} :

$$m = \text{Max}(k_1, k_2)$$

وعلى العموم يجب النظر إلى النموذج الذي يتضمن أصغر عدد من المعالم المتناسقة مع الفرضية القائلة بأن لحدود الأخطاء تشويش أبيض، كما يمكن في هذا الإطار استعمال المقاييس السابقة الذكر $.AIC, NAIC$.

المطلب الثاني: مرحلة التنبؤ

تعتبر مرحلة التنبؤ المرحلة الأخيرة من مراحل التنبؤ بطريقة بوكس وجنكينز، وتعتبر أهم مرحلة .

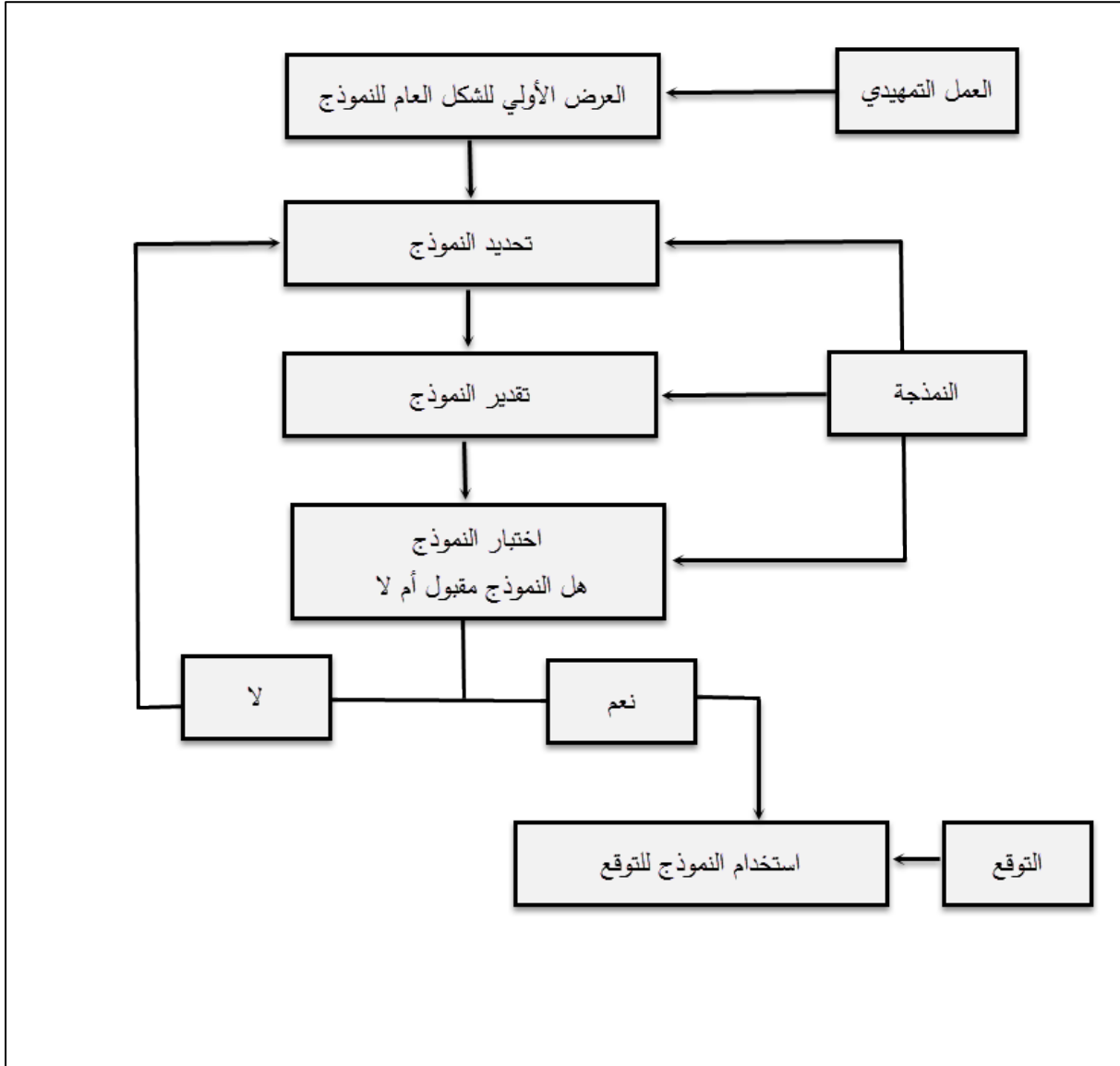
أولاً : التنبؤ:

التنبؤ هو المرحلة الأخيرة من مراحل منهجية بوكس و جنكينز وهو عادة الهدف النهائي من تحليل السلاسل الزمنية، ولا يمكن الانتقال إلى هذه المرحلة إلا بعد أن يجتاز النموذج المبدئي كافة الاختبارات والفحوص التي سبقت، فإذا لم يتمكن النموذج المبدئي أن يجتاز هذه الفحوص والاختبارات بكفاءة فإنه يجب العودة من جديد إلى المرحلة الأولى (مرحلة التعرف) وقراءة دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي بتمهل وإمعان واختيار نموذج مبدئي ثاني، فإذا اجتاز هذا النموذج الثاني كافة الفحوص والاختبارات التشخيصية تنتقل إلى مرحلة التنبؤ، ونفس الشيء إذا لم يجتاز هذا النموذج الفحوص والاختبارات بكفاءة نعود مرة أخرى إلى المرحلة الأولى لاختيار نموذج ثالث، وتكرر هذه العملية حتى نتحصل على نموذج يجتاز جميع الفحوص والاختبارات بكفاءة والشكل التالي يوضح هذه العملية المتكررة.²¹

²⁰ محمد شيخي، مرجع سبق ذكره، ص 257.

²¹ سمير مصطفى الشعراوي، مقدمة في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية: مركز النشر العلمي، جامعة الملك عبد العزيز، الطبعة الأولى، المملكة العربية السعودية، 2005، ص 330-331.

شكل رقم (01): مراحل تطبيق منهجية بوكس و جنكينز



المصدر: شيخي محمد، طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات: دار الحامد، الطبعة الأولى، الجزائر، 2011، ص 238.

بعد الحصول على النموذج النهائي يكون لدينا y_t نموذج مستقر، يمكن كتابته من الشكل الرياضي

التالي:

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t-i}$$

حيث ε_t تمثل تشويش أبيض ذات التباين δ^2 .

ولأجل التنبؤ بقيم y_{t+h} بدلالة المشاهدات المسجلة قبل اللحظة $t(y_t, y_{t-1}, \dots)$ بدلالة $(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \dots)$ فإننا ننطلق من اللحظة المعرفة t و تحسب القيم التنبؤية على فترة زمنية مستقبلية h وبالتالي تكتب y_{t+h} كما يلي²²:

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

$$\hat{y}_t(h) = \Psi_h \varepsilon_t + \Psi_{h+1} \varepsilon_{t-1} + \dots$$

أما خطأ التنبؤ فيحسب بالعلاقة التالية:

$$e_t(h) = x_{t+h} - \hat{x}_t(h) = \varepsilon_{t+h} + \Psi_1 \varepsilon_{t+h+1} + \dots + \Psi_{h+1} \varepsilon_{t+1}$$

أي:

$$\hat{e}_t(h) = \sum_{i=0}^{h-1} \Psi_i \varepsilon_{t+h-i}$$

وهكذا يمكن حساب تباين خطأ التنبؤ $\hat{e}_t(h)$ بسهولة عن طريق العلاقة التالية:

$$VAR(\hat{e}_t(h)) = \delta^2(1 + \Psi_1^2 + \dots + \Psi_{h-1}^2)$$

أما إذا كان لدينا النموذج فإنه يمكن أن نحسب التنبؤ انطلاقاً من علاقة التعريف التالية:

$$V^d \Phi_p(B) V_s^d \Phi_p(B^s) y_t = \theta_q(B) \theta_q(B^s) \varepsilon_t$$

علماً أن تباين خطأ التنبؤ لا يتغير أي أن:

$$VAR(e_t(h)) = \delta^2(1 + \Psi_1^2 + \dots + \Psi_{h-1}^2) = \delta^2 \sum_{i=0}^{h-1} \Psi_i^2$$

حيث أن:

$$\Psi(B) = V^d \Phi_p(B)^{-1} V_s^{-d} \Phi_p(B^s)^{-1} \theta_q(B) \theta_q(B^s)$$

²² بن أحمد أحمد، مرجع سبق ذكره، ص 116-117.

وهي الطريقة الأولى التي تعتمد على السيرورة ARMA.

ثانياً: قياس دقة التنبؤ

وهي مرحلة هامة في تقييم النموذج لأغراض التنبؤية، ومن المعايير المستخدمة في هذا المجال:

أ. متوسط الخطأ

وهو يعبر على متوسط الفرق بين المشاهدة والتنبؤ لنفس الفترة الزمنية، ويعطى بالشكل التالي:

$$ME = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [y_t - y_t^p]$$

حيث y_t تعتبر السلسلة المدروسة، y_t^p السلسلة المتنبأ بها داخل العينة المدروسة.

ويمكن أن يأخذ المعيار في شكل نسبي كما يلي:

$$PME = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left[\frac{y_t - y_t^p}{y_t} \right]$$

ب. جذر متوسط مربعات البواقي

يعطى بالعلاقة التالية:

$$RMES = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^p)^2}$$

ج. مقياس الانحدار والارتباط

وهو يعتمد على إجراء انحدار بين المشاهدات الحالية والتنبؤ بها بمعنى:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_t^p + \varepsilon_t$$

ويتم التقدير معلمتي النموذج بطريقة المربعات الصغرى.

د . معيار تايل :

وهو معطى بالصيغة التالية:

$$U = \frac{\sqrt{RMSE}}{\sqrt{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t)^2} \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t^p)^2}}}$$

فيكون التنبؤ جيدا لما يكون $U=0$ ، وتكون العملية فاشلة لما $U=1$ وعمليا يتذبذب هذا المقياس

بين هاتين القيمتين.²³

²³ مولود حشمان، مرجع سبق ذكره، ص 182-183.

خلاصة الفصل:

بعد دراسة استقرارية السلسلة بحيث لا تحتوي على المركبة الموسمية ولا على مركبة الاتجاه العام، عندها نقوم بتطبيق طريقة بوكس جنكينز، التي تحتوي على أربعة مراحل تبدأ من عملية التعرف على النموذج، حيث أن هناك عدة معايير للتعرف على النموذج، من بينها معيار Hannan – Rissanen ومعيار Akaike، بعد ذلك ننتقل إلى مرحلة تقدير النموذج، فإذا كنا نريد تقدير معالم إنحدار ذاتي فنستخدم طريقة معادلات يول – ولكر، أو الطريقة الانحدارية، أما إذا كنا نريد تقدير معالم المتوسطات المتحركة والمختلطة، فنستخدم في هذه الحالة طريقة البحث التشابكي، أو طريقة قوس نيوتن.

بعد تحديد النموذج ننتقل إلى المرحلة الثالثة وهي مرحلة اختبار النموذج، في هذا الاختبار نقارن بين دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الأصلية مع تلك المتولدة عن النموذج المقدر، فإذا كان هناك اختلاف جوهري بينهما، فإنه دليل على فشل عملية التحديد، وهو ما يتطلب إعادة بناء النموذج وتقديره من جديد، أما إذا كان هناك تشابه بينهما فإننا ننتقل مباشرة إلى دراسة وتحليل بواقي التقدير مع دالة الارتباط الذاتي للبواقي، ثم نتأكد من أن سلسلة البواقي وسلسلة مربعات البواقي مستقرتان، لقد ذلك نقوم باختبار معوية المعالم والمعنوية الكلية للنموذج، وهناك معايير للتفضيل بين النماذج المرشحة كمعيار AIC ومعيار BIC، بحيث نختار النموذج الذي يحتوي على أقل هذين المعيارين.

بعد اختبار النموذج واختيار النموذج المفسر للظاهرة، نقوم بأخر مرحلة من مراحل طريقة بوكس وجنكينز وهي مرحلة التنبؤ، حيث يشترط أن يكون النموذج المختار مستقرا حتى يمكن اعتماده في عملية التنبؤ.

الفصل الثاني

الدراسة التنبؤية للاستهلاك العائلي للطاقة

الكهربائية لولاية المسيلة

تمهيد:

سنحاول في هذا الفصل تطبيق وإسقاط منهجية بوكس جنكينز على مبيعات الطاقة الكهربائية الموجهة للاستهلاك العائلي في ولاية المسيلة، لذا سنقوم بدراسة استقرارية للسلسلة الزمنية لاستهلاك الطاقة الكهربائية الموجهة للقطاع العائلي، التي تحصلنا عليها من المؤسسة الوطنية لتوزيع الكهرباء والغاز فرع ولاية المسيلة، والتي رمزنا لها بالرمز CEM_t ، حيث أن استقرارية السلسلة شرط أساسي وضروري في عملية النمذجة، ومن أجل الإجابة على الإشكالية المطروحة سنقوم بإيجاد نموذج أمثل يمكننا من القيام بعملية التنبؤ باستهلاك الكهرباء لسنة 2018.

من أجل ذلك تم تقسم هذا الفصل إلى مبحثين، حيث تطرقنا في المبحث الأول إلى تحليل السلسلة الشهرية لمبيعات الكهرباء الموجهة للقطاع العائلي لولاية المسيلة، بحيث يتم دراسة استقرارية السلسلة، أما المبحث الثاني فقمنا بدراسة نمذجة السلسلة الشهرية للاستهلاك العائلي للطاقة الكهربائية في ولاية المسيلة.

المبحث الأول: تحليل السلسلة الشهرية لمبيعات الكهرباء الموجهة للقطاع العائلي لولاية المسيلة

سنحاول في هذا المبحث، تحليل السلسلة الشهرية للاستهلاك العائلي للطاقة الكهربائية لولاية المسيلة، والتي رمزنا لها بالرمز CEM_t ، حيث سنقوم بدراسة طبيعة هذه السلسلة وذلك باستخدام السلاسل الزمنية، وذلك من أجل معرفة التغيرات التي تطرأ على القيم الظاهرة المدروسة في الفترة الزمنية وذلك من أجل الحصول على القيم المتوقعة لهذه الظاهرة.

المطلب الأول: التأكد من استقرار السلسلة الزمنية بيانيا

في هذه المرحلة سنقوم بدراسة وصفية للسلسلة التي رمزنا لها بـ CEM_t من خلال ملاحظة الشكل البياني لمعرفة هل السلسلة مستقرة أم لا.

أولاً: باستخدام المنحنى البياني

الجدول رقم (1) السلسلة CEM_t لمبيعات الكهرباء الموجهة للقطاع العائلي لولاية المسيلة خلال الفترة 2010-2017

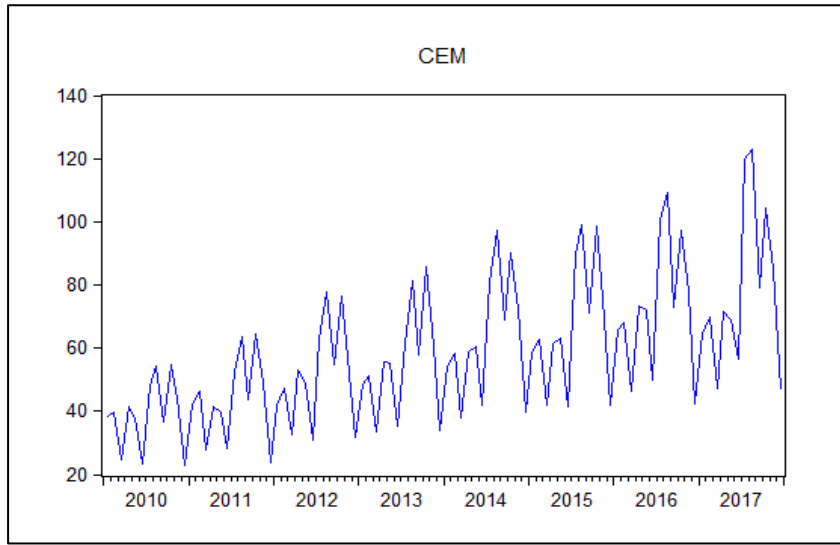
mois	consom en GWh 2010	consom en GWh 2011	consom en GWh 2012	consom en GWh 2013	consom en GWh 2014	consom en GWh 2015	consom en GWh 2016	consom en GWh 2017
janvier	38.39	42.28	41.99	48.63	54.16	58.58	65.81	64.46
février	39.81	46.37	47.28	51.20	58.10	62.95	68.06	69.93
mars	24.54	27.73	32.59	33.50	37.81	41.75	46.50	47.34
avril	41.63	41.27	52.90	55.75	58.66	61.53	73.47	71.59
mai	38.00	39.72	49.07	54.99	60.32	63.20	72.17	68.85
juin	23.39	28.39	30.76	35.38	42.01	41.57	49.94	56.75
juillet	47.93	52.72	62.87	61.40	80.84	89.79	100.33	119.95
août	54.19	63.62	77.68	81.21	97.18	99.19	109.36	122.78
septembre	36.72	43.66	54.65	57.79	68.94	71.26	73.07	79.09
octobre	54.72	64.68	76.59	85.72	90.06	98.79	97.35	104.47
novembre	43.92	49.06	56.83	60.68	72.63	75.39	77.92	84.78
décembre	22.88	23.93	31.58	33.80	39.64	41.81	42.17	46.81

المصدر: المؤسسة الوطنية للكهرباء والغاز لولاية المسيلة

الجدول أعلاه يمثل السلسلة CEM_t لمبيعات الكهرباء الموجهة للقطاع العائلي لولاية المسيلة خلال الفترة 2010-2017.

تتكون هذه السلسلة من 96 مشاهدة خلال الفترة من 01 جانفي 2010 إلى غاية 31 ديسمبر 2017، حيث تمثل هذه السلسلة الاستهلاك العائلي للطاقة الكهربائية في ولاية المسيلة، والشكل أدناه يبين منحنى استهلاك العائلي للطاقة الكهربائية في ولاية المسيلة:

الشكل رقم (02): منحنى الاستهلاك العائلي للكهرباء في ولاية المسيلة



المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

من خلال الشكل البياني أعلاه، نلاحظ أن الاستهلاك العائلي للكهرباء في ولاية المسيلة مستمر خلال فترة الدراسة، وأخذ ميلا موجبا والذي حقق أعلى مستوياته في الفترة الأخيرة، لأن استهلاك الكهرباء يزداد في فصل الصيف على غرار باقي الفصول، بالإضافة إلى ذلك التغير المتشابه والمنتظم في كل موسم، كل هذا من شأنه أن يؤثر سلبا على هذه السلسلة.

سجل الاستهلاك العائلي للكهرباء في ولاية المسيلة قيمة عظمى في شهر ديسمبر من سنة 2017 حيث بلغ $GWH122.77$ كما حقق أدنى مستوى له في شهر ديسمبر سنة 2010 حيث بلغ 22.87 GWH بمتوسط حسابي قدر بـ $GWH 58.78$ وبانحراف معياري يساوي 22.09 هذا ما يعطينا فكرة حول عدم تجانس مستويات السلسلة.

كما أننا نلاحظ من خلال المنحنى البياني أن متوسط استهلاك الكهرباء يزداد بوتيرة متزايدة ويرجع

ذلك إلى:

. التوسع السكاني الكبير خاصة في المدن الكبرى للولاية وزيادة عدد المشتركين لدى المؤسسة الوطنية لتوزيع الكهرباء والغاز.

. يظهر بوضوح أنا أعلى مستويات استهلاك الطاقة الكهربائية في كل سنة يكون في أشهر الصيف، خاصة شهر جويلية وشهر أوت وأكتوبر لتمييزها بارتفاع درجة الحرارة خاصة في المنطقة الجنوبية من الولاية، وهو ما يؤدي إلى استخدام المكيفات الهوائية وأجهزة التبريد.

هذا ما يظهر لنا جليا وجود المركبة الموسمية في هذه السلسلة، ووجود مركبة الاتجاه العام.

ثانيا: التأكد من استقرار السلسلة باستخدام Correlogram

هناك عدة اختبارات للكشف عن استقرار السلسلة الزمنية من عدمه، من بينها ما يلي:

أ . اختبار معنوية معاملات الارتباط الذاتي للسلسلة CEM_t

تكون السلسلة مستقرة إذا كانت معاملات دالة الارتباط الذاتي تقع داخل مجال الثقة، الشكل التالي يوضح دالة الارتباط الذاتي الجزئية و البسيطة للسلسلة محل الدراسة:

الشكل رقم (03): دالة الارتباط الذاتي الجزئية و البسيطة للسلسلة CEM_t

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.478	0.478	0.478	22.603	0.000		
2	0.314	0.111	0.111	32.487	0.000		
3	0.557	0.486	0.486	63.914	0.000		
4	0.042	-0.630	-0.630	64.098	0.000		
5	-0.007	0.357	0.357	64.103	0.000		
6	0.363	0.192	0.192	77.897	0.000		
7	-0.021	-0.203	-0.203	77.945	0.000		
8	0.014	0.169	0.169	77.965	0.000		
9	0.468	0.332	0.332	101.66	0.000		
10	0.225	0.258	0.258	107.21	0.000		
11	0.347	0.252	0.252	120.55	0.000		
12	0.761	0.144	0.144	185.44	0.000		
13	0.305	-0.386	-0.386	196.00	0.000		
14	0.177	-0.072	-0.072	199.61	0.000		
15	0.385	-0.177	-0.177	216.83	0.000		
16	-0.056	0.185	0.185	217.20	0.000		
17	-0.084	-0.099	-0.099	218.05	0.000		
18	0.237	0.011	0.011	224.84	0.000		
19	-0.097	-0.041	-0.041	225.99	0.000		
20	-0.062	-0.035	-0.035	226.47	0.000		
21	0.331	0.047	0.047	240.25	0.000		
22	0.124	0.024	0.024	242.21	0.000		
23	0.220	0.004	0.004	248.48	0.000		
24	0.552	-0.065	-0.065	288.23	0.000		
25	0.150	-0.095	-0.095	291.23	0.000		
26	0.037	-0.008	-0.008	291.41	0.000		
27	0.206	-0.072	-0.072	297.18	0.000		
28	-0.159	0.083	0.083	300.67	0.000		
29	-0.174	-0.087	-0.087	304.95	0.000		
30	0.086	-0.051	-0.051	306.00	0.000		

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

نلاحظ من خلال دالة الارتباط الذاتي، وجود تذبذبات ناتجة عن اختلاف الكميات المستهلكة من الكهرباء من فترة إلى أخرى إذ نلاحظ أن هذه التذبذبات في تزايد وذلك لاتساع وعاء استهلاك الطاقة. كما نلاحظ أن هناك العديد من المعاملات المحسوبة تختلف عن الصفر أي خارج مجال الثقة، وهذا ما يدل على وجود مركبة الفصلية ومركبة الاتجاه العام في السلسلة المدروسة. إن هذه الاختبارات البيانية تعتمد على المشاهدة بالعين المجردة، وهو ما يجعل نتائجها غير دقيقة لذا نلجأ إلى تأكيد هذه النتائج من خلال الاختبارات الإحصائية.

المطلب الثاني: دراسة الاستقرار باستخدام الاختبارات الإحصائية

في هذا المطلب سوف نستعين بالاختبارات الإحصائية للتأكد من عدم استقرار السلسلة المدروسة من خلال الملاحظة البيانية.

أولاً: اختبار لوجينق- بوكس (Ljung-Box)

توافق إحصائية LB آخر قيمة في العمود Q-Stat من Correlogram لدالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية حيث تحسب بالعلاقة الرياضية التالية:

$$LB = n(n + 2) \sum_{k=1}^{30} \frac{\hat{P}_k^2}{n - k} = 96(96 + 2) \sum_{k=1}^{30} \frac{\hat{P}_k^2}{96 - k} = 306 > \chi_{0.05:30}^2 = 43.373$$

من خلال اختبار LB نرفض فرضية عدم القائل بأن كل معاملات دالة الارتباط الذاتي مساوية للصفر، وهذا لأن الإحصائية المحسوبة $LB = 306.00$ أكبر من القيمة الجدولية.

ثانياً: اختبار ديكي فولر البسيط DF

يعتبر هذا الاختبار من أهم اختبارات الاستقرار حيث يعتمد على الاختبارات التالية:

أ . تقدير النموذج الثالث: أي وجود ثابت واتجاه عام

باستخدام برنامج Eviews حصلنا على النتائج التالية:

الجدول رقم (03) : تقدير النموذج الثالث لاختبار DF للسلسلة CEM_t

Null Hypothesis: CEM has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				-0.208207
Test critical values:				
1% level				-3.644600
5% level				-3.084400
10% level				-2.791000
*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals Dependent Variable: D(GLSRESID) Method: Least Squares Date: 04/24/18 Time: 21:15 Sample (adjusted): 2011M02 2017M12 Included observations: 83 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.027795	0.133497	-0.208207	0.8357
D(GLSRESID(-1))	-0.394881	0.173216	-2.279698	0.0257
D(GLSRESID(-2))	-0.473385	0.168015	-2.817517	0.0063
D(GLSRESID(-3))	-0.455339	0.166896	-2.728273	0.0080
D(GLSRESID(-4))	-0.407847	0.163056	-2.501270	0.0147
D(GLSRESID(-5))	-0.439385	0.148034	-2.968137	0.0041
D(GLSRESID(-6))	-0.480271	0.143500	-3.346831	0.0013
D(GLSRESID(-7))	-0.499259	0.145702	-3.426569	0.0010
D(GLSRESID(-8))	-0.502325	0.140540	-3.574250	0.0006
D(GLSRESID(-9))	-0.435824	0.132451	-3.290462	0.0016
D(GLSRESID(-10))	-0.524385	0.127822	-4.102475	0.0001
D(GLSRESID(-11))	-0.416082	0.133022	-3.127921	0.0026
D(GLSRESID(-12))	0.588529	0.124782	4.716445	0.0000
R-squared	0.977006	Mean dependent var	-0.321846	
Adjusted R-squared	0.973064	S.D. dependent var	23.40625	
S.E. of regression	3.841497	Akaike info criterion	5.672509	
Sum squared resid	1032.997	Schwarz criterion	6.051363	
Log likelihood	-222.4091	Hannan-Quinn criter.	5.824711	
Durbin-Watson stat	1.897841			

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

. نقوم باختبار فرضية العدم $(\phi = 1)$: $H_0: \lambda = 0$

لدينا من خلال نتائج الجدول أعلاه أن الإحصائية المحسوبة $t_{sta} = -0.208$ أقل بالقيمة المطلقة من الإحصائية المجدولة عند مستوى معنوية 1% و 5% و 10% وبالتالي نرفض فرضية العدم.

ومنه فإن السلسلة محل الدراسة غير مستقرة.

ب . تقدير النموذج الثاني: أي وجود ثابت

الجدول رقم (04): يوضح تقدير النموذج الثاني لاختبار DF للسلسلة CEM_t

Null Hypothesis: CEM has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				1.641848
Test critical values:	1% level			-2.593121
	5% level			-1.944762
	10% level			-1.614204
*MacKinnon (1996)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals Dependent Variable: D(GLSRESID) Method: Least Squares Date: 04/24/18 Time: 21:16 Sample (adjusted): 2011M02 2017M12 Included observations: 83 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	0.053879	0.032816	1.641848	0.1051
D(GLSRESID(-1))	-0.272348	0.106392	-2.559846	0.0126
D(GLSRESID(-2))	-0.336236	0.107127	-3.138654	0.0025
D(GLSRESID(-3))	-0.288672	0.111946	-2.578677	0.0120
D(GLSRESID(-4))	-0.232576	0.113574	-2.047791	0.0443
D(GLSRESID(-5))	-0.279800	0.105025	-2.664122	0.0096
D(GLSRESID(-6))	-0.301216	0.106214	-2.835926	0.0060
D(GLSRESID(-7))	-0.286943	0.110358	-2.600106	0.0114
D(GLSRESID(-8))	-0.284755	0.109297	-2.605331	0.0112
D(GLSRESID(-9))	-0.221481	0.105750	-2.094385	0.0398
D(GLSRESID(-10))	-0.302939	0.104032	-2.911971	0.0048
D(GLSRESID(-11))	-0.165047	0.108208	-1.525279	0.1317
D(GLSRESID(-12))	0.824921	0.103604	7.962216	0.0000
R-squared	0.973756	Mean dependent var		0.054570
Adjusted R-squared	0.969258	S.D. dependent var		23.40625
S.E. of regression	4.103941	Akaike info criterion		5.804680
Sum squared resid	1178.963	Schwarz criterion		6.183535
Log likelihood	-227.8942	Hannan-Quinn criter.		5.956883
Durbin-Watson stat	2.033765			

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

نفس الشيء نلاحظ أن الإحصائية المحسوبة أقل من الإحصائية الجدولية عند مستوى معنوية 1 % و 5% و 10% وبالتالي نرفض فرضية العدم. وهو ما يؤكد أن السلسلة غير مستقرة.

ثالثا: اختبار ديكي فولرالمطور ADF

أ . تقدير النموذج السادس

لتحديد مستوى التأخيرات P، نعتمد على المعايير التالية:

Akaike, Schwars, Log-likelihood

ونختار أقل قيمة للمعيارين Akaike, Schwars وأكبر قيمة للمعيار Log-likelihood.

قمنا بتقدير المعايير الثلاث من أجل أعداد مختلفة للتأخيرات، فكانت النتائج ملخصة في الجدول التالي:

الجدول رقم (05): معايير Akaike, Schwarz, Log-likelihood للنموذج السادس حسب قيم P

P	AIC	SC	LOG-L	P	AIC	SC	LOG-L
1	8.593	8.673	-405.17	8	6.495	6.776	-275.78
2	8.461	8.597	-388.46	9	6.495	6.776	-275.78
3	7.471	7.636	-337.70	10	6.495	6.776	-275.78
4	7.471	7.636	-337.70	11	5.871	6.276	-232.58
5	7.471	7.636	-337.70	12	5.605	6.042	-217.61
6	6.780	7.031	-292.72	13	5.605	6.042	-217.61
7	6.495	6.776	-275.78	14	5.605	6.042	-217.51

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

من خلال الجدول أعلاه نستنتج أن أقل قيمة للمعايير السابقة توافق التأخير P=12 ، وكانت نتائج

تقدير النموذج السادس موضحة في الشكل أدناه:

الجدول رقم (06): يوضح تقدير النموذج السادس لاختبار ADF للسلسلة CEM_t

Null Hypothesis: CEM has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)				
	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.542984	0.3073		
Test critical values:	1% level	-4.072415		
	5% level	-3.464865		
	10% level	-3.158974		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(CEM) Method: Least Squares Date: 04/24/18 Time: 21:42 Sample (adjusted): 2011M02 2017M12 Included observations: 83 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CEM(-1)	-1.085197	0.426742	-2.542984	0.0133
D(CEM(-1))	0.584353	0.422661	1.382555	0.1713
D(CEM(-2))	0.431878	0.395012	1.093328	0.2781
D(CEM(-3))	0.371490	0.368283	1.008708	0.3167
D(CEM(-4))	0.326051	0.335105	0.972983	0.3340
D(CEM(-5))	0.200796	0.295208	0.680185	0.4987
D(CEM(-6))	0.084401	0.268714	0.314091	0.7544
D(CEM(-7))	-0.012188	0.246498	-0.049444	0.9607
D(CEM(-8))	-0.115132	0.213130	-0.540199	0.5908
D(CEM(-9))	-0.152719	0.178141	-0.857292	0.3943
D(CEM(-10))	-0.322075	0.154783	-2.080814	0.0412
D(CEM(-11))	-0.298927	0.143542	-2.082505	0.0411
D(CEM(-12))	0.610451	0.124491	4.903569	0.0000
C	38.09874	13.81796	2.757190	0.0075
@TREND("2010M01")	0.517975	0.206026	2.514120	0.0143
R-squared	0.979512	Mean dependent var	0.054570	
Adjusted R-squared	0.975294	S.D. dependent var	23.40625	
S.E. of regression	3.678999	Akaike info criterion	5.605271	
Sum squared resid	920.3823	Schwarz criterion	6.042411	
Log likelihood	-217.6188	Hannan-Quinn criter.	5.780890	
F-statistic	232.2203	Durbin-Watson stat	1.961121	
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

من خلال تقدير النموذج السادس لاختبار ADF للسلسلة محل الدراسة، يمكننا اختبار الفرضيات التالية:

1. اختبار الفرضية $(H_0: b = 0)$:

من خلال نتائج الجدول أعلاه، نلاحظ أن معامل الاتجاه العام لا يختلف معنويًا عن الصفر، لأن قيمة الاحتمال الحرجة أقل من 0.05 ($prob = 0.01 < 0.05$) ومنه نقبل الفرضية الصفرية.

2. اختبار الفرضية $(H_0: c = 0)$:

من خلال نتائج الجدول أعلاه، نلاحظ أن معامل الثابت لا يختلف معنويًا عن الصفر، لأن قيمة الاحتمال الحرجة أقل من 0.05 ($prob=0.0075 < 0.05$)، ومنه نقبل الفرضية الصفرية.

3. اختبار فرضية العدم $(H_0: \lambda = 0 (\phi = 1))$:

من خلال النتائج في الجدول رقم (05)، نقبل فرضية وجود جذر أحادي في السلسلة لأن الإحصائية المحسوبة $t_{sta} = -2.542984$ أقل بالقيمة المطلقة من الإحصائية المجدولة عند مستوى معنوية 1% و 5% و 10%، وعليه فإن السلسلة غير مستقرة.

ب . تقدير النموذج الخامس:

بعد تقدير النموذج الخامس من أجل أعداد مختلفة من التأخيرات وجدنا أن أقل قيمة لمعيارى Akaike, Schwarz توافق التأخير $P=12$ ، وكانت النتائج التقدير بالاستعانة ببرنامج Eviews كالتالي:

الجدول رقم (07): تقدير النموذج الخامس لاختبار ADF للسلسلة CEM_t

Null Hypothesis: CEM has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:			-0.436456	0.8970
	1% level		-3.511262	
	5% level		-2.896779	
	10% level		-2.585626	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(CEM)				
Method: Least Squares				
Date: 04/25/18 Time: 21:17				
Sample (adjusted): 2011M02 2017M12				
Included observations: 83 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CEM(-1)	-0.015998	0.036655	-0.436456	0.6639
D(CEM(-1))	-0.443815	0.110794	-4.005775	0.0002
D(CEM(-2))	-0.522489	0.113388	-4.607986	0.0000
D(CEM(-3))	-0.506155	0.121790	-4.155961	0.0001
D(CEM(-4))	-0.460457	0.124663	-3.693610	0.0004
D(CEM(-5))	-0.487331	0.114790	-4.245422	0.0001
D(CEM(-6))	-0.527059	0.118587	-4.444505	0.0000
D(CEM(-7))	-0.549056	0.127792	-4.296481	0.0001
D(CEM(-8))	-0.552238	0.127940	-4.316380	0.0001
D(CEM(-9))	-0.483954	0.124437	-3.889133	0.0002
D(CEM(-10))	-0.569640	0.123941	-4.596070	0.0000
D(CEM(-11))	-0.462910	0.132705	-3.488257	0.0009
D(CEM(-12))	0.543997	0.126256	4.308679	0.0001
C	3.805375	2.292211	1.660133	0.1014
R-squared	0.977608	Mean dependent var		0.054570
Adjusted R-squared	0.973389	S.D. dependent var		23.40625
S.E. of regression	3.818214	Akaike info criterion		5.670058
Sum squared resid	1005.935	Schwarz criterion		6.078055
Log likelihood	-221.3074	Hannan-Quinn criter.		5.833969
F-statistic	231.7279	Durbin-Watson stat		1.881459
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

. اختبار الفرضية: $(H_0: c = 0)$:

من خلال الجدول أعلاه، يمكننا رفض الفرضية الصفرية، لأن معامل الثابت لا يختلف معنويًا عن الصفر، وهذا لأن قيمة الاحتمال الحرجة أكبر من 0.05 ($prob=0.1014 > 0.05$).

. اختبار فرضية العدم $(H_0: \lambda = 0 (\phi = 1))$:

نقبل فرضية وجود جذر أحادي في السلسلة محل الدراسة، لأن الإحصائية المحسوبة لاختبار ADF أقل من الإحصائية المجدولة بالقيمة المطلقة عند مستوى معنوية 1% و 5% و 10% وبالتالي فإن السلسلة غير مستقرة.

ج . تقدير النموذج الرابع

نتائج التقدير النموذج الرابع بالاستعانة ببرنامج Eviews كانت نتائجها كالتالي:

الجدول رقم (08): تقدير النموذج الرابع لاختبار ADF على للسلسلة CEM_t

Null Hypothesis: CEM has a unit root Exogenous: None Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)				
	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	3.453619	0.9998		
Test critical values:	1% level	-2.593121		
	5% level	-1.944762		
	10% level	-1.614204		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(CEM) Method: Least Squares Date: 05/31/18 Time: 18:35 Sample (adjusted): 2011M02 2017M12 Included observations: 83 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CEM(-1)	0.041565	0.012035	3.453619	0.0009
D(CEM(-1))	-0.448712	0.112135	-4.001525	0.0002
D(CEM(-2))	-0.520781	0.114796	-4.536559	0.0000
D(CEM(-3))	-0.493357	0.123061	-4.009048	0.0002
D(CEM(-4))	-0.444729	0.125852	-3.533736	0.0007
D(CEM(-5))	-0.473896	0.115931	-4.087726	0.0001
D(CEM(-6))	-0.501701	0.119065	-4.213685	0.0001
D(CEM(-7))	-0.510497	0.127230	-4.012392	0.0001
D(CEM(-8))	-0.510376	0.126994	-4.018896	0.0001
D(CEM(-9))	-0.441486	0.123298	-3.580649	0.0006
D(CEM(-10))	-0.520473	0.121850	-4.271412	0.0001
D(CEM(-11))	-0.400960	0.128938	-3.109707	0.0027
D(CEM(-12))	0.602840	0.122689	4.913547	0.0000
R-squared	0.976714	Mean dependent var	0.054570	
Adjusted R-squared	0.972722	S.D. dependent var	23.40625	
S.E. of regression	3.865810	Akaike info criterion	5.685127	
Sum squared resid	1046.114	Schwarz criterion	6.063982	
Log likelihood	-222.9328	Hannan-Quinn criter.	5.837330	
Durbin-Watson stat	1.901595			

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

نلاحظ أن الإحصائية المحسوبة لاختبار ADF حيث $t_{sta} = 3.453619$ أكبر بالقيمة المطلقة من الإحصائية المجدولة عند مستوى معنوية 1% و 5% و 10% حيث أن قيمة الاحتمال الحرجة أكبر من 0.05 أي $(prob=0.9998 > 0.05)$ ، ومنه السلسلة CEM_t غير مستقرة. من خلال الاختبارات السابقة نستنتج أن السلسلة CEM_t غير مستقرة.

المطلب الثالث: إزالة المركبة الموسمية ومركبة الاتجاه العام

من خلال الاختبارات السابقة اتضح وجود المركبة الفصلية في السلسلة CEM_t ، كما أنه توجد مركبة الاتجاه العام وهذا واضح من خلال الصورة المنتظمة للمنحنى الممثل التي تتكرر في كل سنة، ويرجع ذلك إلى العوامل الموسمية التي تتحكم في استهلاك الطاقة الكهربائية، وإزالة المركبة الموسمية و مركبة الاتجاه العام نتبع الخطوات التالية:

أولاً: إزالة المركبة الموسمية

لإزالة المركبة الموسمية نستخدم المعاملات الموسمية، بحيث تقسم أو تطرح من المشاهدات الأصلية للسلسلة CEM_t حسب كل شهر.

أ . الحصول على المعاملات الموسمية:

بالاستعانة ببرنامج Eviews 09 تحصلنا على قيم المعاملات الموسمية المناسبة لنزع المركبة الفصلية من السلسلة CEM كما هي موضحة في الجدول أسفله:

الجدول رقم (09): المعاملات الموسمية المستخدمة في نزع المركبة الموسمية

Date: 04/29/18 Time: 19:38	
Sample: 2010M01 2017M12	
Included observations: 96	
Ratio to Moving Average	
Original Series: CEM	
Adjusted Series: CEMSA	
Scaling Factors:	
1	0.965354
2	1.025492
3	0.666710
4	1.027093
5	0.998215
6	0.685963
7	1.305098
8	1.530829
9	1.060119
10	1.485657
11	1.132470
12	0.604561

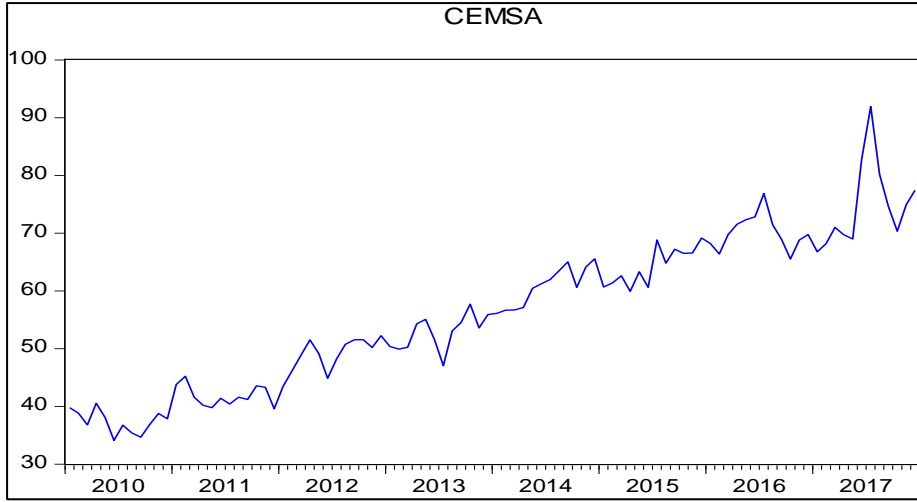
المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

تحصلنا على السلسلة الجديدة المصححة $CEMSA_t$ ، من خلال قسمة هذه المعاملات (CS) من بيانات السلسلة CEM حسب كل شهر، وكحالة عامة رمزنا إلى الأشهر بـ (i) وإلى السنوات بـ (j) أي:

$$CEMSA_{i,j} = CEM_{i,j}/CS_i \quad \forall (i = 1,2, \dots, 12)$$

من خلال هذه الصيغة يمكن أن نحسب جميع المشاهدات الجديدة المصححة $CEMSA_t$ ، وذلك بالاستعانة ببرنامج Eviews 09، ومن خلاله تحصلنا على الشكل التالي:

الشكل رقم (04): التمثيل البياني للسلسلة $CEMSA_t$



المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

يتضح من الشكل أعلاه عدم وجود المركبة الموسمية ووجود مركبة الاتجاه العام، ومن خلال دالة

الارتباط الذاتي في الشكل أسفله:

الشكل رقم (05): دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للسلسلة $CEMSA_t$:

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.942	0.942	87.951	0.000			
2	0.891	0.024	167.37	0.000			
3	0.862	0.177	242.50	0.000			
4	0.842	0.095	315.06	0.000			
5	0.809	-0.091	382.69	0.000			
6	0.754	-0.190	442.13	0.000			
7	0.715	0.061	496.18	0.000			
8	0.690	0.043	547.05	0.000			
9	0.660	-0.030	594.13	0.000			
10	0.634	0.106	638.10	0.000			
11	0.620	0.130	680.65	0.000			
12	0.610	0.015	722.35	0.000			
13	0.587	-0.100	761.46	0.000			
14	0.566	0.020	798.16	0.000			
15	0.540	-0.127	832.06	0.000			
16	0.511	-0.124	862.73	0.000			
17	0.479	-0.012	890.10	0.000			
18	0.451	0.046	914.63	0.000			
19	0.423	-0.024	936.48	0.000			
20	0.386	-0.053	954.88	0.000			
21	0.354	0.081	970.64	0.000			
22	0.323	-0.087	983.91	0.000			
23	0.301	0.010	995.57	0.000			
24	0.263	-0.153	1004.6	0.000			
25	0.224	-0.058	1011.3	0.000			
26	0.198	0.018	1016.6	0.000			
27	0.176	0.019	1020.8	0.000			
28	0.154	0.062	1024.1	0.000			
29	0.127	0.015	1026.4	0.000			
30	0.099	-0.036	1027.8	0.000			
31	0.090	0.110	1028.9	0.000			
32	0.066	-0.164	1029.6	0.000			
33	0.050	0.063	1029.9	0.000			
34	0.032	-0.041	1030.1	0.000			
35	0.012	-0.075	1030.1	0.000			
36	-0.008	0.008	1030.1	0.000			

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

نلاحظ أن معظم معاملات الارتباط الذاتي للسلسلة $CEMSA_t$ معنويا تختلف عن الصفر أي أنها خارج مجال الثقة، وهو ما تؤكد لنا إحصائية Ljung-Box بشكل واضح، من أجل فجوات أقل أو يساوي 30:

$$LB = n(n + 2) \sum_{k=1}^{30} \frac{\hat{P}_k^2}{n - k} = 96(96 + 2) \sum_{k=1}^{30} \frac{\hat{P}_k^2}{96 - k} = 1030.1 \geq \chi_{0.05:30}^2 = 43.373$$

إذن نرفض الفرضية التي تنص على انعدام كل معاملات الارتباط الذاتي.

ب. اختبار الاستقرار على السلسلة $CEMSA_t$

من أجل التأكد من استقرار السلسلة $CEMSA_t$ من عدمه نجري اختبارات الاستقرار التالية على السلسلة الجديدة:

1. اختبار ديكي فولار المطور ADF

. اختبار ADF للنموذج السادس للسلسلة $CEMSA_t$

الجدول رقم (10): اختبار ADF للنموذج السادس للسلسلة $CEMSA_t$

Null Hypothesis: CEMSA has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:		1% level	-4.058619	0.0000
		5% level	-3.458326	
		10% level	-3.155161	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(CEMSA) Method: Least Squares Date: 04/29/18 Time: 22:44 Sample (adjusted): 2010M03 2017M12 Included observations: 94 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CEMSA(-1)	-0.659326	0.102743	-6.417215	0.0000
D(CEMSA(-1))	0.258880	0.100814	2.567895	0.0119
C	22.76634	3.551634	6.410103	0.0000
@TREND("2010M01")	0.302669	0.048119	6.289981	0.0000
R-squared	0.317052	Mean dependent var	0.410684	
Adjusted R-squared	0.294287	S.D. dependent var	3.490504	
S.E. of regression	2.932258	Akaike info criterion	5.031044	
Sum squared resid	773.8324	Schwarz criterion	5.139269	
Log likelihood	-232.4591	Hannan-Quinn criter.	5.074759	
F-statistic	13.92720	Durbin-Watson stat	2.017880	
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

• اختبار الفرضية $(H_0: b = 0)$:

من خلال نتائج الجدول أعلاه، نلاحظ أن معامل الاتجاه العام لا يختلف معنويا عن الصفر، لأن قيمة الاحتمال الحرجة أقل من 0.05 ($prob = 0.0000 < 0.05$) ومنه نقبل الفرضية الصفرية.

• اختبار الفرضية $(H_0: c = 0)$:

من خلال نتائج الجدول أعلاه، نلاحظ أن معامل الثابت لا يختلف معنويا عن الصفر، لأن قيمة الاحتمال الحرجة أقل من 0.05 ($prob=0.0000<0.05$)، ومنه نقبل الفرضية الصفرية.

• اختبار فرضية العدم ($H_0: \lambda = 0 (\phi = 1)$) :

من خلال النتائج في الجدول رقم (09)، نرفض فرضية وجود جذر أحادي في السلسلة لأن الإحصائية المحسوبة $t_{sta} = -6.41$ أكبر بالقيمة المطلقة من الإحصائية الجدولة عند مستوى معنوية 1% و 5% و 10%، وعليه فإن السلسلة مستقرة في النموذج السادس.

. اختبار ADF للنموذج الخامس للسلسلة $CEMSA_t$

الجدول رقم (11): اختبار ADF للنموذج الخامس للسلسلة $CEMSA_t$

Null Hypothesis: CEMSA has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:			-1.107221	0.7104
	1% level		-3.500669	
	5% level		-2.892200	
	10% level		-2.583192	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(CEMSA) Method: Least Squares Date: 04/29/18 Time: 22:47 Sample (adjusted): 2010M02 2017M12 Included observations: 95 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CEMSA(-1)	-0.030595	0.027632	-1.107221	0.2711
C	2.114120	1.591688	1.328225	0.1874
R-squared	0.013011	Mean dependent var		0.396432
Adjusted R-squared	0.002398	S.D. dependent var		3.474666
S.E. of regression	3.470497	Akaike info criterion		5.347301
Sum squared resid	1120.125	Schwarz criterion		5.401066
Log likelihood	-251.9968	Hannan-Quinn criter.		5.369026
F-statistic	1.225938	Durbin-Watson stat		2.087524
Prob(F-statistic)	0.271054			

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

• اختبار الفرضية ($H_0: c = 0$) :

من خلال نتائج الجدول أعلاه، نلاحظ أن معامل الثابت يختلف معنويا عن الصفر، لأن قيمة الاحتمال الحرجة أكبر من 0.05 ($prob=0.1874 > 0.05$)، ومنه نرفض الفرضية الصفرية.

• اختبار فرضية العدم ($H_0: \lambda = 0 (\phi = 1)$) :

من خلال النتائج في الجدول رقم (10)، نقبل فرضية وجود جذر أحادي في السلسلة لأن الإحصائية المحسوبة $t_{sta} = -1.1072$ أقل بالقيمة المطلقة من الإحصائية المجدولة عند مستوى معنوية 1% و 5% و 10%، وعليه فإن السلسلة غير مستقرة في النموذج الخامس.

• اختبار ADF للنموذج الرابع للسلسلة $CEMSA_t$

الجدول رقم (12): اختبار ADF للنموذج الرابع للسلسلة $CEMSA_t$

Null Hypothesis: CEMSA has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)				
	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.834082	0.8896		
Test critical values:				
1% level	-2.589531			
5% level	-1.944248			
10% level	-1.614510			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(CEMSA) Method: Least Squares Date: 04/29/18 Time: 22:49 Sample (adjusted): 2010M02 2017M12 Included observations: 95 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CEMSA(-1)	0.005177	0.006206	0.834082	0.4063
R-squared	-0.005712	Mean dependent var		0.396432
Adjusted R-squared	-0.005712	S.D. dependent var		3.474666
S.E. of regression	3.484576	Akaike info criterion		5.345040
Sum squared resid	1141.373	Schwarz criterion		5.371923
Log likelihood	-252.8894	Hannan-Quinn criter.		5.355903
Durbin-Watson stat	2.123129			

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

• اختبار فرضية العدم ($H_0: \lambda = 0 (\phi = 1)$) :

من خلال النتائج في الجدول رقم (11)، نقبل فرضية وجود جذر أحادي في السلسلة لأن الإحصائية المحسوبة $t_{sta} = 0.83$ أقل بالقيمة المطلقة من الإحصائية المجدولة عند مستوى معنوية 1% و 5% و 10%، وعليه فإن السلسلة غير مستقرة في النموذج الرابع.

ومنه يمكن القول من خلال اختبارات ديكي فولار المطور أن السلسلة $CEMSA_t$ غير مستقرة.

2 . اختبارات DF و Phillips-Perron و KPSS

الجدول أسفله يلخص أهم اختبارات الاستقرار على السلسلة $CEMSA_t$ بعد نزع المركبة الفصلية وتحصلنا على النتائج التالية¹:

الجدول رقم (13): ملخص لأهم اختبارات الاستقرار للسلسلة $CEMSA_t$

النموذج	الاختبار	القيم الحرجة عند %5	القيم المحسوبة	Prob	القرار
النموذج الثالث	DF	-3.046000	-5.017038		مستقرة في النموذج 3
النموذج الثاني		-1.944248	-0.263567		غير مستقرة في النموذج 2
النموذج الأول					
النموذج الثالث	Phillips-Perron	-3.457808	-5.157749	0.0003	مستقرة في النموذج 3
النموذج الثاني		-2.892200	-0.590191	0.8668	غير مستقرة في النموذج 2
النموذج الأول		-1.944248	3.417728	0.9998	غير مستقرة في النموذج 1
النموذج الثالث	KPSS	0.146000	0.047905		مستقرة في النموذج 3
النموذج الثاني		0.463000	1.278236		غير مستقرة في النموذج 2

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

من خلال قراءة بيانات الجدول أعلاه يتضح أن السلسلة $CEMSA_t$ تحتوي على جذر وحدوي في معظم الحالات ومنه فإن السلسلة $CEMSA_t$ غير مستقرة.

ثانيا . إزالة مركبة الاتجاه العام

من أجل إزالة مركبة الاتجاه العام من السلسلة $CEMSA_t$ نجري الفروقات من الدرجة الأولى لنحصل على السلسلة الجديدة $DCMSA_t$ ، كما يمكن استعمال طريقة المربعات الصغرى وبالاستعانة ببرنامج Eviews تحصلنا على الشكل التالي:

¹ أنظر الملحق رقم (01): الجداول (1.1) (2.1) (3.1) (4.1) (5.1) (6.1) (7.1)

في هذه الحالة نستخدم طريقة المربعات الصغرى العادية حيث:

$$E(\text{CEMSA}) = 34.8608183823 + 0.452724825307 * @\text{TREND}$$

الجدول رقم (14): توقعات السلسلة CEMSA_t بطريقة المربعات الصغرى

Dependent Variable: CEMSA				
Method: Least Squares				
Date: 06/01/18 Time: 14:18				
Sample: 2010M01 2017M12				
Included observations: 96				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	34.86082	0.697038	50.01278	0.0000
@TREND	0.452725	0.012675	35.71746	0.0000
R-squared	0.931374	Mean dependent var	56.36525	
Adjusted R-squared	0.930644	S.D. dependent var	13.06782	
S.E. of regression	3.441489	Akaike info criterion	5.330299	
Sum squared resid	1113.322	Schwarz criterion	5.383723	
Log likelihood	-253.8543	Hannan-Quinn criter.	5.351894	
F-statistic	1275.737	Durbin-Watson stat	1.019644	
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

للحصول على سلسلة ثابتة، يكفي طرح توقعات السلسلة CEMSA_t من السلسلة CEMSA_t حتى نتمكن من إنشاء سلسلة جديدة ونسميها بـ CESA_t حيث:

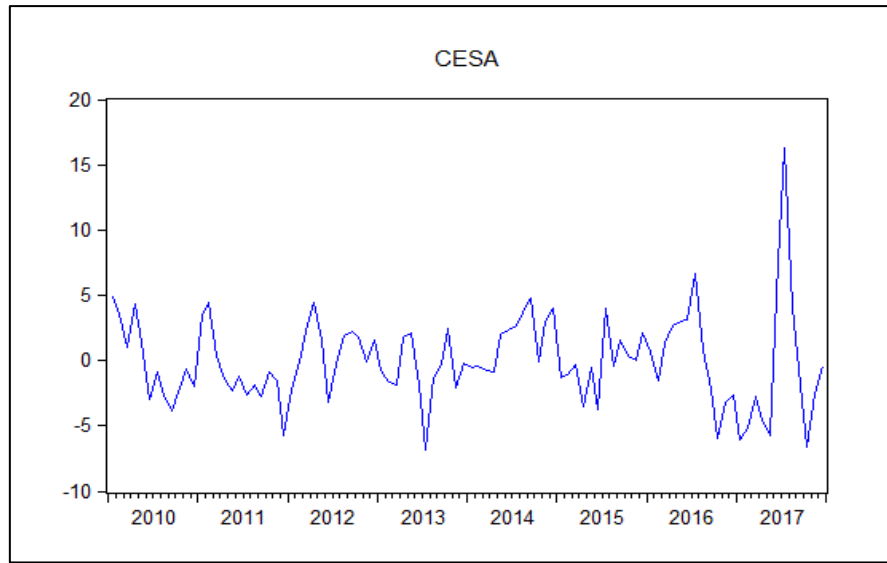
$$\text{CESA}_t = \text{CEMSA}_t - E(\text{CEMSA}_t)$$

ومنه نجد معادلة الاتجاه العام كما يلي:

$$\text{CESA}_t = \text{CEMSA}_t - (34.8608183823 + 0.452724825307 * @\text{TREND})$$

وباستخدام برنامج eviews نستخرج الشكل البياني الممثل للسلسلة CESA_t التالي:

الشكل رقم (06): الشكل البياني للسلسلة $CESA_t$



المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

نلاحظ أن المنحنى البياني في الشكل أعلاه موازي لمحور الفواصل وهو ما يوحي لنا مبدئياً بغياب الاتجاه العام للسلسلة $CESA_t$ بدلالة الزمن، أي أنها سلسلة ثابتة حول متوسطها، وهو ما تؤكد دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية في الشكل أسفله:

الشكل رقم (07): دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للسلسلة $CESA_t$

Date: 06/01/18 Time: 15:07 Sample: 2010M01 2017M12 Included observations: 96						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.479	0.479	22.750	0.000
		2	0.030	-0.260	22.839	0.000
		3	-0.126	-0.028	24.456	0.000
		4	-0.116	-0.028	25.833	0.000
		5	-0.140	-0.123	27.852	0.000
		6	-0.143	-0.052	29.981	0.000
		7	-0.128	-0.074	31.701	0.000
		8	-0.134	-0.110	33.629	0.000
		9	-0.167	-0.132	36.657	0.000
		10	-0.141	-0.072	38.836	0.000
		11	-0.020	0.014	38.882	0.000
		12	0.167	0.124	41.991	0.000
		13	0.118	-0.131	43.582	0.000
		14	0.051	0.024	43.885	0.000
		15	-0.047	-0.127	44.146	0.000
		16	-0.101	-0.089	45.355	0.000
		17	-0.108	-0.059	46.752	0.000
		18	0.017	0.077	46.788	0.000
		19	0.106	0.016	48.167	0.000
		20	0.045	-0.073	48.419	0.000
		21	0.080	0.165	49.214	0.000
		22	0.049	-0.077	49.516	0.001
		23	0.100	0.158	50.806	0.001
		24	0.057	-0.107	51.229	0.001
		25	-0.067	-0.087	51.819	0.001
		26	-0.062	0.058	52.336	0.002
		27	-0.057	-0.047	52.775	0.002
		28	-0.073	0.023	53.510	0.003
		29	-0.161	-0.127	57.161	0.001
		30	-0.084	0.077	58.167	0.002

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

من شكل الممثل لدالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للسلسلة نلاحظ أن معظم معاملات الارتباط الذاتي للسلسلة $CESA_t$ تتقارب بسرعة إلى الصفر.

ثالثا . اختبارات الاستقرارية للسلسلة $CESA_t$

إن الملاحظة البسيطة للمنحنى أعلاه، لا تكفي وحدها للتأكد من وجود اتجاه عام في السلسلة، لذلك لا بد من اللجوء إلى المقاييس الإحصائية المعروفة.

أ . اختبار ديكي فولار DF للسلسلة $CESA_t$

يساعدنا هذا الاختبار في كشف وجود جذر وحدوي في السلسلة $CESA_t$ بالاعتماد على تقدير النماذج التالية:

1. تقدير النموذج الثالث لاختبار ديكي فولار البسيط للسلسلة $CESA_t$

الجدول رقم (15): تقدير النموذج الثالث لاختبار ديكي فولار البسيط للسلسلة $CESA_t$

Null Hypothesis: CESA has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				-5.017038
Test critical values:	1% level			-3.599000
	5% level			-3.046000
	10% level			-2.755000
*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals Dependent Variable: D(GLSRESID) Method: Least Squares Date: 06/01/18 Time: 15:28 Sample (adjusted): 2010M02 2017M12 Included observations: 95 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.421551	0.084024	-5.017038	0.0000
R-squared	0.211210	Mean dependent var	-0.009178	
Adjusted R-squared	0.211210	S.D. dependent var	3.474666	
S.E. of regression	3.085985	Akaike info criterion	5.102089	
Sum squared resid	895.1904	Schwarz criterion	5.128972	
Log likelihood	-241.3492	Hannan-Quinn criter.	5.112952	
Durbin-Watson stat	1.783495			

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

. اختبار الفرضية $H_0: \lambda = 0$

لدينا الإحصائية المحسوبة أكبر بالقيمة المطلقة من القيم الحرجة، عند مستوى معنوية: 1% و 5% و 10% ومنه نرفض وجود جذر وحدوي للسلسلة $CESA_t$.

2. تقدير النموذج الثاني لاختبار ديكي فولار البسيط للسلسلة $CESA_t$

الجدول رقم (16): تقدير النموذج الثاني لاختبار ديكي فولار البسيط للسلسلة $CESA_t$

Null Hypothesis: CESA has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				
	t-Statistic			
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-3.949235			
Test critical values:	1% level	-2.589531		
	5% level	-1.944248		
	10% level	-1.614510		
*MacKinnon (1996)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 06/01/18 Time: 15:30				
Sample (adjusted): 2010M02 2017M12				
Included observations: 95 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.286699	0.072596	-3.949235	0.0002
R-squared	0.142081	Mean dependent var	-0.056292	
Adjusted R-squared	0.142081	S.D. dependent var	3.474666	
S.E. of regression	3.218372	Akaike info criterion	5.186099	
Sum squared resid	973.6444	Schwarz criterion	5.212982	
Log likelihood	-245.3397	Hannan-Quinn criter.	5.196962	
Durbin-Watson stat	1.862369			

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

. اختبار الفرضية $H_0: \lambda = 0$

كذلك نفس النتيجة للنموذج الثاني فنجد أن الإحصائية المحسوبة أكبر بالقيمة المطلقة من القيم الحرجة، عند مستوى معنوية: 1% و 5% و 10% ومنه نرفض وجود جذر وحدوي للسلسلة $CESA_t$.
ومنه نستنتج أن السلسلة $CESA_t$ مستقرة.

ب . اختبار ديكي فولار المطور ADF للسلسلة $CESA_t$

1 . تقدير النموذج السادس لاختبار ديكي فولار المطور ADF للسلسلة $CESA_t$

الجدول رقم (17): تقدير النموذج السادس لاختبار ADF للسلسلة $CESA_t$

Null Hypothesis: CESA has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
			-6.417215	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.058619	
	5% level		-3.458326	
	10% level		-3.155161	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(CESA)				
Method: Least Squares				
Date: 06/01/18 Time: 15:43				
Sample (adjusted): 2010M03 2017M12				
Included observations: 94 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CESA(-1)	-0.659326	0.102743	-6.417215	0.0000
D(CESA(-1))	0.258880	0.100814	2.567895	0.0119
C	-0.255320	0.619779	-0.411953	0.6814
@TREND("2010M01")	0.004176	0.011151	0.374511	0.7089
R-squared	0.317052	Mean dependent var		-0.042041
Adjusted R-squared	0.294287	S.D. dependent var		3.490504
S.E. of regression	2.932258	Akaike info criterion		5.031044
Sum squared resid	773.8324	Schwarz criterion		5.139269
Log likelihood	-232.4591	Hannan-Quinn criter.		5.074759
F-statistic	13.92720	Durbin-Watson stat		2.017880
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

. اختبار الفرضية $(H_0: b = 0)$:

نقبل الفرضية $(H_0: b = 0)$ أي أننا معاملاً الاتجاه في السلسلة CESA لا يختلف معنوياً عن الصفر لأن: $prob=0.7089 > 0.05$.

. اختبار الفرضية $(H_0: \lambda = 0 (\phi = 1))$:

الإحصائية المحسوبة أكبر بالقيمة المطلقة من القيم الحرجة عند مستوى معنوية: 1% و 5% و 10%، ومنه نرفض الفرضية $H_0: \lambda = 0$ وهذا يعني عدم وجود جذر وحدوي في السلسلة CESA.

2. تقدير النموذج الخامس لاختبار ديكي فولار المطور ADF للسلسلة $CESA_t$

الجدول رقم (18): تقدير النموذج الخامس لاختبار ADF للسلسلة $CESA_t$

Null Hypothesis: CESA has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				
	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.440028	0.0000		
Test critical values:	1% level	-3.501445		
	5% level	-2.892536		
	10% level	-2.583371		
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(CESA) Method: Least Squares Date: 06/01/18 Time: 15:49 Sample (adjusted): 2010M03 2017M12 Included observations: 94 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CESA(-1)	-0.658304	0.102221	-6.440028	0.0000
D(CESA(-1))	0.258788	0.100336	2.579207	0.0115
C	-0.052735	0.301087	-0.175148	0.8614
R-squared	0.315988	Mean dependent var	-0.042041	
Adjusted R-squared	0.300954	S.D. dependent var	3.490504	
S.E. of regression	2.918374	Akaike info criterion	5.011325	
Sum squared resid	775.0384	Schwarz criterion	5.092494	
Log likelihood	-232.5323	Hannan-Quinn criter.	5.044111	
F-statistic	21.01926	Durbin-Watson stat	2.016584	
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

. اختبار الفرضية ($H_0: c = 0$)

من خلال الجدول أعلاه، يمكننا رفض الفرضية الصفرية، لأن معامل الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر، وهذا لأن قيمة الاحتمال الحرجة أكبر من 0.05 لأن $0.05 < \text{prob} = 0.8614 > 0.05$.

. اختبار الفرضية ($H_0: \lambda = 0 (\phi = 1)$):

الإحصائية المحسوبة أكبر بالقيمة المطلقة من القيم الحرجة عند مستوى معنوية: 1% و 5% و 10%، ومنه نرفض الفرضية ($H_0: \lambda = 0$) وهذا يعني عدم وجود جذر وحدوي في السلسلة CESA.

3. تقدير النموذج الرابع لاختبار ديكي فولار المطور ADF لسلسلة $CESA_t$

الجدول رقم (19): تقدير النموذج الرابع لاختبار ADF للسلسلة $CESA_t$

Null Hypothesis: CESA has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.473750	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.589795	
	5% level		-1.944286	
	10% level		-1.614487	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(CESA)				
Method: Least Squares				
Date: 06/01/18 Time: 15:51				
Sample (adjusted): 2010M03 2017M12				
Included observations: 94 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CESA(-1)	-0.658253	0.101680	-6.473750	0.0000
D(CESA(-1))	0.259111	0.099790	2.596572	0.0110
R-squared	0.315757	Mean dependent var		-0.042041
Adjusted R-squared	0.308320	S.D. dependent var		3.490504
S.E. of regression	2.902959	Akaike info criterion		4.990385
Sum squared resid	775.2996	Schwarz criterion		5.044498
Log likelihood	-232.5481	Hannan-Quinn criter.		5.012243
Durbin-Watson stat	2.016670			

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

الإحصائية المحسوبة أكبر بالقيمة المطلقة من القيم الحرجة عند مستوى معنوية: 1% و 5% و 10%، ومنه السلسلة $CESA_t$ مستقرة.

نستنتج من خلال اختبارات ديكي فولار المطور أن السلسلة $CESA_t$ مستقرة ومن نوع DS وهو ما يوافق ما وجدناه في اختبار ديكي فولار البسيط.

ج. اختبار *Phillips et Perron* على السلسلة $CESA_t$:

الجدول التالي يلخص نتائج اختبار *Phillips et Perron* للسلسلة $CESA_t$ حيث تحصلنا على النتائج التالية²:

² انظر الملحق رقم (02): الجداول رقم (1.2) (2.2) (3.2)

الجدول رقم (20): ملخص لاختبار *Phillips et Perron* للسلسلة $CESA_t$

$H_0: c = 0$		$H_0: b = 0$		$H_0: \lambda = 0$			PP	
Prob	t_{sta}	Prob	t_{sta}	$t_{tab} 10\%$	$t_{tab} 5\%$	$t_{tab} 1\%$		
0.7424	-	0.7801	-	-3.1548	-	-	-	النموذج (3)
	0.3296		0.3296		3.4580	4.0575	5.1577	
0.8612	-	-	-	-2.5831	-	-	-	النموذج (2)
	0.1753				2.8922	3.5006	5.2061	
-	-	-	-	-1.6145	-	-	-	النموذج (1)
					1.9442	2.5895	5.2518	

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

من خلال الجدول أعلاه نرفض الفرضية $H_0: \lambda = 0$ لأن الإحصائية PP أكبر بالقيمة المطلقة من القيم الحرجة عند مستوى معنوية 1% و 5% و 10% في كل من النموذج الثالث والثاني والأول، ومنه لا يوجد جذر وحدوي وبالتالي فالسلسلة $CESA_t$ مستقرة.

ح . اختبار $KPSS$ للسلسلة $CESA_t$:

الجدول التالي يلخص اختبار $KPSS$ للسلسلة $CESA_t$ حيث تحصلنا على النتائج التالية³:

الجدول رقم (21): ملخص لاختبار $KPSS$ للسلسلة $CESA_t$

القيمة المجدولة			إحصائية LM	اختبار $KPSS$
10%	5%	1%		
0.119000	0.146000	0.216000	0.047905	النموذج الثالث
0.347000	0.463000	0.739000	0.047905	النموذج الثاني

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

³ أنظر الملحق رقم (02): الجداول رقم (4.2) (5.2)

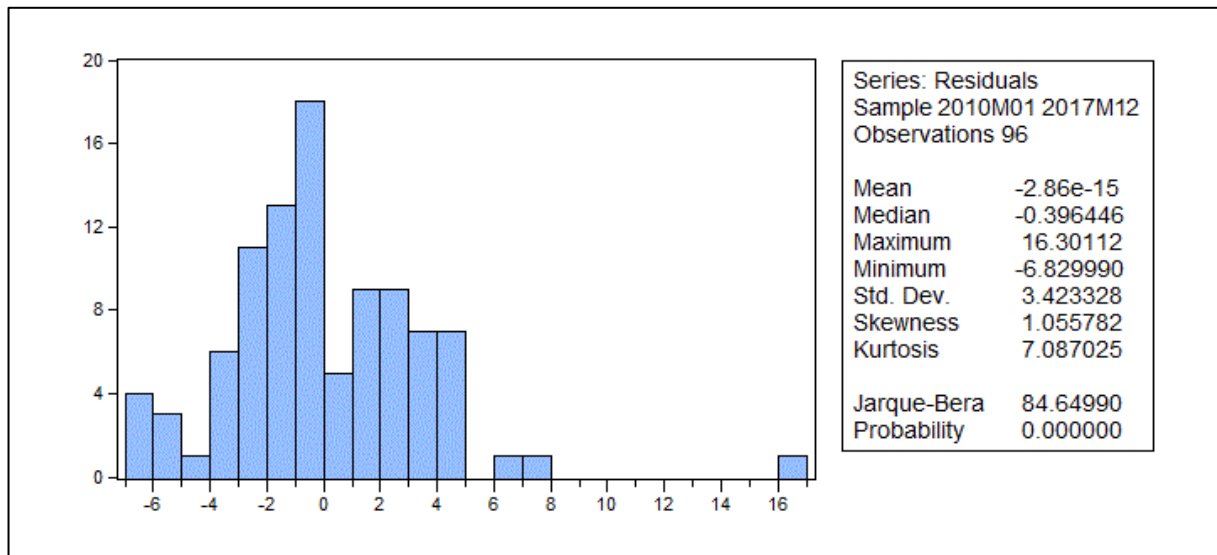
من خلال الجدول أعلاه نلاحظ أن السلسلة $CESA_t$ مستقرة في النموذج الثالث والثاني لأن الإحصائية LM أقل من القيم الحرجة عند مستوى معنوية 1% و 5% و 10% في كل من النموذج الثالث والثاني، وعليه فإن السلسلة مستقرة.

في العموم ومن خلال نتائج الاختبارات DF و ADF و Phillips et Perron و KPSS نقبل أن السلسلة $CESA_t$ مستقرة.

خ . اختبار التوزيع الطبيعي:

في هذا الاختبار سنستعين باختبارات Skewness و Kurtosis و Jarque-Berra لمعرفة ما إذا كانت السلسلة $CESA_t$ تحمل خصائص التوزيع الطبيعي:

الشكل رقم (08): اختبار التوزيع الطبيعي للسلسلة $CESA_t$



المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

1. اختبارات Skewness و Kurtosis:

يمكن دراسة التوزيع الطبيعي للسلسلة $CESA_t$ عن طريق اختبارات فرضيتي التناظر والتقلطح، باستعمال معاملي Skewness و Kurtosis حيث:

. لاختبار فرضية العدم أي فرضية التناظر $H_0: v_1 = 0$ نقوم بحساب الإحصائية:

$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2}}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{1.055782}{\sqrt{\frac{6}{95}}} = \frac{1.055782}{0.25} = 4.223128$$

ومنه السلسلة $CESA_t$ غير متناظرة.

. اختبار فرضية التفلطح $H_0: v_2 = 0$

$$v_2 = \frac{\beta_1 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{7.087025 - 3}{\sqrt{\frac{24}{95}}} = \frac{4.087025}{0.5} = 8.17405$$

ومنه مرفض فرضية التفلطح للسلسلة $CESA_t$.

. اختبار Jarque-Berra:

لاختبار فرضية العدم (السلسلة $CESA_t$ ذات توزيع طبيعي: H_0) نقوم بحساب إحصائية جاك .

بيرا حيث:

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

$$S = \frac{95}{6}(1.05) + \frac{95}{24}(7.08 - 3)^2 \rightarrow 16.625 + 65.891 = 82.516$$

نستنتج من اختبارات Kurtosis ,Skewness أن السلسلة $CESA_t$ غير متناظرة وليس لها

تفلطح ، كما أننا نرفض فرضية التوزيع الطبيعي حسب اختبار Jarque-Berra.

المبحث الثاني: نمذجة السلسلة الشهرية للاستهلاك العالي للطاقة الكهربائية في ولاية المسيلة

سنحاول في هذا المبحث نمذجة السلسلة المستقرة $CESA_t$ التي أثبتنا استقراريتها سابقا، والممتدة من الفترة جانفي 2010 إلى غاية ديسمبر 2017، وهذا بعد مراحل التمييز والتقدير والتشخيص للنموذج المعرف للسلسلة المستقرة محل الدراسة.

المطلب الأول: مراحل تمييز وتقدير وتشخيص النموذج المعرف للسلسلة $CESA_t$

من أجل تحديد النموذج المعرف للسلسلة المستقرة $CESA_t$ ونظرا لأهمية هذه المرحلة فسنعرض دراسة عدد كبير من الصيغ الرياضية المرشحة لنماذج ARMA، مختلف حسب المراتب (p, q) ، بحيث يكون النموذج المختار هو الذي يعطي لنا أحسن توفيق بين المعايير Schwarz, Akaike مع الأخذ بعين الاعتبار مستوى معامل التحديد R^2 ، معنوية المعالم المقدرّة و إحصائية DW.

أولا: اختيار النماذج المرشحة

1. مرحلة تمييز النموذج المعرف للسلسلة $CESA_t$

مرحلة تمييز ARMA، نعني تحديد درجة p و q من خلال قراءة لدوال الارتباط الذاتي الجزئية ودوال الارتباط الذاتي البسيطة للسلسلة $CESA_t$ ، مع تأخير 24 ومحدودية $\pm 2/\sqrt{96}$ ، حيث يظهر وجود تأخيرات معنوية عند نقاط مختلفة مع انخفاض سريع للمتوسطات المتحركة وهو ما يظهر في الشكل رقم (09).

الشكل رقم (09): دالة الارتباط الذاتي الجزئية و البسيطة للسلسلة $CESA_t$

Date: 06/01/18 Time: 14:59 Sample: 2010M01 2017M12 Included observations: 96						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.479	0.479	22.750	0.000
		2	0.030	-0.260	22.839	0.000
		3	-0.126	-0.028	24.456	0.000
		4	-0.116	-0.028	25.833	0.000
		5	-0.140	-0.123	27.852	0.000
		6	-0.143	-0.052	29.981	0.000
		7	-0.128	-0.074	31.701	0.000
		8	-0.134	-0.110	33.629	0.000
		9	-0.167	-0.132	36.657	0.000
		10	-0.141	-0.072	38.836	0.000
		11	-0.020	0.014	38.882	0.000
		12	0.167	0.124	41.991	0.000
		13	0.118	-0.131	43.582	0.000
		14	0.051	0.024	43.885	0.000
		15	-0.047	-0.127	44.146	0.000
		16	-0.101	-0.089	45.355	0.000
		17	-0.108	-0.059	46.752	0.000
		18	0.017	0.077	46.788	0.000
		19	0.106	0.016	48.167	0.000
		20	0.045	-0.073	48.419	0.000
		21	0.080	0.165	49.214	0.000
		22	0.049	-0.077	49.516	0.001
		23	0.100	0.158	50.806	0.001
		24	0.057	-0.107	51.229	0.001

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

2 . مرحلة تقدير النموذج المعرف للسلسلة $CESA_t$:

إن تقدير معالم النموذج المحددة سابقا يكون بطريقة المربعات الصغرى العادية التي تقوم بتدنتنة

مجموع مربعات البواقي

$$\left(\text{Min} \sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}_t^2 \right)$$

بعد ما قمنا بتقدير معالم النماذج المحددة سابقا بطريقة المربعات الصغرى العادية، وبلاستعانة

ببرنامج Eviews تحصلنا على نتائج تقدير النماذج المرشحة كما يلي⁴:

⁴ أنظر الملحق رقم (04): الجداول (1.3) (2.3) (3.3)

الجدول رقم (22): اختبارات المقارنة بين النماذج المرشحة

النماذج المرشحة	R	ssr	log-lik	DW	AIC	SC	معنوية المعالم
AR(1)	0.23483	851.874	241.143	1.75516	5.04466	5.07137	جيدة
AR(2)	0.28708	793.706	237.819	2.01193	4.99624	5.04966	جيدة
MA(1)	0.25881	825.179	239.633	1.82647	5.01320	5.03991	جيدة

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

بعد فحص النماذج المرشحة السابقة تم اختيار النموذج AR (2)، وذلك لعدة اعتبارات نذكر منها

ما يلي:

- أقل قيمة للمعيارين AIC و SC، حيث $AIC=4.996242$ و $SC=5.049666$.
- أعظم قيمة للمعقولية العظمى حيث: $\text{Log-Likelihood}=-237.8196$.
- مستوى أعلى لمعامل التحديد R^2 حيث: $R^2 = 0.287083$.
- معنوية جيدة للمعالم المقدر.
- أقل قيمة لمجموع مربعات البواقي SSR، حيث: $SSR=793.7061$.
- إحصائية DW حسنة لقرنها من 2 حيث: $DW=2.011938$.
- المعنوية الكلية للمعالم.

وفقا لهذه النقاط تكون الصيغة الرياضية المثلى للنموذج المعرف للسلسلة المستقرة $CESA_t$ من

الشكل التالي:

$$CESA_t \sim AR(2)$$

الجدول رقم (23): نتائج تقدير النموذج المعرف للسلسلة $CESA_t$

Dependent Variable: CESA				
Method: ARMA Generalized Least Squares (Gauss-Newton)				
Date: 06/01/18 Time: 19:11				
Sample: 2010M01 2017M12				
Included observations: 96				
Convergence achieved after 4 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
d.f. adjustment for standard errors & covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.615479	0.100198	6.142639	0.0000
AR(2)	-0.265294	0.099887	-2.655940	0.0093
R-squared	0.287083	Mean dependent var		4.41E-11
Adjusted R-squared	0.279499	S.D. dependent var		3.423328
S.E. of regression	2.905801	Akaike info criterion		4.996242
Sum squared resid	793.7061	Schwarz criterion		5.049666
Log likelihood	-237.8196	Hannan-Quinn criter.		5.017836
Durbin-Watson stat	2.011938			
Inverted AR Roots	.31+.41i	.31-.41i		

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

ومنه يمكن صياغة النموذج $CESA_t \sim ARMA(2)$ رياضيا على النحو التالي:

$$CESA_t = 0.61 CESA_{t-1} - 0.26 CESA_{t-2}$$

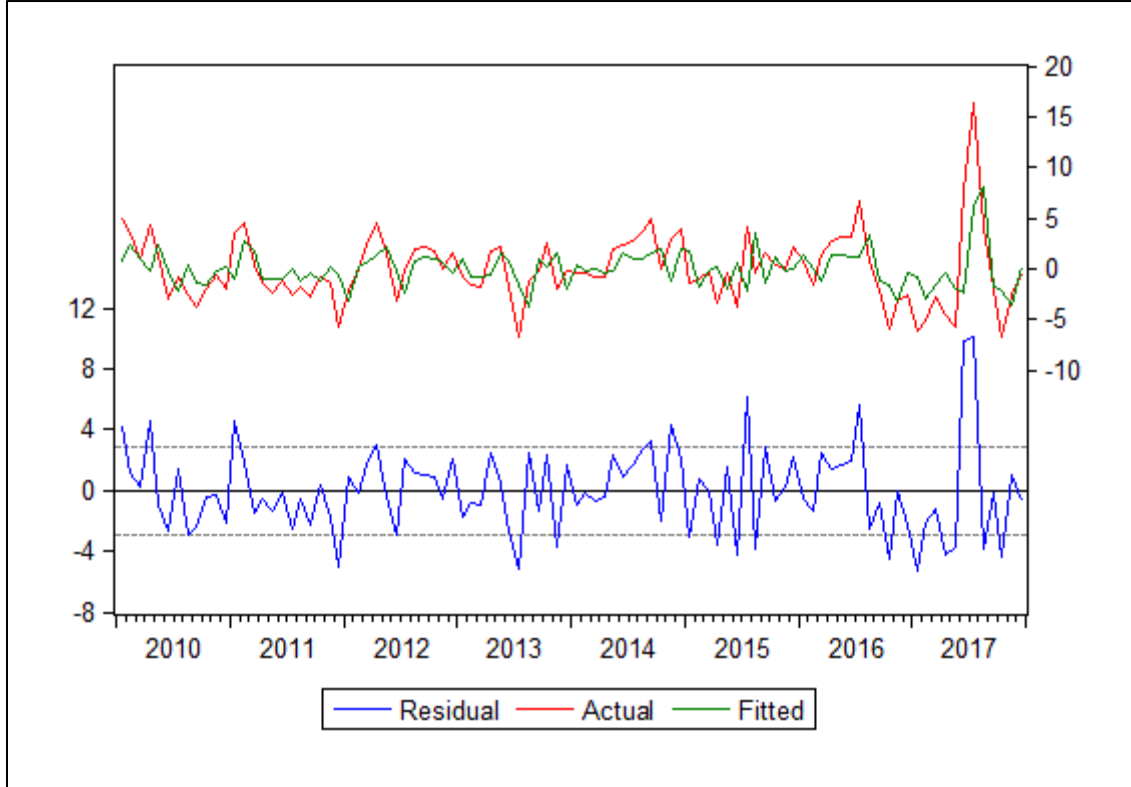
3 . مرحلة تشخيص النموذج المقدر للسلسلة $CESA_t$:

نهدف من خلال هذه المرحلة إلى اختبار قوة النموذج الإحصائي المختار $CESA_t \sim AR(2)$,

عبر الخطوات التالية:

. مقارنة السلسلتين الأصلية والمقدرة لـ $CESA_t$

الشكل رقم (10): مقارنة السلسلة الأصلية والمقدرة للسلسلة $CESA_t$



المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

من خلال الشكل أعلاه يمكننا ملاحظة شبه المطابقة بين منحنى السلسلة الأصلية (Actual) ومنحنى السلسلة المقدرة (Fitted)، هذا من شأنه أن يعطينا فكرة عن مدى أهمية تعبير النموذج المقدر $CESA_t \sim AR(2)$ على بيانات السلسلة $CESA_t$.

تحليل دالة الارتباط الذاتي للبواقي:

الشكل رقم (11): دالة الارتباط الذاتي للبواقي

Date: 06/01/18 Time: 20:52
 Sample: 2010M01 2017M12
 Included observations: 96
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.017	-0.017	0.0285	
		2 0.008	0.008	0.0346	
		3 -0.044	-0.043	0.2279	0.633
		4 0.011	0.010	0.2404	0.887
		5 -0.094	-0.093	1.1583	0.763
		6 -0.090	-0.096	2.0075	0.734
		7 -0.063	-0.067	2.4332	0.787
		8 -0.055	-0.067	2.7526	0.839
		9 -0.097	-0.111	3.7677	0.806
		10 -0.072	-0.098	4.3389	0.825
		11 -0.083	-0.123	5.1071	0.825
		12 0.192	0.154	9.2399	0.509
		13 -0.027	-0.055	9.3249	0.592
		14 0.052	0.006	9.6316	0.648
		15 -0.041	-0.072	9.8235	0.708
		16 -0.011	-0.077	9.8366	0.774
		17 -0.109	-0.134	11.264	0.734
		18 0.021	-0.009	11.316	0.790
		19 0.138	0.128	13.638	0.693
		20 -0.083	-0.113	14.493	0.696
		21 0.135	0.150	16.792	0.604
		22 -0.060	-0.079	17.245	0.637
		23 0.098	0.113	18.478	0.619
		24 0.073	0.055	19.171	0.635
		25 -0.111	-0.131	20.818	0.592
		26 0.004	-0.001	20.820	0.649
		27 -0.057	-0.060	21.256	0.678
		28 0.035	0.081	21.428	0.720
		29 -0.150	-0.089	24.569	0.599
		30 -0.093	-0.077	25.792	0.584

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

نستعمل اختبار Ljung-Box-Pierce، اختبار معالم دالتي الارتباط الذاتي والجزئية داخل مجال المعنوية أم لا، حيث يكون الشكل الرياضي لهذا الاختبار معرف بالعلاقة التالية:

$$Q^* = T(T + 2) \sum_{i=1}^k (T - i) \hat{\rho}^2(i) \sim \chi^2_{\alpha}(k - p - q)$$

$$Q^* = 96(96 + 2) \sum_{i=1}^{30} (96 - i) \hat{\rho}^2(i) \sim \chi^2_{0.05}(k - p - q)$$

من خلال هذا الاختبار، نقبل الفرضية التي تقرر أن كل معاملات دالة الارتباط الذاتية تختلف عن

$$Q^* = 25.792 < \chi_{0.05,29}^2 = 49.58$$

الصفري، وهذا لأن:

. اختبار استقرارية مربع بواقي النموذج المقدر

الشكل رقم (12): دالة الارتباط الذاتي لمربع بواقي النموذج المقدر

Date: 06/03/18 Time: 01:28 Sample: 2010M01 2017M12 Included observations: 96						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.438	0.438	18.982	0.000
		2	0.045	-0.181	19.187	0.000
		3	0.085	0.180	19.919	0.000
		4	-0.029	-0.188	20.003	0.000
		5	-0.005	0.149	20.006	0.001
		6	0.068	-0.029	20.485	0.002
		7	-0.035	-0.055	20.614	0.004
		8	0.005	0.080	20.617	0.008
		9	0.045	-0.033	20.837	0.013
		10	-0.018	0.007	20.873	0.022
		11	0.092	0.127	21.819	0.026
		12	0.132	0.008	23.784	0.022
		13	-0.006	-0.050	23.788	0.033
		14	-0.066	-0.072	24.293	0.042
		15	0.012	0.100	24.310	0.060
		16	-0.026	-0.093	24.388	0.081
		17	-0.067	-0.024	24.917	0.097
		18	-0.004	0.034	24.919	0.127
		19	-0.012	-0.021	24.937	0.163
		20	-0.023	-0.002	25.002	0.201
		21	-0.003	-0.024	25.003	0.247
		22	0.046	0.111	25.275	0.284
		23	0.196	0.166	30.231	0.143
		24	0.214	0.018	36.203	0.052
		25	0.038	-0.034	36.391	0.066
		26	0.005	0.021	36.395	0.085
		27	-0.013	-0.067	36.417	0.106
		28	-0.078	-0.020	37.256	0.113
		29	-0.033	-0.002	37.413	0.136
		30	-0.006	-0.006	37.417	0.165

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

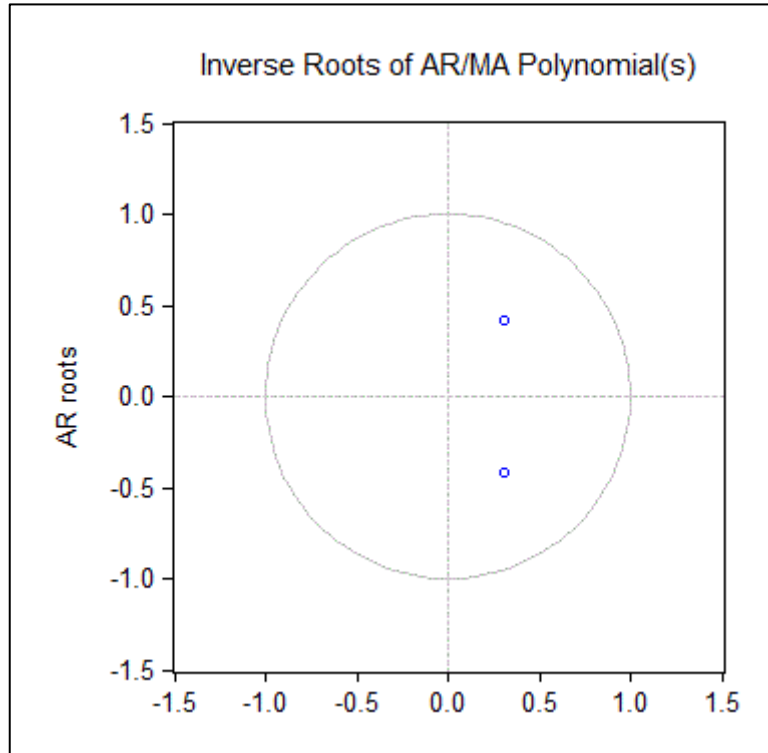
من خلال هذا الاختبار، نلاحظ أن معاملات الارتباط الذاتي لسلسلة مربعات البواقي المبينة في

الشكل رقم (12) تساوي معنويا الصفر (تقع معظمها داخل مجال الثقة) وهذا يعني أن الأخطاء

العشوائية تتميز بتباين شرطي ثابت (متجانس).

اختبار جذر الوحدة:

الشكل رقم (13): رسم بياني للنموذج $Ar(2)$



المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews 09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

الجدول رقم (24): اختبار جذر الوحدة للنموذج $AR(2)$

Inverse Roots of AR/MA Polynomial(s)		
Specification: CESA AR(1) AR(2)		
Date: 06/03/18 Time: 01:24		
Sample: 2010M01 2017M12		
Included observations: 96		
AR Root(s)	Modulus	Cycle
0.307739 ± 0.413027i	0.515067	6.752851
No root lies outside the unit circle. ARMA model is stationary.		

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

من خلال الرسم البياني نتأكد من صحة النموذج $AR(2)$ بواسطة وهذا حسب الشكل رقم (13)، حيث يظهر النموذج على شكل نقاط داخل دائرة، وهو ما يثبت أن النموذج صحيح، كما أن الجدول رقم (23) يثبت أن جذر الوحدة ثابت.

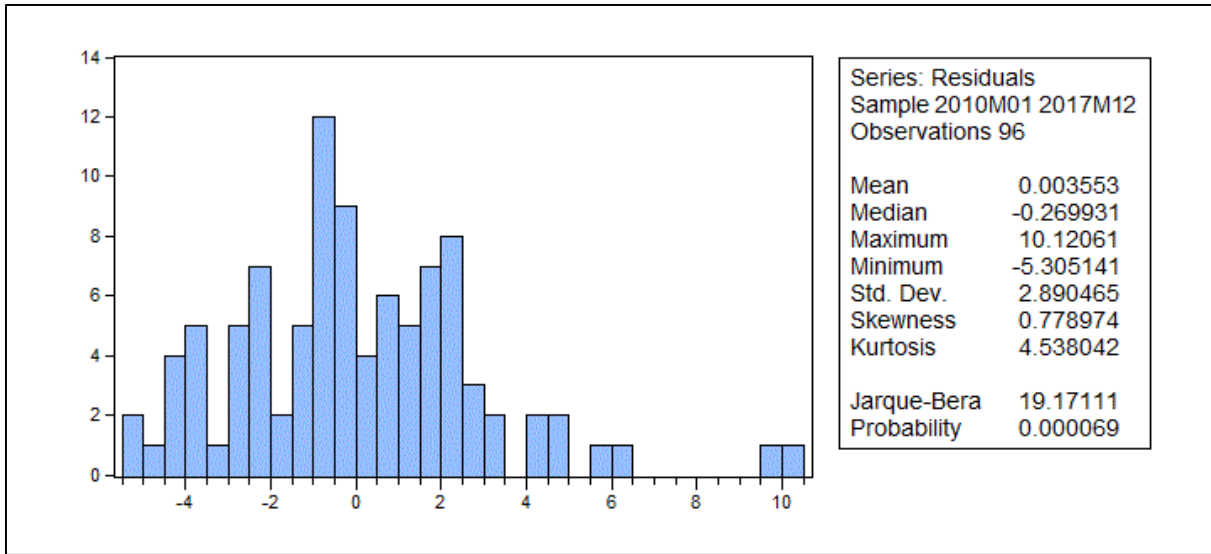
. اختبار معنوية المعالم المقدرة:

• اختبار الفرضية: $(H_0: \hat{\phi}_1 = \hat{\phi}_2 = 0)$:

نرفض الفرضية H_0 لأن الإحصائية المحسوبة أكبر من 1.96 عند مستوى معنوية 5%، ومنه فإن كلا المعلمتين المقدرتين تختلفا معنويا عن الصفر $(\hat{\phi}_1, \hat{\phi}_2)$.

. اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي:

الشكل رقم (14): معاملات التوزيع الطبيعي للبواقي



المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

من خلال شكل معاملات التوزيع الطبيعي للبواقي نحسب الاختبارات التالية:

• اختبار $Skewness$:

لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر): $H_0: v_1 = 0$ ، نقوم بحساب الإحصائية:

$$v_1 = \frac{|\beta_1^{1/2} - 0|}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{|0.77 - 0|}{\sqrt{\frac{6}{95}}} = \frac{0.77}{0.25} = 3.08 > 1.96$$

بما أن $v_1 > 1.96$ ومنه نرفض الفرضية $H_0: v_1 = 0$ لتكون سلسلة البواقي غير متناظرة.

• اختبار *Kurtosis*:

نختبر فرضية التفلطح $H_0: v_2 = 0$:

$$v_2 = \frac{|\beta_2 - 3|}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{|4.53 - 3|}{\sqrt{\frac{24}{95}}} = \frac{1.53}{0.5} = 3.06 > 1.96$$

بما أن $v_2 > 1.96$ نرفض الفرضية v_2 أي أن السلسلة CESA ليس لديها تفلطح.

• اختبار جاك بيرا Jarque-Berra :

من أجل اختبار فرضية العدم (سلسلة البواقي ذات توزيع طبيعي: H_0) نقوم بحساب جاك بيرا S

كما يلي:

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

$$S = \frac{95}{6}(0.77) + \frac{95}{24}(4.53 - 3)^2 = 12.19 + 9.26 = 21.45$$

$$JB = 21.45 > \chi_{0.05}^2(2) = 5.99$$

ومنه نرفض فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي (H_0) عند مستوى معنوية 5%.

المطلب الثالث: مرحلة التنبؤ

في هذا المطلب سنقوم بعملية التنبؤ للسلسلة CEM_t وذلك باستخدام النموذج $AR(2)$ المستخلص من السلسلة $CESA_t$ التي أثبتنا استقراريتها، ونعتمد في عملية التنبؤ باستخدام برنامج Eviews 09 .

أولاً: تحديد الفترة الزمنية

نقوم بتحديد الفترة الزمنية من خلال النقر المزدوج على شريط التاريخ في برنامج Eviews، ثم نقوم بتعديل سنة 2017 إلى سنة 2018 كما في الشكل أسفله.

الشكل رقم (15): تعديل السنة في برنامج Eviews 09

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews 09

ثانياً: التنبؤ بالاستهلاك العائلي للكهرباء لسنة 2018

نقوم بالضغط على النافذة Forecast في النموذج $AR(2)$ ثم نضغط على أيقونة الموافقة كما في

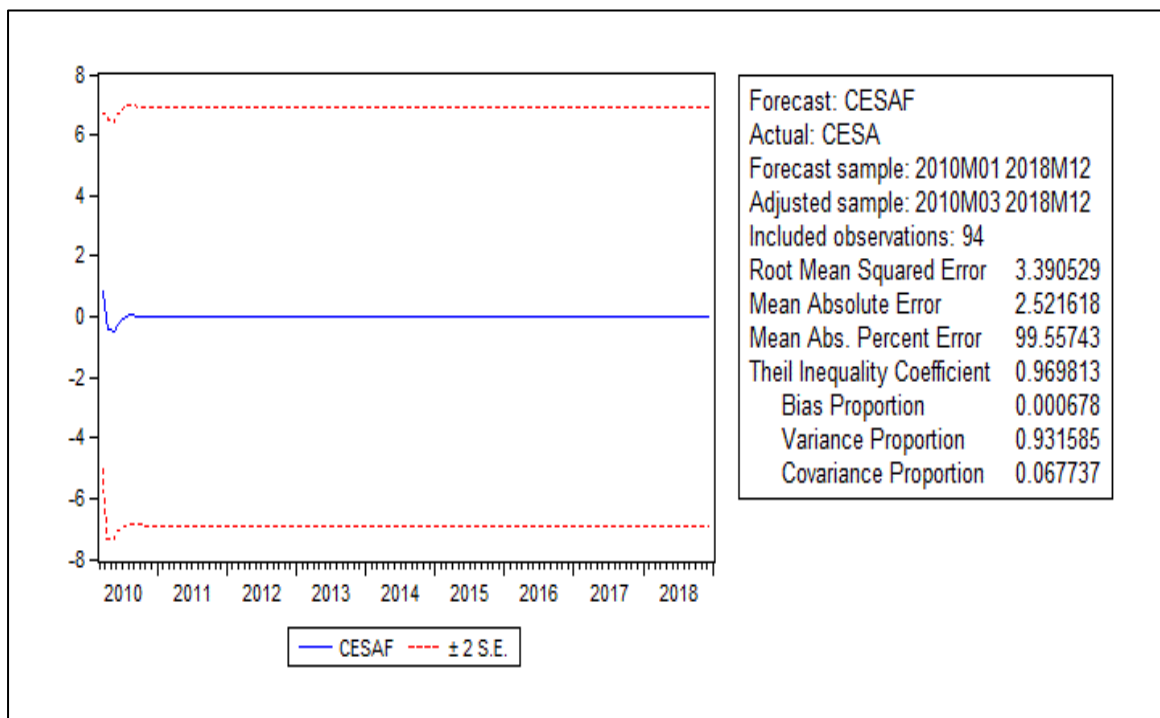
الشكل التالي:

الشكل رقم (16): التنبؤ بالنموذج $AR(2)$

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews 09

فنحصل على الشكل البياني التالي بالإضافة إلى السلسلة $CESAF_t$

الشكل رقم (17) الشكل البياني للسلسلة $CESAF_T$



المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

ثم ننشأ سلسلة جديدة من خلال المعادلة التالية:

$$CESAFT_t = CESAF_t + 4.8608183823 + 0.452724825307 * @TREND$$

بعد ذلك ننشأ سلسلة جديدة للمعاملات الموسمية كالتالي:

CS_t ونقوم بتعبئتها بالمعاملات الموسمية ابتداء من سنة 2010 إلى غاية سنة 2018

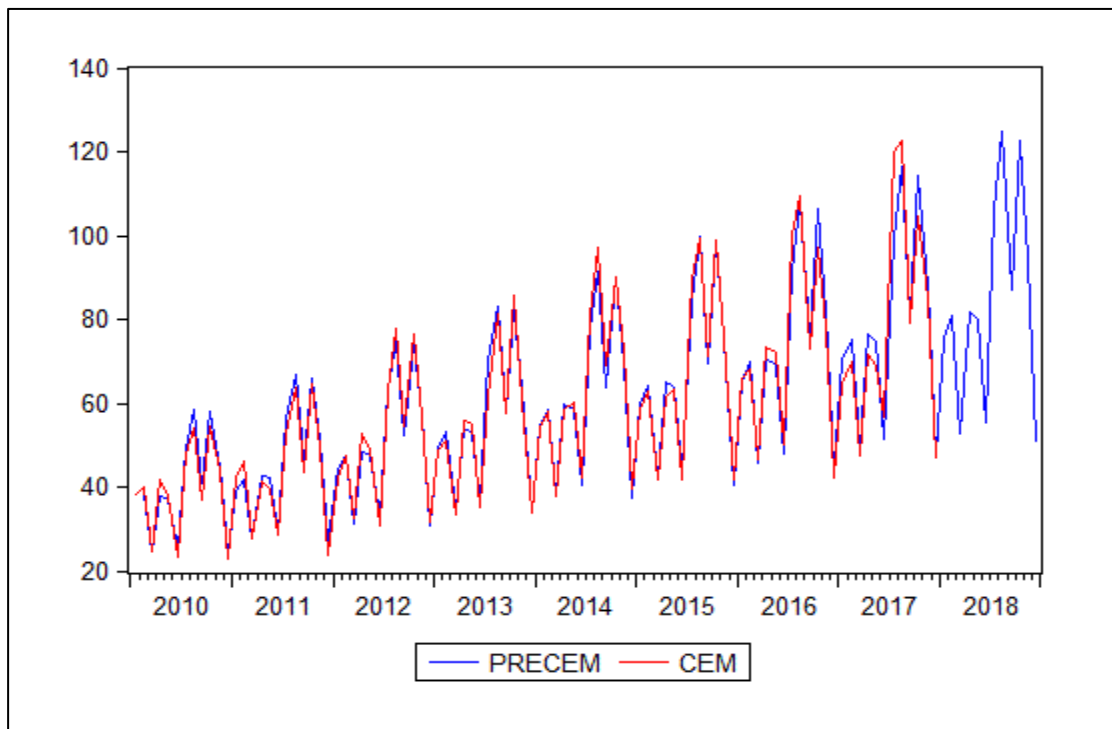
ثم ننشأ السلسلة المتنبأ بها حيث:

$$PRECEM_t = CESAFT_t * CS_t$$

فنحصل على السلسلة المتنبأ بها

ثم نقوم بالمقارنة بين السلسلة الأصلية CEM_t والسلسلة المتنبأ بها $PRECEM_t$

الشكل رقم (18): المقارنة بين السلسلة الأصلية CEM_t والسلسلة $PRECEM_t$



المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

من خلال الشكل رقم (18) ملاحظ التطابق بين السلسلتين الأصلية CEM_t والسلسلة المتنبأ بها $PRECEM_t$ ، كما أنها تأخذ نفس الاتجاه العام مع السلسلة الأصلية، وهذا يدل على أن النموذج المقدر

أثبت نجاحه وهو النموذج الأنسب لتفسير مبيعات الكهرباء الموجه للاستهلاك العائلي لولاية المسيلة،
وجداول أسفله يمثل كميات الشهرية للطاقة الكهربائية المحتمل استهلاكها خلال سنة 2018.

الجدول رقم (25): التنبؤ بمبيعات الكهرباء لسنة 2018

mois	consom en GWh2018
2018M01	75.60884369
2018M02	80.78326196
2018M03	52.82200072
2018M04	81.83936194
2018M05	79.99026297
2018M06	55.27903197
2018M07	105.7635113
2018M08	124.7495138
2018M09	86.87060359
2018M10	122.4135685
2018M11	93.82474298
2018M12	50.36136695

المصدر: من إعداد الطالبين باستخدام برنامج Eviews09 من خلال معطيات الجدول رقم (01)

خلاصة الفصل

قمنا في هذا الفصل بدراسة تنبؤية باستعمال طريقة بوكس- جنكينز على مبيعات الكهرباء الموجهة للاستهلاك العائلي لولاية المسيلة، خلال الفترة 2010 إلى 2017 حيث أن السلسلة تحتوي على 96 مشاهدة، وقبل القيام بعملية التنبؤ كان من الواجب توفير شروط الاستقرارية للسلسلة CEM_t ، حيث وجدنا أنها تحتوي على مركبة موسمية ومركبة الاتجاه العام، وبعد نزع المركبة الفصلية التي استخدمنا فيها المعاملات الموسمية، قمنا بإزالة مركبة الاتجاه العام وذلك باستخدام طريقة المربعات الصغرى، حيث وجدنا أن السلسلة مستقرة.

بعد ذلك طبقنا منهجية بوكس جنكينز على السلسلة المستقرة $CESA_t$ ، وقمنا بتقدير النموذج $AR(2)$ الذي أثبتت جميع الاختبارات صلاحية هذا النموذج للتنبؤ به، ثم قمنا بعملية التنبؤ لمبيعات الكهرباء لفترة 12 شهرا لسنة 2018 وكانت النتائج حسب الرسم البياني تأخذ نفس الاتجاه مع السلسلة الأصلية.

الغائمة

الخاتمة:

تعرضنا في هذا البحث إلى فصلين، حيث تطرقنا في الفصل الأول إلى الجانب النظري وبالتحديد إلى طريقة بوكس جنكينز، التي يمكن استخدامها بعد التأكد من استقرار السلسلة الزمنية المدروسة، وتنقسم طريقة بوكس جنكينز إلى أربع مراحل، حيث تبدأ المرحلة الأولى بمرحلة التعرف على النموذج، ويتم ذلك من خلال عدة معايير أهمها معياري حنان وريسانين ومعياري أكياكي، بحيث من خلال هذين المعيارين يمكن التعرف على عدة نماذج مختلفة.

بعد التعرف على النموذج ننتقل إلى مرحلة ثانية وهي مرحلة تقدير النموذج، بحيث في هذه المرحلة يمكن معرفة النماذج الأفضل من بين عدد كبير من النماذج الذي يمكن من خلالها التوصل إلى السلسلة المتنبئ بها، حيث أن في هذه المرحلة يتم تحديد درجة النموذج وتقديره، فإذا كان النموذج من نوع الانحدار الذاتي فنستخدم طريقة معادلات يول ولكر والطريقة الانحدارية، أما إذا كان النموذج المراد تقديره من نوع المتوسطات المتحركة والمختلطة، فمن بين الطرق التقدير، نجد طريقة البحث التشابكي و طريقة غوس - نيوتن التي تعتمد على تدنية مجموع مربعات البواقي.

عند تقدير النموذج ننتقل إلى مرحلة اختبار النموذج، حيث نقوم بالمقارنة بين دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الأصلية مع الارتباط الذاتي للسلسلة المتولدة عن النموذج المقدر، بحيث يجب أن تقع معاملات الارتباط الذاتي الكلية للبواقي داخل مجال الثقة أي أن سلسلة البواقي تكون مستقرة، كما يمكن كذلك استعمال إحصائية لوجينق بوكس، وفي هذه الحالة تكون سلسلة مربعات البواقي مستقرة.

عندها نقوم باختبار معنوية المعالم وكذا المعنوية الكلية للنموذج، ثم نقوم بعملية المفاضلة بين النماذج المرشحة، وهناك عدة معايير للقيام بالمفاضلة بين هذه النماذج، من بينها وأهمها معيار أكياي AIC ومعيار Schwarz الذي يرمز له بالرمز BIC، ويكون الاختيار على أساس أقل قيمة لهذين المعيارين.

في آخر مرحلة من مراحل بوكس وجنكينز نقوم بعملية التنبؤ، وذلك بعد نجاح النموذج المرشح في جميع الاختبارات أثناء عملية التقدير، ونقوم بحساب الفترة المراد التنبؤ بها.

أما في الفصل الثاني، فقمنا بتطبيق طريقة بوكس جنكينز على سلسلة الاستهلاك العائلي للطاقة الكهربائية لولاية المسيلة، فحاولنا من خلال هذا الفصل تطبيق الأدوات والأساليب الكمية، وذلك من أجل الإجابة على التساؤلات المطروحة في إشكالية هذا البحث، وهو ما تطلب منا توفير شروط الاستقرارية للسلسلة، فوجدنا أن السلسلة تحتوي على المركبة الفصلية ومركبة الاتجاه العام، فقمنا بإزالة المركبة الفصلية بإدخال المعاملات الموسمية في المرحلة الأولى، قم لجأنا إلى طريقة المربعات الصغرى لإزالة مركبة الاتجاه العام، حيث أننا حصلنا على سلسلة جديدة $CESA_t$ التي أثبتت لنا الاختبارات المختلفة استقراريتها، ومن أجل إيجاد أحسن نموذج لقياس سلوك مبيعات الكهرباء الموجه للاستهلاك العائلي في ولاية المسيلة، وجدنا أن النموذج $AR(2)$ هو النموذج الأمثل الذي يفسر الاستهلاك العائلي للطاقة الكهربائية في ولاية المسيلة، حيث قمنا باستخدام هذا النموذج التنبؤ بمبيعات الطاقة الكهربائية لسنة 2018.

أ . نتائج البحث:

. إن أحسن نموذج يفسر سلوك مبيعات الاستهلاك العائلي للطاقة الكهربائية في ولاية
المسيلة هو نموذج (2)AR.

. هناك تأثير فعلي لعامل الفصلية على الاستهلاك العائلي للطاقة الكهربائية لولاية المسيلة.

. إن الاستهلاك العائلي للكهرباء في ولاية المسيلة في تزايد مستمر من سنة لأخرى.

. بالاعتماد على نموذج (2)AR يكون من المتوقع أن يرتفع الاستهلاك العائلي الشهري
للطاقة الكهربائية في ولاية المسيلة إلى أعلى مستوياته بكمية قدرها 105.76 GWH
و 124.74 GWH و 122.41 GWH وذلك في كل من شهر جويلية وشهر أوت وأكتوبر
من سنة 2018 على التوالي، وأن أدنى قيمة له تقدر بـ 50.36 GWH في شهر ديسمبر
2018 وهذا راجع للتغيرات الموسمية.

ب . مقترحات البحث:

من خلال الدراسة التي قمنا بها ومن خلال النتائج التي المتحصل عليها، نقترح التوصيات
التالية:

. يجب على الشركة الوطني لتوزيع الكهرباء والغاز، إتباع الأساليب العلمية في عملية التنبؤ
للحصول على نتائج علمية دقيقة وقريبة من الواقع

. ضرورة إعطاء أهمية كبيرة للدراسات القياسية والتنبؤية فيما يخص مختلف الظواهر
الاقتصادية، وذلك بإنشاء مراكز الأبحاث المتخصصة في هذا المجال.

ج . اختبارات فرضيات البحث:

1 . اختبار الفرضية الأولى:

لتطبيق طريقة بوكس جنكينز لا بد من ثبات (استقرارية) السلسلة المدروسة، الفرضية الأولى محققة بعد نزع مركبة الاتجاه العام بطريقة المربعات الصغرى.

2 . اختبار الفرضية الثانية:

نستخدم النمذجة الخطية للسلاسل الزمنية للحصول على النموذج الأمثل وذلك باتباع طريقة بوكس وجنكينز ، الفرضية الثانية محققة حيث قمنا باستخدام النماذج الخطية.

3 . اختبار الفرضية الثالثة:

طريقة بوكس جنكينز لها قدرة كبيرة على التنبؤ في المدى القصير، الفرضية الثالثة محقق حيث قمنا بعملية التنبؤ لمدة سنة.

د . أفاق الدراسة:

من خلال دراستنا لهذا الموضوع الذي نأمل أننا قد وفقنا إلى حد ما في إنجاز، نأمل أن يكون هذا البحث مفتاحا للتعمق في هذا النوع من الدراسات في المستقبل، التي ستكون نقطة انطلاق لبحوث ودراسات جديدة نذكر من بينها:

. دراسة تحليل سلوك الاستهلاك الوطني للطاقة الكهربائية والتنبؤ بها باستخدام طريقة بوكس وجنكينز .

. تحليل سلوك مبيعات الطاقة الكهربائية والتنبؤ بها باستخدام نماذج البانيل لمجموعة من الدول.

قائمة المراجع

قائمة المراجع:

أ - قائمة المراجع باللغة العربية:

1 - الكتب:

- 1 - مولود حشمان ، نماذج وتقنيات التنبؤ القصير المدى: ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2002.
- 2 - تومي صالح ، مدخل لنظرية القياس الاقتصادي: الجزء الثاني، الطبعة الثانية، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2010.
- 3 - شيخي محمد ، طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات: دار الحامد، الطبعة الأولى، الجزائر، 2011.
- 4 - سمير مصطفى الشعراوي، مقدمة في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية: مركز النشر العلمي، جامعة الملك عبد العزيز، الطبعة الأولى، المملكة العربية السعودية، 2005.

2 - المجلات العلمية والدراسات:

- 1 - ظافر رمضان مطر وخالد نجلاء ، دراسة مقارنة كفاءة عدد من معايير المعلومات في اختيار نماذج السلاسل الزمنية من الرتب الدنيا: المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، العدد 19، العراق، 2011.
- 2 - بشار الشعراني ، استخدام منهجية (Box-Jenkins) للتنبؤ ودراسة العلاقة السببية بين المؤشر العام وحجم التداول في سوق دمشق للأوراق المالية: مجلة جامعة البعث، المجلد 39، العدد 11، سوريا، 2017.
- 3 - أبو ذر يوسف علي أحمد وعادل موسى يونس ، استخدام السلاسل الزمنية للتنبؤ بإنتاجية الصمغ العربي في سوق محاصيل الأبييض للفترة (1960-2012): مجلة البحث العلمي للعلوم والآداب، العدد15، جامعة الدلنج، السودان، 2012
- 4 - زكريا يحيي الجمال وآخرون، استخدام بعض معايير المعلومات في تحديد أفضل نموذج موسمي مضاعف: المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، العدد رقم 19، العراق، 2011.

3 - الرسائل والأطروحات الجامعية:

- 1 - أحمد أحمد بن ،النمذجة القياسية للاستهلاك الوطني للطاقة الكهربائية في الجزائر خلال الفترة (1988/10-2008/03): رسالة ماجستير في العلوم الاقتصادية تخصص اقتصاد كمي، جامعة الجزائر، السنة الجامعية 2007-2008.
- 2 - بن قانة إسماعيل ، دراسة قياسية لبعض متغيرات الاقتصاد الكلي الجزائري (بين : 1970 - 2001) والتنبؤ بها (للفترة الممتدة بين 2002-2006): مذكرة ماجستير في العلوم الاقتصادية، كلية الحقوق والعلوم الاقتصادية، جامعة ورقلة، 2004-2005.
- 3 - كريم زرمان ، دراسة تحليلية وتنبؤية لمعدلات الخسارة في شركات التأمينات (دراسة حالة الشركة الجزائرية للتأمين الشامل CAAT بقسنطينة منذ 1995): أطروحة دكتوراه، كلية العلوم الاقتصادية جامعة محمد خيضر، بسكرة، 2014-2015.
- 4 - لقوقي فاتح ، جودة نماذج السلاسل الزمنية الموسمية المختلطة SARIMA في التنبؤ بالمبيعات (دراسة حالة مؤسسة مطاحن جديع بتقوت): رسالة ماجستير في الأساليب الكمية في التسيير، جامعة محمد خيضر، بسكرة، 2013-2014.
- 5 - سعيد هتهات ، دراسة اقتصادية وقياسية لظاهرة التضخم في الجزائر: رسالة ماجستير في العلوم الاقتصادية ، جامعة قاصدي مرباح، ورقلة، 2005-2006.

الملاحق

الملحق رقم (01):

الجدول رقم (1.1): اختبار DF للنموذج الثالث للسلسلة $CEMSA_t$

Null Hypothesis: CEMSA has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				-5.017038
Test critical values:	1% level			-3.599000
	5% level			-3.046000
	10% level			-2.755000
*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals Dependent Variable: D(GLSRESID) Method: Least Squares Date: 04/29/18 Time: 22:39 Sample (adjusted): 2010M02 2017M12 Included observations: 95 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.421551	0.084024	-5.017038	0.0000
R-squared	0.211210	Mean dependent var	-0.009178	
Adjusted R-squared	0.211210	S.D. dependent var	3.474666	
S.E. of regression	3.085985	Akaike info criterion	5.102089	
Sum squared resid	895.1904	Schwarz criterion	5.128972	
Log likelihood	-241.3492	Hannan-Quinn criter.	5.112952	
Durbin-Watson stat	1.783495			

الجدول رقم (2.1): اختبار DF للنموذج الثاني للسلسلة $CEMSA_t$

Null Hypothesis: CEMSA has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				-0.263567
Test critical values:	1% level			-2.589531
	5% level			-1.944248
	10% level			-1.614510
*Mackinnon (1996)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals Dependent Variable: D(GLSRESID) Method: Least Squares Date: 04/29/18 Time: 22:42 Sample (adjusted): 2010M02 2017M12 Included observations: 95 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.006002	0.022772	-0.263567	0.7927
R-squared	-0.012407	Mean dependent var	0.396432	
Adjusted R-squared	-0.012407	S.D. dependent var	3.474666	
S.E. of regression	3.496155	Akaike info criterion	5.351675	
Sum squared resid	1148.971	Schwarz criterion	5.378558	
Log likelihood	-253.2046	Hannan-Quinn criter.	5.362538	
Durbin-Watson stat	2.085698			

تحليل سلوك مبيعات الكهرباء الموجه للقطاع العائلي في ظل التقلبات الشهرية والتنبؤ
بها باستخدام منهجية بوكس جنكينز حالة ولاية المسيلة للفترة 2010-2017

الجدول رقم (3.1): اختبار Phillips-Perron للنموذج الثالث للسلسلة $CEMSA_t$

Null Hypothesis: CEMSA has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic				
Test critical values:	1% level		-4.057528	
	5% level		-3.457808	
	10% level		-3.154859	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				8.763152
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				4.017726
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(CEMSA) Method: Least Squares Date: 04/29/18 Time: 22:50 Sample (adjusted): 2010M02 2017M12 Included observations: 95 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CEMSA(-1)	-0.520659	0.090163	-5.774648	0.0000
C	18.16253	3.163251	5.741728	0.0000
@TREND("2010M01")	0.238866	0.042368	5.637874	0.0000
R-squared	0.266449	Mean dependent var		0.396432
Adjusted R-squared	0.250503	S.D. dependent var		3.474666
S.E. of regression	3.008140	Akaike info criterion		5.071591
Sum squared resid	832.4995	Schwarz criterion		5.152239
Log likelihood	-237.9006	Hannan-Quinn criter.		5.104179
F-statistic	16.70869	Durbin-Watson stat		1.757871
Prob(F-statistic)	0.000001			

الجدول رقم (4.1): اختبار Phillips-Perron للنموذج الثاني للسلسلة $CEMSA_t$

Null Hypothesis: CEMSA has a unit root Exogenous: Constant Bandwidth: 55 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic				
Test critical values:	1% level		-3.500669	
	5% level		-2.892200	
	10% level		-2.583192	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				11.79079
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				5.346097
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(CEMSA) Method: Least Squares Date: 04/29/18 Time: 22:52 Sample (adjusted): 2010M02 2017M12 Included observations: 95 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CEMSA(-1)	-0.030595	0.027632	-1.107221	0.2711
C	2.114120	1.591688	1.328225	0.1874
R-squared	0.013011	Mean dependent var		0.396432
Adjusted R-squared	0.002398	S.D. dependent var		3.474666
S.E. of regression	3.470497	Akaike info criterion		5.347301
Sum squared resid	1120.125	Schwarz criterion		5.401066
Log likelihood	-251.9968	Hannan-Quinn criter.		5.369026
F-statistic	1.225938	Durbin-Watson stat		2.087524
Prob(F-statistic)	0.271054			

تحليل سلوك مبيعات الكهرباء الموجه للقطاع العائلي في ظل التقلبات الشهرية والتنبؤ
بها باستخدام منهجية بوكس جنكينز حالة ولاية المسيلة للفترة 2010-2017

الجدول رقم (5.1): اختبار Phillips-Perron للنموذج الأول للسلسلة $CEMSA_t$

Null Hypothesis: CEMSA has a unit root Exogenous: None Bandwidth: 85 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	3.417728	0.9998		
Test critical values:	1% level	-2.589531		
	5% level	-1.944248		
	10% level	-1.614510		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				12.01445
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				1.238030
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(CEMSA) Method: Least Squares Date: 04/29/18 Time: 22:54 Sample (adjusted): 2010M02 2017M12 Included observations: 95 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CEMSA(-1)	0.005177	0.006206	0.834082	0.4063
R-squared	-0.005712	Mean dependent var	0.396432	
Adjusted R-squared	-0.005712	S.D. dependent var	3.474666	
S.E. of regression	3.484576	Akaike info criterion	5.345040	
Sum squared resid	1141.373	Schwarz criterion	5.371923	
Log likelihood	-252.8894	Hannan-Quinn criter.	5.355903	
Durbin-Watson stat	2.123129			

الجدول رقم (6.1): اختبار KPSS للنموذج الثالث للسلسلة $CEMSA_t$

Null Hypothesis: CEMSA is stationary Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
	LM-Stat.			
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.047905			
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000		
	5% level	0.146000		
	10% level	0.119000		
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				11.59710
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				17.15553
KPSS Test Equation Dependent Variable: CEMSA Method: Least Squares Date: 04/29/18 Time: 22:56 Sample: 2010M01 2017M12 Included observations: 96				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	34.86082	0.697038	50.01278	0.0000
@TREND("2010M01")	0.452725	0.012675	35.71746	0.0000
R-squared	0.931374	Mean dependent var	56.36525	
Adjusted R-squared	0.930644	S.D. dependent var	13.06782	
S.E. of regression	3.441489	Akaike info criterion	5.330299	
Sum squared resid	1113.322	Schwarz criterion	5.383723	
Log likelihood	-253.8543	Hannan-Quinn criter.	5.351894	
F-statistic	1275.737	Durbin-Watson stat	1.019644	
Prob(F-statistic)	0.000000			

الجدول رقم (7.1): اختبار KPSS للنموذج الثاني للسلسلة $CEMSA_t$

Null Hypothesis: CEMSA is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				1.278236
Asymptotic critical values*:				
1% level				0.739000
5% level				0.463000
10% level				0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				168.9891
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				1194.309
KPSS Test Equation Dependent Variable: CEMSA Method: Least Squares Date: 04/29/18 Time: 22:57 Sample: 2010M01 2017M12 Included observations: 96				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	56.36525	1.333729	42.26140	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	56.36525	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	13.06782	
S.E. of regression	13.06782	Akaike info criterion	7.988545	
Sum squared resid	1622.96	Schwarz criterion	8.015257	
Log likelihood	-382.4501	Hannan-Quinn criter.	7.999342	
Durbin-Watson stat	0.070876			

الملحق رقم (02):

الجدول رقم (1.2): اختبار *Phillips et Perron* للنموذج الثالث للسلسلة $CESA_t$

Null Hypothesis: CESA has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic				
Test critical values:			1% level	-4.057528
			5% level	-3.457808
			10% level	-3.154859
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				8.763152
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				4.017726
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(CESA) Method: Least Squares Date: 06/01/18 Time: 16:21 Sample (adjusted): 2010M02 2017M12 Included observations: 95 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CESA(-1)	-0.520659	0.090163	-5.774648	0.0000
C	-0.205088	0.622163	-0.329636	0.7424
@TREND("2010M01")	0.003151	0.011255	0.279951	0.7801
R-squared	0.266449	Mean dependent var	-0.056292	
Adjusted R-squared	0.250503	S.D. dependent var	3.474666	
S.E. of regression	3.008140	Akaike info criterion	5.071591	
Sum squared resid	832.4995	Schwarz criterion	5.152239	
Log likelihood	-237.9006	Hannan-Quinn criter.	5.104179	
F-statistic	16.70869	Durbin-Watson stat	1.757871	
Prob(F-statistic)	0.000001			

الجدول رقم (2.2): اختبار *Phillips et Perron* للنموذج الثاني للسلسلة $CESA_t$

Null Hypothesis: CESA has a unit root Exogenous: Constant Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic				
Test critical values:			1% level	-3.500669
			5% level	-2.892200
			10% level	-2.583192
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				8.770617
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				4.142509
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(CESA) Method: Least Squares Date: 06/01/18 Time: 16:25 Sample (adjusted): 2010M02 2017M12 Included observations: 95 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CESA(-1)	-0.520599	0.089715	-5.802818	0.0000
C	-0.053853	0.307096	-0.175363	0.8612
R-squared	0.265824	Mean dependent var	-0.056292	
Adjusted R-squared	0.257930	S.D. dependent var	3.474666	
S.E. of regression	2.993198	Akaike info criterion	5.051390	
Sum squared resid	833.2087	Schwarz criterion	5.105155	
Log likelihood	-237.9410	Hannan-Quinn criter.	5.073115	
F-statistic	33.67270	Durbin-Watson stat	1.756460	
Prob(F-statistic)	0.000000			

الجدول رقم (3.2): اختيار *Phillips et Perron* للنموذج الأول للسلسلة $CESA_t$

Null Hypothesis: CESA has a unit root Exogenous: None Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
		Adj. t-Stat	Prob.*	
Phillips-Perron test statistic				
Test critical values:				
	1% level	-2.589531		
	5% level	-1.944248		
	10% level	-1.614510		
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)			8.773518	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)			4.174561	
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(CESA) Method: Least Squares Date: 06/01/18 Time: 16:27 Sample (adjusted): 2010M02 2017M12 Included observations: 95 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CESA(-1)	-0.520620	0.089251	-5.833215	0.0000
R-squared	0.265582	Mean dependent var		-0.056292
Adjusted R-squared	0.265582	S.D. dependent var		3.474666
S.E. of regression	2.977726	Akaike info criterion		5.030668
Sum squared resid	833.4842	Schwarz criterion		5.057550
Log likelihood	-237.9567	Hannan-Quinn criter.		5.041530
Durbin-Watson stat	1.755848			

الجدول رقم (4.2): اختيار *KPSS* للنموذج الثالث للسلسلة $CESA_t$

Null Hypothesis: CESA is stationary Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			LM-Stat.	
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
Asymptotic critical values*:				
	1% level		0.216000	
	5% level		0.146000	
	10% level		0.119000	
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)			11.59710	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)			17.15553	
KPSS Test Equation Dependent Variable: CESA Method: Least Squares Date: 06/01/18 Time: 16:31 Sample: 2010M01 2017M12 Included observations: 96				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.67E-11	0.697038	5.26E-11	1.0000
@TREND("2010M01")	1.56E-13	0.012675	1.23E-11	1.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		4.41E-11
Adjusted R-squared	-0.010638	S.D. dependent var		3.423328
S.E. of regression	3.441489	Akaike info criterion		5.330299
Sum squared resid	1113.322	Schwarz criterion		5.383723
Log likelihood	-253.8543	Hannan-Quinn criter.		5.351894
Durbin-Watson stat	1.019644			

الجدول رقم (5.2): اختيار $KPSS$ للنموذج الثاني للسلسلة $CESA_t$

Null Hypothesis: CESA is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				0.047905
Asymptotic critical values*:				
1% level				0.739000
5% level				0.463000
10% level				0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				11.59710
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				17.15553
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: CESA				
Method: Least Squares				
Date: 06/09/18 Time: 13:36				
Sample (adjusted): 2010M01 2017M12				
Included observations: 96 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.41E-11	0.349392	1.26E-10	1.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	4.41E-11	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	3.423328	
S.E. of regression	3.423328	Akaike info criterion	5.309466	
Sum squared resid	1113.322	Schwarz criterion	5.336178	
Log likelihood	-253.8543	Hannan-Quinn criter.	5.320263	
Durbin-Watson stat	1.019644			

الملحق رقم (03):

الجدول رقم (1.3): تقدير النموذج AR(1)

Dependent Variable: CESA Method: ARMA Generalized Least Squares (Gauss-Newton) Date: 06/01/18 Time: 19:14 Sample: 2010M01 2017M12 Included observations: 96 Convergence achieved after 5 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients d.f. adjustment for standard errors & covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.489960	0.089754	5.458910	0.0000
R-squared	0.234835	Mean dependent var		4.41E-11
Adjusted R-squared	0.234835	S.D. dependent var		3.423328
S.E. of regression	2.994512	Akaike info criterion		5.044661
Sum squared resid	851.8749	Schwarz criterion		5.071373
Log likelihood	-241.1437	Hannan-Quinn criter.		5.055459
Durbin-Watson stat	1.745168			
Inverted AR Roots	.49			

الجدول رقم (2.3): تقدير النموذج AR(2)

Dependent Variable: CESA Method: ARMA Generalized Least Squares (Gauss-Newton) Date: 06/01/18 Time: 19:11 Sample: 2010M01 2017M12 Included observations: 96 Convergence achieved after 4 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients d.f. adjustment for standard errors & covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.615479	0.100198	6.142639	0.0000
AR(2)	-0.265294	0.099887	-2.655940	0.0093
R-squared	0.287083	Mean dependent var		4.41E-11
Adjusted R-squared	0.279499	S.D. dependent var		3.423328
S.E. of regression	2.905801	Akaike info criterion		4.996242
Sum squared resid	793.7061	Schwarz criterion		5.049666
Log likelihood	-237.8196	Hannan-Quinn criter.		5.017836
Durbin-Watson stat	2.011938			
Inverted AR Roots	.31+.41i	.31-.41i		

الجدول رقم (3.3): تقدير النموذج MA(1)

Dependent Variable: CESA				
Method: ARMA Generalized Least Squares (Gauss-Newton)				
Date: 06/01/18 Time: 19:04				
Sample: 2010M01 2017M12				
Included observations: 96				
Convergence achieved after 16 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
d.f. adjustment for standard errors & covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	0.517263	0.088618	5.837018	0.0000
R-squared	0.258813	Mean dependent var		4.41E-11
Adjusted R-squared	0.258813	S.D. dependent var		3.423328
S.E. of regression	2.947220	Akaike info criterion		5.013207
Sum squared resid	825.1798	Schwarz criterion		5.039919
Log likelihood	-239.6339	Hannan-Quinn criter.		5.024004
Durbin-Watson stat	1.826476			
Inverted MA Roots	-0.52			

ملخص الدراسة:

English	العربية
<p>Study Summary:</p> <p>This study deals with the analysis of the behavior of electricity sales directed to the household sector in light of monthly fluctuations and forecasting using the Box & Jenkins state of M'sila state for the period 2010-2017, where the stability of the series was studied by removing the seasonal vehicle and the general direction vehicle through which we obtained a stable series, To determine the optimal model that explains the electricity sales of the state of M'sila, and through this model we were able to predict the electricity sales directed to the family sector for the year 2018.</p> <p>This study concludes that the optimal model that explains the electricity sales in the state of M'sila is the AR(2) model, and that there is an actual effect of the quarterly factor on the household consumption of the electrical power of the state of M'sila.</p> <p>key words:</p> <p>Time series, Stochastic, Box & Jenkins methodology, Electrical power, Models, Prediction.</p>	<p>ملخص الدراسة:</p> <p>تعالج هذه الدراسة تحليل سلوك مبيعات الكهرباء الموجه للقطاع العائلي في ظل التقلبات الشهرية والتنبؤ بها باستخدام بوكس وجنكينز حالة ولاية المسيلة للفترة 2010-2017، حيث تم دراسة استقرارية السلسلة وذلك بنزع المركبة الموسمية ومركبة الاتجاه العام، التي من خلالها حصلنا على سلسلة مستقرة، التي مكنتنا من تحديد النموذج الأمثل الذي يفسر مبيعات الطاقة الكهربائية لولاية المسيلة، ومن خلال هذا النموذج تمكنا من التنبؤ بمبيعات الكهرباء الموجه للقطاع العائلي لسنة 2018.</p> <p>خلصت هذه الدراسة إلى أن النموذج الأمثل الذي يفسر مبيعات الكهرباء في ولاية المسيلة هو النموذج AR(2)، وأن هناك تأثير فعلي لعامل الفصلية على الاستهلاك العائلي للطاقة الكهربائية لولاية المسيلة، كما أن استهلاك الكهرباء في ولاية المسيلة في تزايد مستمر</p> <p>الكلمات المفتاحية:</p> <p>السلاسل الزمنية، الاستقرارية، منهجية بوكس وجنكينز، الطاقة الكهربائية، النماذج، التنبؤ.</p>