



جامعة قاصدي مرباح ورقلة

N° d'ordre :
N° de série :

كلية الرياضيات و علوم المادة

قسم الرياضيات

ماستراً كاديمي

فرع: رياضيات

اختصاص: احتمالات و احصاء

من إعداد الطالب : عرباوي عبد الستار

الموضوع

التنبؤ بدرجات الحرارة لولاية ورقلة باستخدام
طريقة بوكس - جنكز للسلاسل الزمنية للفترة
(2004-2014)

نوقشت يوم 2016/05/31 من طرف لجنة المناقشة :

رئيسا	جامعة قاصدي مرباح ورقلة	د.أقطي محمد
مناقشا	جامعة قاصدي مرباح ورقلة	د.مدي فطيمة
مشرفا	جامعة قاصدي مرباح ورقلة	أ.د. بن قانة إسماعيل

الموسم الدراسي : 2015/2016

إهداء

... إلى من لا يمكن للكلمات أن توفي حقهما إلى من أوصى الله بطاعتها وحسن برهما
إلى والديا العزيزين أدامهما الله لي
إلى التي هي وردة في الدار وزهرة الليل والنهار، إلى التي مهما عمري طال بدعائها يرتاح
البال وأيامي من رضاهاخير شلال

أمي الحنون

إلى من قلبي يهواه، وأول كلماته ناداه، ويومي يخلو حين أراه، إلى قدوتي في الحياة

أبي العزيز

إلى من هم زينة الحياة حولي في كل الأوقات و أعلى الأيقونات أختي وإخوتي الأعزاء
كل بإسمه

إلى أخي الغالي وزوجته المصون والكتكوت الصغير أكرم حفظهم الله
إلى أساتذتنا الكرام الذين هم درعا واقيا وسند داعما للبحث العلمي في وطننا الغالي أعزهم
لله وأنار دربهم وسدد خطاهم إلى ما فيه خير البلاد والعباد في تشييد وتطوير الصرح العلمي
والمعرفي.

إلى زملائي وزميلاتي الطلبة الذين رافقوني في مشواري الدراسي وإلى تلاميذي الأعزاء
وفقهم لله.

شكر و عرفان

بداية أشكر الله سبحانه وتعالى على توفيقى على إنجاز هذا العمل المتواضع، كما أتقدم بالشكر الخالص وفائق التقدير إلى الأستاذ المشرف:

الدكتور بن قانة إسماعيل

على نصائحه و مجهوداته التي بذلها معي ولا يفوتني توجيه الشكر والتقدير إلى أساتذة اللجنة المناقشة :

إلى الأستاذ الدكتور أقطي محمد

على قبوله ترؤس لجنة المناقشة ، و الأستاذة

الدكتورة مدي فطيمة

على قبولها مناقشة هذه المذكرة ، كما أتقدم بالشكر الأستاذ

الدكتور شيخي محمد

على المساعدة التي قدمها لي في عديد الأمور خاصة متعلقة بالبرامج الإحصائية وشكري الموصول مع الإمتنان

للطالبة كنتاوي حفصة و الطالب بوشنة عبد الصمد والطالب وقاد إبراهيم

على مساعدتهم لي في عديد الأمور متعلقة بالمذكرة كما أتقدم بالشكر والعرفان لجميع أساتذة الرياضيات الذين كانوا دعماً لرصيدنا العلمي والمعرفي وإنه لمن دواعي السرور أن أتقدم بشكري الجزيل لكل أستاذ رافقني في مسيرتي الدراسية وفي الأخير أتقدم بشكري الخالص لكل من ساعدني في عملي هذا حتى ولو بإبتسامة واجهتني للصواب.

قائمة الأشكال و الجداول

رقم الصفحة	الجدول	رقم عنوان الجدول
19	دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي للنماذج غير الموسمية والموسمية الساكنة المختلفة	(1-1)
26	المعدلات الشهرية لدرجات الحرارة (العظمى) لولاية ورقلة	(2-1)
27	المعدلات الشهرية لدرجات الحرارة (الصغرى) لولاية ورقلة	(2-2)
30	يمثل نتائج اختبار ديكي فولر للسلسلة max	(5-2)
32	يمثل نتائج اختبار ديكي فولر للسلسلة d12(max)	(8-2)
33	رقم يمثل قيم معايير المفاضلة لتقدير max	(9-2)
34	نتائج تقدير النموذج الأول لسلسلة max	(10-2)
37	يمثل نتائج التنبؤ لسلسلة max	(14-2)
41	يمثل نتائج اختبار ديكي فولر للسلسلة min	(3-3)
42	يمثل نتائج اختبار ديكي فولر للسلسلة d12(min)	(6-3)
44	يمثل قيم معايير المفاضلة التقدير min	(7-3)
44	نتائج تقدير النموذج الأول لسلسلة min	(8-3)
48	يمثل نتائج التنبؤ لسلسلة min	(12-3)

رقم الصفحة	الشكل	رقم عنوان الشكل
29	المنحنى البياني الممثل للسلسلة معدل الشهري للدرجة الحرارة max	(3-2)
30	دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة max	(4-2)
31	دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة d(max)	(6-2)
32	دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة d12(max)	(7-2)
34	يمثل منحنى مقارنة بين السلسلتين الأصلية والمقدرة max	(11-2)
35	دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلة البواقي max	(12-2)
36	دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لمربعات لسلسلة البواقي max	(13-2)
38	منحنى نتائج التنبؤ مع ابراز فترات الثقة داخل التنبؤ max	(15-2)
39	المنحنى البياني الممثل للسلسلة معدل الشهري للدرجة الحرارة min	(1-3)
40	دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة min	(2-3)
41	دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة d(min)	(4-3)
42	دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة d12(min)	(5-3)
45	مثل منحنى مقارنة بين السلسلتين الأصلية والمقدرة min	(9-3)
46	الدالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلة البواقي min	(10-3)
47	دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لمربعات لسلسلة البواقي min	(11-3)
49	منحنى نتائج التنبؤ مع ابراز فترات الثقة داخل التنبؤ min	(13-3)

المحتويات

i	إهداء
ii	شكر و عرفان
iii	قائمة الأشكال و الجداول
1	مقدمة عامة
3	I الجانب النظري
4	الفصل 1:
4	1 الإطار النظري للتنبؤ بدرجة الحرارة
4	1.1 مفاهيم أساسية حول درجة الحرارة
4	1.1.1 تعريف درجة الحرارة
4	2.1.1 العوامل المؤثرة في درجة الحرارة
4	3.1.1 أجهزة قياس درجة الحرارة
5	2.1 مفاهيم أساسية حول التنبؤ الإحصائي
5	1.2.1 مفاهيم أساسية حول التنبؤ الإحصائي:
6	2.2.1 العوامل المؤثرة على التنبؤ بدرجة الحرارة
6	3.2.1 أساليب التنبؤ بدرجات الحرارة
6	4.2.1 النماذج السببية
7	5.2.1 نماذج السلسلة الزمنية
7	3.1 السلاسل الزمنية
7	1.3.1 السلاسل الزمنية المستقرة:
8	2.3.1 السلاسل الزمنية غير المستقرة
9	3.3.1 مركبات السلاسل الزمنية
10	4.3.1 سلسلة التشويش الأبيض Blanc Bruit
11	5.3.1 دالة التغيرات الذاتي
11	6.3.1 دالة الترابط الذاتي ACF

13	عامل الإزاحة الخلفي	7.3.1
13	نموذج الإنحدار الذاتي	8.3.1
15	نموذج المتوسط المتحرك	9.3.1
16	نموذج الإنحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة	10.3.1
17	النماذج الموسمية	11.3.1
17	نموذج الإنحدار الذاتي الموسمي	12.3.1
17	نموذج المتوسطات المتحركة الموسمية	13.3.1
18	نموذج الإنحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة الموسمي	14.3.1
18	النموذج الموسمي المضاعف	15.3.1
18	طريقة بوكيس جنكيز	4.1
19	مراحل بناء النموذج	1.4.1
19	التعرف	2.4.1
19	التقدير	3.4.1
20	مرحلة الفحص التشخيصي	4.4.1
23	التنبؤ	5.4.1

25

II الجانب التطبيقي

26	الإطار التطبيقي للتنبؤ بدرجة الحرارة	2
26	عينة الدراسة	1.2
29	تنبؤ بدرجات الحرارة max	2.2
29	الدراسة الوصفية لبيانات سلسلة المعدلات الشهرية لدرجات الحرارة: (max)	1.2.2
30	دراسة استقرار السلسلة لدرجات الحرارة العظمى (max)	2.2.2
33	تنبؤ بدرجات الحرارة max	3.2.2
33	تقدير النموذج	4.2.2
35	إختبارات النموذج max	5.2.2
37	مرحلة التنبؤ	6.2.2
39	تنبؤ بدرجات الحرارة min	3.2
39	الدراسة الوصفية لبيانات سلسلة المعدلات الشهرية لدرجات الحرارة الصغرى	1.3.2
39	لولاية ورقلة	
40	دراسة استقرار سلسلة (min)	2.3.2
43	مرحلة التعرف علي النموذج	3.3.2
44	تقدير النموذج	4.3.2
46	إختبار ملائم النموذج	5.3.2
48	مرحلة التنبؤ	6.3.2

50

خاتمة عامة

مقدمة عامة

عند مطلع العقد السابع من القرن العشرين ظهر اهتمام متزايد بتحليل السلاسل الزمنية وطرائق التنبؤ بقيمتها المستقبلية، فقد كانت تعد من أبرز الأساليب الإحصائية المستخدمة في التنبؤ للكثير من التطبيقات والمجالات العلمية، ويعزى الاهتمام الكبير بالسلاسل الزمنية إلى الحاجة الماسة لنظام تنبؤ موثوق به لتفسير الكثير من الظواهر في مختلف مجالات الحياة، وقد قام الكثير من الباحثين الإحصائيين بدراسة وتحليل ومعالجة نماذج السلاسل الزمنية، منه الباحثان بوكيس وجنكيز، حيث قدما دراسة موسعة وتفصيلية لنماذج السلاسل الزمنية الموسمية واللاموسمية ومراحل بناء هذه النماذج. ويهدف هذا البحث إلى تطبيق نموذج من نماذج بوكيس-جنكيز لغرض التنبؤ بدرجات الحرارة الشهرية في ولاية ورقلة من سنة 2004 إلى سنة 2014. وقد قسمنا البحث إلى جزئين، الجزء الأول يتناول الإطار النظري للتنبؤ بدرجات الحرارة و الجزء الثاني الإطار التطبيقي.

الإشكالية:

وعلى ضوء ما سبق سنحاول من خلال هذا البحث الإجابة على الإشكالية التالية:

ما مدى فعالية طريقة بوكيس جنكيز للتنبؤ بالمعدلات الشهرية لدرجات الحرارة لولاية ورقلة
هذا التساؤل يقودنا إلى طرح الاسئلة التالية:

كيف يمكن تطبيق هذه الطريقة للتنبؤ بدرجة الحرارة لولاية ورقلة؟

ما مدى دقة النماذج المقدره في التنبؤ بدرجة الحرارة؟

هل التوقعات المحصل عليها وفق هذه الطريقة مجدية واقعيا؟

الفرضيات :

ولالإجابة على التساؤلات السابقة نقترح الفرضيات التالية:

الفرضية الأولى : تطبيق هذه الطريقة للتنبؤ بدرجة الحرارة للأرصاء الجوية يحتاج إلى إتباع مجموعة من الخطوات للوصول إلى الهدف المرجو

الفرضية الثانية: هذه الطريقة هي دقيقة في نتائجها و المعايير المستعملة لاختبارها ثبت ذلك؛

الفرضية الثالثة: التوقعات المحصل عليها في صالح الأرصاد الجوية؛

مبررات اختيار الموضوع:

تنمية معرفتنا في مجال الأساليب العلمية للتنبؤ بدرجة الحرارة؛
تحسيس المؤسسة بضرورة استخدام الأدوات العلمية الحديثة في التنبؤ؛

أهداف الدراسة:

تسعى هذه الدراسة إلى الإجابة على التساؤلات الواردة بصفة أساسية في الإشكالية بالإضافة إلى جملة من الأهداف تنصبوا في تحقيقها والمتمثلة في النقاط التالية:
دراسة جودة التنبؤ وفق طريقة بوكيس جنكيز في التنبؤ؛
بناء نموذج للتنبؤ بدرجة الحرارة للأرصاد الجوية؛
جعل هذا البحث خطوة انطلاقاً لغيري من الباحثين؛

القسم I
الجانب النظري

الفصل 1

الإطار النظري للتنبؤ بدرجة الحرارة

1.1 مفاهيم أساسية حول درجة الحرارة

مدخل في درجة الحرارة

إن أبرز التغيرات المناخية هي التغيرات الناجمة عن إختلاف درجة حرارة الهواء و التي تؤثر بدورها على العناصر المناخية الأخرى

1.1.1 تعريف درجة الحرارة

درجة الحرارة هي مقياس لمتوسط الطاقة الحركية التي يمتلكها كل جزيء من المادة.

2.1.1 العوامل المؤثرة في درجة الحرارة

- تتأثر درجة الحرارة في أي منطقة على سطح الأرض بمقدار الأشعة الشمسية الواصلة إلى سطح تلك المنطقة.
- التوسع المساحي للمدن ذلك أن هذا التوسع يعني إستخدام مواد البناء التي تخزن أشعة الشمس مثل الآجر، والحديد...الخ.
- الإحتباس الحراري الناتج عن كثرة التلوث البيئي.
- قلة الغطاء النباتي.

3.1.1 أجهزة قياس درجة الحرارة

- الترمومتر الزئبقي.
- الترمومتر الطبي.

• الترمومتر المزدوج.

2.1 مفاهيم أساسية حول التنبؤ الإحصائي

1.2.1 مفاهيم أساسية حول التنبؤ الإحصائي:

من خلال ما إطلعنا عليه من خلال موضوع التنبؤ الإحصائي يمكننا القول أن المفهوم تم تناوله في العديد من التعريفات ومن بين هذه التعريفات:

التعريف الأول:

التنبؤ هو عملية عرض للمعلومات المستقبلية انطلاقاً من معلومات ماضية، وهو من أهم الوسائل التي تمكن ديوان الأرصاد الجوية من إعطاء نظرة مستقبلية لما ستكون عليه درجة الحرارة بناء على المعلومات السابقة وكذلك العوامل المؤثرة الأخرى.

التعريف الثاني :

التنبؤ هو توقع أحداث مستقبلية لدراسات إحصائية وكية للفترة الماضية وكذلك دراسة الاتجاهات في المستقبل التي على أساسها نتوصل إلى وضع إفتراضات للفترة المستقبلية. كما سبق أن ذكرنا أن هناك تعاريف عديدة للتنبؤ فليس من الغريب أن تكون له صيغ عديدة حيث تصنف التنبؤات إلى أنواع وفقاً للمعايير التالية:

1. التنبؤ النقطي : يمثل بقيمة واحدة للمتغير التابع في كل فترة مستقبلية

2. التنبؤ بقيمة : يمثل في التنبؤ بمدى معين تقع داخله قيمة المتغير باحتمال معين من حيث التنبؤ يمكن تقسيمه إلى :

1. التنبؤ قبل التحقيق : يتوقع بقيم للمتغير التابع في فترات مستقبلية نتاح عنها بيانات خاصة بالمتغير التابع.

2. التنبؤ بعد التحقيق : فهو التنبؤ الذي يتوقع قيماً للمتغير التابع في فترة متاح عنها بيانات خاصة

أهمية عملية التنبؤ الإحصائي ومراحله:

أهمية التنبؤ:

- يضمن إلى حد كبير الكفاءة العملية لديوان الأرصاد الجوية.
- يمكن للأرصاد الجوية من معرفة حاجياتها على المدى المتوسط والبعيد.

- يساهم في الحد من المخاطر التي تواجه اللاإنسان في الحياة اليومية وخاصة المرضى بأمراض مزمنة.
- يساهم بقدر كبير في اتخاذ القرارات وترقب أثارها مستقبلا

مراحله:

- تحديد الهدف من إجراء عملية التنبؤ.
- جمع البيانات التاريخية المتعلقة بالظاهرة المراد التنبؤ بها ودراسة كافة الظروف المحيطة بها.
- عرض البيانات وتحليلها للإستعمال وتحديد الفترة المراد بالتنبؤ من خلالها.
- التأكد من النتائج المتحصل عليها من خلال متابعة عملية التنبؤ.

2.2.1 العوامل المؤثرة على التنبؤ بدرجة الحرارة

هناك العديد من العوامل المؤثرة على دقة التنبؤ يمكن حصرها في ما يلي:

العوامل الطبيعية : وهي تتعلق بالإحتباس الحراري.

العوامل الديمغرافية : وهي متعلقة بالسكن والسكان.

التلوث البيئي : مثل حرق النفايات وعوادم السيارات ومصانع التكرير

3.2.1 أساليب التنبؤ بدرجات الحرارة

يوجد العديد من الطرق والأساليب التي يمكن استخدامها في عملية التنبؤ والتي تصنف إلى أساليب نوعية وكمية تعرف الأأساليب النوعية على أنها تلك الطرق التي تحتاج إلى مهارات وخبرة عالية الحدس والتخمين والتوقع المستقبلي، يفترض أصحاب هذا النوع من التنبؤ أن المستقبل هو امتداد للماضي والحاضر وان الظروف المناخية والإنسانية تبقى سارية المفعول بنفس الحجم.

4.2.1 النماذج السببية

ويقصد بها نماذج اللاإنحدار الخطي التي تعتمد على صياغة العلاقة بين ظاهرة معينة (متغيرات تابعة) وعامل مفسر أو مجموعة من العوامل المفسرة لها وتصوير هذه العلاقة في شكل نموذج إحصائي إذا كانت هذه العلاقة بين متغيرين فقط

نسميه نموذج اللاإنحدار الخطي :

$$Y_i = B_0 + BX_i + \varepsilon_t$$

إذا كانت العلاقة بين أكثر من متغيرين نسميه نموذج الإندثار المتعدد:

$$Y_i = B_{kt} + \sum_{i=1}^k X_{ki} + \varepsilon_t$$

5.2.1 نماذج السلسلة الزمنية

تستعمل هذه النماذج في حالة غياب العلاقة السببية بين المتغيرات وصعوبة قياسها وفي حالة عدم توفر المعطيات الكافية حول المتغيرات نذكر من بينها

طريقة التمهيد الآسي: يعد التمهيد الآسي أحد التقنيات المألوفة للتنبؤ بالسلاسل الزمنية ويعرف التمهيد على أنه صقل أو تنعيم للبيانات التي لها تشويش وسميت هذه الطريقة بالتمهيد الآسي لأنها تعطي المشاهدات السابقة أوزان آسية بصورة ثابته ويمكن توضيحها من خلال المعادلة التالية:

$$S_i = ax_i(1 - a)S_{i-1}$$

تمثل x_i القيمة الحقيقية

3.1 السلاسل الزمنية

السلسلة الزمنية:

هي مجموعة من القيم المشاهدة لظاهرة معينة في فترات زمنية متساوية ولمدة من الزمن.

1.3.1 السلاسل الزمنية المستقرة :

تعريف يقال أن سلسلة زمنية $\{Z_1, Z_2, Z_3, \dots, Z_n\}$ مستقرة إذا حققت الشروط التالية:

• تذبذبت حول متوسط حسابي ثابت عبر الزمن:

$$E(Z_t) = E(Z_{t+k}) = \mu \quad \forall t$$

• ثبات التباين عبر الزمن:

$$\begin{aligned} \text{var}(Z_t) &= E[Z_t - E(Z_t)]^2 = \text{var}(Z_{t+k}) \\ &= E[Z_{t+k} - E(Z_{t+k})]^2 = \gamma(0) = \sigma^2 \end{aligned}$$

• أن يكون التباين المشترك بين أي قيمتين لنفس المتغير معتمد على الفجوة الزمنية بين القيمتين وليس على القيمة الفعلية للزمن الذي يحسب عند التغير أي الفرق بين فترتين زمنيتين.

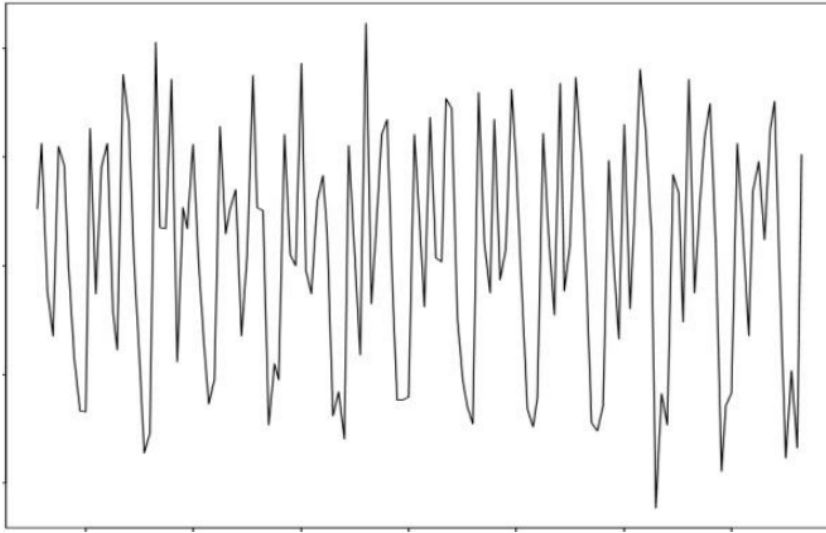
$$\text{cov}(Z_t, Z_{t+k}) = E[(Z(t) - \mu) - (Z_{t+k} - \mu)] = \text{cov}(Z_{t+k}, Z_{t+k+s})$$

فإذا كانت $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ هي قيم ملاحظة من السلسلة الزمنية $\{X_t\}$ و كانت $\bar{X}, \hat{\sigma}_X^2, C_k$ هي تقديرات ل $\mu, \sigma_X^2, \gamma_k$ على التوالي فأن:

$$\bar{X} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N X_t$$

$$\sigma_X^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{t=1}^N (X_t - \bar{X})^2$$

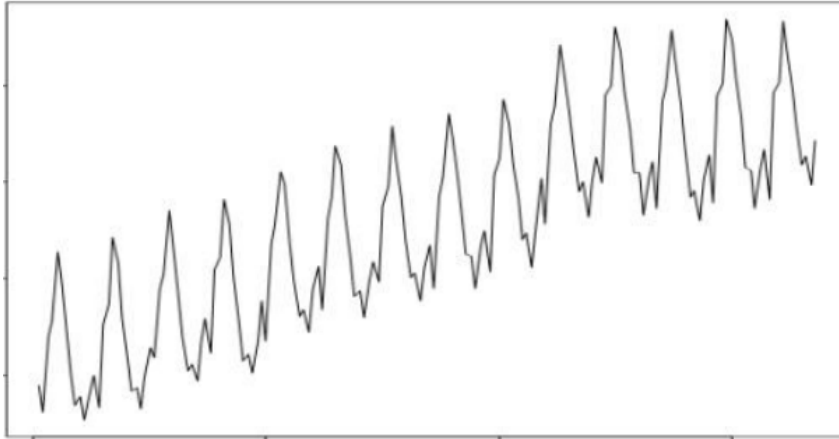
$$cov(X_t, X_{t+k}) = \frac{1}{N-1} \sum_{t=1}^N (X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu)$$



السلسلة الزمنية مستقرة

2.3.1 السلاسل الزمنية غير المستقرة

السلاسل الزمنية غير المستقرة والتي تكون عكس المستقرة أي أن مستوى المتوسط فيها يتغير باستمرار سواء نحو الزيادة أو النقصان أو من خلال تأثير المتغيرات الموسمية، أما من الناحية الإحصائية للسلسلة الزمنية المستقرة فهذا يعني أن أوساطها وتباينها وتبايناتها المشتركة تتغير عبر الزمن



سلسلة زمنية غير مستقرة

3.3.1 مركبات السلاسل الزمنية

الإتجاه العام:

وهو العنصر الذي يقصد به الحركة المنتظمة للسلسلة عبر فترة زمنية معينة وفي العادة أهم العناصر المكونة للسلسلة الزمنية وعادة ما يعتمد كعنصر وحيد في بناء التوقعات المستقبلية وبالتالي يمثل الإتجاه العام الذي تكون عليه الظاهرة في الحالة العامة لذلك يمثل أهم عامل أو أهم مركبة في السلسلة الزمنية وغالبا ما يتم الإ اعتماد عليه وبشكل وحيد في التنبؤ بالقيم اللاحقة



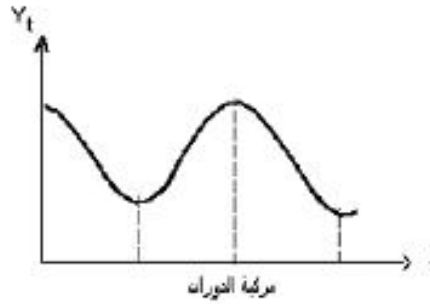
المركبة الموسمية :

تعتبر هذه المركبة عن التغيرات والتذبذبات الفصلية الموسمية الناتجة عن التغيرات في الفصول الأربعة مثلا: اختلاف درجة الحرارة لولاية ورقلة بسبب تأثير عوامل خارجية، وهي تم غالبا بطريقة منتظمة في شكل دورات في السنة فقد تكون أسبوعية أو شهرية أو فصلية



المركبة الدورية:

وهي التغيرات التي تطرأ على قيم السلسلة الزمنية بصورة زمنية منتظمة أو غير منتظمة ويزيد مداها عن السنة .



المركبة العشوائية:

ويقصد بها التحركات المفاجئة في السلسلة الزمنية الراجعة للعوامل العشوائية مثل الزلازل ، البراكين ، الحروب ، حوادث العمل التي يمكن التنبؤ أو تحديد حجمها نظرا لعدم انتظامها وعدم القدرة على توقعها ،



4.3.1 سلسلة التشويش الأبيض Blanc Bruit

تعريف سلسلة التشويش الأبيض أو عملية التشويش الأبيض $\{Z_t\}$ هي عبارة عن متابعة من المشاهدات العشوائية غير المتتابعة من المتغيرات العشوائية التي تكون مستقلة ولها توزيعات متطابقة بمتوسط صفري وتباين

ثابت σ^2 حيث:

$$E(Z_t) = 0 \quad \forall t$$

$$cov(Z_t, Z_s) = \begin{cases} \sigma^2 & \forall t, \forall s \\ 0 & t \neq s, \forall t, \forall s \end{cases}$$

$$BB(0, \sigma^2)$$

السلسلة العشوائية (2.3.3.1):

سوف نبني عملية عشوائية كالتالي:

$$\begin{cases} X_1 = z_1 \\ X_2 = z_1 + z_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ X_t = z_1 + z_2 + \dots + z_t \\ X_{t+1} = X_t + z_t \end{cases}$$

أي ولو اعتبرنا أن z_j هو حجم الخطوة التي تؤخذ إلى الأمام أو الخلف عند الزمن t فإن x_t هي الموقع العشوائي عند الزمن t

5.3.1 دالة التغير الذاتي

تعريف دالة التغير Auto covariance تعرف كالتالي:

$$\begin{aligned} \gamma_{t,s} &= cov(X_t, X_s) \quad \forall t, \forall s \\ &= E[(X_t - \mu)(X_s - \mu)] \quad \forall t, \forall s \end{aligned}$$

إذا عرفنا التخلف k على أنه الفترة الزمنية التي تفصل بين X_t وبين X_{t-k} أو X_{t+k} فإن دالة التغير الذاتي تعطى بالعلاقة التالية

$$\begin{aligned} \gamma_k &= cov(X_t, X_{t-k}) \quad k = \pm 1 \\ &= E[(X_t - \mu)(X_{t-k} - \mu)] \end{aligned}$$

6.3.1 دالة الترابط الذاتي ACF

تعرف دالة الترابط الذاتي كالتالي:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad k = 0 \pm 1 \pm 2$$

بحيث تحقق الخواص التالية:

$$\begin{cases} \rho_0 = 1 \\ \rho_{-k} = \rho_k \\ |\rho_k| \leq 1 \end{cases}$$

دالة الترابط الذاتي الجزئي:

تعريف دالة الترابط الذاتي الجزئي (PACF) وتعطي مقدار الترابط بين X_t و X_{t+k} بعد إزالة تأثير الترابط الناتج من المتغيرات $X_{t-1}, X_{t-2}, X_{t-3}, \dots, X_{t-k+1}$ الواقعة بينهما، ويرمز لها عند التخلف k بالرمز Φ_{kk}

$$X_t = \Phi_{k1}X_{t-1} + \Phi_{k2}X_{t-2} + \dots + \Phi_{kk}X_{t-k} + Z_t$$

حساب Φ_{11}

$$X_t = \Phi_{11}X_{t-1} + Z_t$$

نضرب طرفي العلاقة X_{t-1} وبأخذ التوقع نجد

$$E(X_t X_{t-1}) = \Phi_{k1}E(X_{t-1}X_{t-1}) + E(Z_t X_{t-1})$$

$$\gamma_1 = \Phi_{11}\gamma_0$$

حيث :

$$E(Z_t X_{t-1}) = 0$$

وبالقسمة على γ_0 نجد:

$$\Phi_{11} = \rho_1$$

تعرف دالة الترابط الذاتي الجزئي كالتالي:

$$\Phi_{kk} = \begin{cases} 1 & k = 0 \\ \rho & k = 1 \\ \frac{\begin{vmatrix} 1 & \dots & \rho_{k-1} & \rho_1 \\ \rho_1 & \dots & \rho_{k-3} & \rho_2 \\ \rho_{k-1} & \dots & \rho_1 & \rho_k \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \dots & \rho_{k-2} & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & \dots & \rho_{k-3} & \rho_{k-1} \\ \rho_{k-1} & \dots & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} & k = 2, 3, \dots \end{cases}$$

تحسب Φ_{kk} تكراريا من العلاقات التالية :

$$\Phi_{00} = 1$$

$$\Phi_{11} = \rho_1$$

$$\Phi_{kk} = \frac{\rho_k - \sum_{j=1}^{k-1} Q_{k-1} \rho_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} Q_{k-1} \rho_j} \quad k = 2, 3, \dots$$

حساب Φ_{22}

$$\Phi_{22} = \frac{\rho_{22} - \Phi_{11}\rho_1}{1 - \Phi_{11}\rho_1} = \frac{\rho_{22} - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2}$$

7.3.1 عامل الإزاحة الخلفي

يرمز له بالرمز B وله الخواص التالية:

$$LX_t = X_{t-1}$$

$$L^m X_t = L^{m-1}(LX_t) = L^{m-2}(L(LX_t)) = \dots = X_{t-m}$$

$$Lc = c \text{ constant}$$

8.3.1 نموذج الإنحدار الذاتي

طبقاً لهذا النموذج تكون الملاحظة الحالية X_t معتمدة بواسطة متوسط الترجيح للملاحظات الماضية إلى فترة التأخير من المرتبة p مع الأخذ بعين الاعتبار حد الخطأ العشوائي في الفترة الحالية ، ونسمي ذلك بنموذج الارتباط الذاتي للسلسلة الزمنية ذو الرتبة $AR(p)$ أي:

$$X_t = \mu + \theta_1 X_{t-1} + \theta_2 X_{t-2} + \dots + \theta_p X_{t-p} + Z_t$$

حيث:

$$Z_t \sim BB(0, \sigma^2)$$

بمعنى:

$$X_t = \mu + \sum_{i=1}^p \theta_i X_{t-i} + Z_t$$

حيث تمثل X_t قيمة المتغير في الفترة الحالية t و Z_t الخطأ العشوائي في الفترة الحالية t وحيث $X_t, X_{t-1}, X_{t-2}, X_{t-p}$ تمثل قيم المتغير في الفترات السابقة وحيث $\theta_1, \theta_2, \theta_p$ أن معالم النموذج

معامل التأخير:

عادة ما يكتب نموذج الإنحدار الذاتي بواسطة معامل التأخير:

$$X_t = \theta_1 L X_{t-1} + \theta_2 L^2 X_{t-2} + \dots + \theta_p L^p X_{t-p} + Z_t$$

$$(1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 + \dots + \theta_p L^p) X_t = Z_t$$

$$\theta(L) X_t = Z_t$$

حيث

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

إذا كانت السلسلة مستقرة فإن وسطها الممثل ب μ ، يجب أن يكون غير متغير بالنسبة للزمن ، أي :

$$E(X_t) = E(X_{t-1}) = \dots = E(X_{t-p}) = \mu = 0$$

$$E(X_t) = \theta_0 + \theta_1 E(X_{t-1}) + \theta_2 E(X_{t-2}) + \dots + \theta_p E(X_{t-p}) + E(Z_t)$$

$$\mu = \theta_0 - \theta_1 \mu + \theta_2 \mu + \dots + \theta_p \mu$$

$$\mu = \frac{\theta_0}{1 - \sum_{i=1}^p \theta_i}$$

الاستقرار:

إن العبارة الأخيرة والخاصة بوسط النموذج تعطي لنا أيضا شرط الإستقرار فإذا كان منتهيا فن الضروري أن يكون

$$\sum_{i=1}^p \theta_i < 1$$

وهذا الشرط ضروري لكنه غير كافي لضمان حالة الإستقرار حيث أنه هناك شروط أخرى يجب أن تتحقق من أجل الإستقرار ، وانطلاقا من نموذج الإ نحدار الذاتي المكتوب بواسطة معامل التأخير L يكون لدينا :

قابل للقلب (invertible)

$$\begin{aligned} \theta(L)X_t &= Z_t \\ X_t &= \theta^{-1}(L)Z_t \end{aligned}$$

إذن لكي يكون النموذج $AR(p)$ مستقرا يجب أن يكون قابل للقلب $invertible$ أي يمكن كتابته من على شكل نموذج نهائي للأخطاء العشوائية ، وبعبارة أخرى يجب أن تكون جذور كثيرة الحدود $|\theta(L)|$ بالقيمة المطلقة أقل من الواحد.

$$\begin{aligned} |\theta(L)| &< 1 \\ \gamma(h) &= E[X_t X_{t-h}] \end{aligned}$$

التباين و دالة التغاير:

$$X_t X_{t-h} = \theta X_{t-1} X_{t-h} + \theta_2 X_{t-2} X_{t-h} + \dots + \theta_p X_{t-p} X_{t-h} + z_t X_{t-h}$$

$$\gamma(h) = E[X_t X_{t-h}]$$

$$= \theta_1 \gamma(h-1) + \theta_2 \gamma(h-2) + \dots + \theta_p \gamma(h-p) + E[z_t X_{t-h}]$$

$$h > 0 \quad \gamma(h) = \sum_{j=1}^p \theta_j \gamma(h-j)$$

$$h > 0 \quad \rho(h) = \sum_{j=1}^p \theta_j \rho(h-j)$$

حساب $Y(o)$

$$Y(0) = \sigma_x^2$$

$$\sigma_x^2 = E[X_t^2]$$

$$= E[X_t(\theta_1 X_{t-1} + \theta_2 X_{t-2} + \dots + \theta_p X_{t-p} + z_t)]$$

$$= \theta_1 \gamma(1) + \theta_2 \gamma(2) + \dots + \theta_p \gamma(p) + E[z_t X_t]$$

$$= \theta_1 \gamma(1) + \theta_2 \gamma(2) + \dots + \theta_p \gamma(p) + \sigma_z^2$$

$$1 = \rho_1 \gamma(1) + \rho_2 \gamma(2) + \dots + \rho_p \gamma(p) + \frac{\sigma_z^2}{\sigma_x^2}$$

$$\sigma_x^2 = \frac{\sigma_z^2}{\rho_1 \gamma(1) + \rho_2 \gamma(2) + \dots + \rho_p \gamma(p)}$$

تقدير النموذج:

بطريقة يول ولكر

$$\begin{cases} \theta_1\rho(0) + \theta_2\rho(1) + \dots + \theta_p\rho(p-1) = \rho(1), & h = 1 \\ \theta_1\rho(1) + \theta_2\rho(0) + \dots + \theta_p\rho(p-2) = \rho(2), & h = 2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \theta_1\rho(p-1) + \theta_2\rho(p-2) + \dots + \theta_p\rho(0) = \rho(p), & h = 1 \end{cases}$$

$$R_p = \begin{bmatrix} 1 & \rho(1) & \rho(2) & \dots & \rho(p-1) \\ \rho(1) & 1 & \rho(2) & \dots & \rho(p-2) \\ \rho(2) & \rho(1) & 1 & \dots & \rho(p-3) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \rho(p-1) & \rho(p-2) & \rho(p-3) & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

$$R_p\theta = \rho$$

$$\theta = R_p^{-1}\rho$$

$$\hat{\theta} = \hat{R}_p^{-1}\hat{\rho}$$

9.3.1 نموذج المتوسط المتحرك

تكون ملاحظة السلسلة الزمنية في نموذج المتوسط المتحرك ذو المرتبة معمة بواسطة متوسط مرجح للأخطاء العشوائية التي يرمز لها ب ونكتب معادلتها على الشكل التالي:

$$X_t = \mu + Z_t + \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_q Z_{t-q}$$

حيث أن المعالم يمكن أن تكون موجبة أو سالبة هي متوسطات متحركة لقيم الحد العشوائي في الفترة والفترات السابقة
نفرض الأخطاء معمة بواسطة نموذج الإضطراب (التشويش الأبيض) وكحالة خاصة هذه الأخطاء لها طبيعية مستقلة ومتماثلة التوزيع إذا كانت:

$$E(z_t) = 0 \quad Var(z_t) = \sigma_z^2 \quad E(z_{t-1}z_t) = 0$$

$$E(X_{t-1}X_t) = E[X_{t-1}(Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \phi_2 Z_{t-2} - \dots - \phi_q Z_{t-q})]$$

$$X_t = E(Z_t Z_{t-k}) = 0$$

$$\text{Var}(X_t) = \gamma_0$$

$$\begin{aligned} \gamma_0 &= E[(Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \phi_2 Z_{t-2} - \dots - \phi_q Z_{t-q})(Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \phi_2 Z_{t-2} - \dots - \phi_q Z_{t-q})] \\ &= E[(Z_t^2 - \phi_1^2 Z_{t-1}^2 - \phi_2^2 Z_{t-2}^2 - \dots - \phi_q^2 Z_{t-q}^2)] \\ &= \sigma_Z^2 - \phi_1^2 \sigma_Z^2 - \phi_2^2 \sigma_Z^2 - \dots - \phi_q^2 \sigma_Z^2 \\ &= \sigma_Z^2 [1 - \phi_1^2 - \phi_2^2 - \dots - \phi_q^2] \end{aligned}$$

وبالتالي يمكن كتابة التباين على النحو التالي:

$$\text{Var}(Z_t) = \gamma_0 = \sigma_Z^2 [1 + \sum_{j=1}^q \phi_j^2]$$

$$\rho(k) = \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)} = \begin{cases} 1 & k = 0 \\ \frac{-\phi_k + \phi_1 \phi_{k-1} + \phi_2 \phi_{k-2} + \dots + \phi_{q-k} \phi_q}{1 + \sum_{j=1}^q \phi_j^2} & k = 1, 2, \dots, q \\ 0 & k > q \end{cases}$$

10.3.1 نموذج الإنحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة

توجد نماذج عشوائية يمكن نمذجتها على أنها مجرد نموذج إنحدار ذاتي أو نموذج متوسط متحرك فقط، وذلك لإحتوائها على خصائص النوعين من السير نموذج معا والذي يطلق عليه اسم نموذج الإنحدار الذاتي والمتوسط المتحرك المختلط من المرتبتين ، ونكتبها على الشكل $ARMA(p, q)$

$$X_t = \mu + \sum_{j=1}^p \theta_j X_{t-j} + Z_t - \sum_{j=1}^q \phi_j Z_{t-j}$$

ويمكن كتابة معادلتها بشكل اخر مع اعتبار

$$X_t = \mu + \theta_1 X_{t-1} + \theta_2 X_{t-2} + \dots + \theta_p X_{t-p} + Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \phi_2 Z_{t-2} - \dots - \phi_q Z_{t-q} \dots$$

الإستقراري :

نفرض أن السيرورة $ARMA(p, q)$ مستقرة ، بحيث اوسطها يكون ثابتا عبر الزمن وتعطي النتيجة

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

كما أن الشرط الضروري لإستقرار السيرورة $ARMA(p, q)$

$$(1 - \sum_{i=1}^p \theta_i) < 1$$

$$X_t = \mu + \theta_1 X_{t-1} + \theta_2 X_{t-2} + \dots + \theta_p X_{t-p} + Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \phi_2 Z_{t-2} - \dots - \phi_q Z_{t-q}$$

معامل التأخير:

بإدخال معامل التأخير L فإن الصيغة تصبح من الشكل:

$$(1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_p L^p) X_{t-p} = (1 - \phi L - \phi_2 L^2 - \phi_q L^q) Z_{t-q}$$

معامل القلب:

$$\theta(L) X_t = \phi(L) Z_t$$

$$Z_t = \phi^{-1}(L) \theta(L) X_t$$

11.3.1 النماذج الموسمية

تستخدم لتمثيل السلاسل الزمنية الموسمية ومن هذه النماذج:

السلسلة الموسمية

تعتبر السلسلة الزمنية سلسلة موسمية إذا كانت تعيد نفسها كل فترة زمنية ثابتة أي أن:

$$X_t = X_{t+S}$$

حيث تمثل S طول الموسم. ويمكن معرفتها وتمييزها من خلال قيم معاملات الارتباط الذاتي التي تكون موجبة وأكبر ما يمكن وتختلف معنويًا عن الصفر عند الفترات الزمنية $S, 2S, 3S$

12.3.1 نموذج الإنحدار الذاتي الموسمي

ويكتب بالشكل الآتي:

$$X_t = \mu + \theta_s X_{t-s} + \theta_{2s} X_{t-2s} + \dots + \theta_{ps} X_{t-ps} + Z_t$$

ويرمز لهذا النموذج بـ $SAR(P)$ حيث تمثل p درجته.

13.3.1 نموذج المتوسطات المتحركة الموسمية

وصيغته هي:

$$X_t = \mu + Z_t - \phi_s Z_{t-s} - \phi_{2s} Z_{t-2s} - \dots - \phi_{Qs} Z_{t-Qs}$$

ويرمز لهذا النموذج بـ $SMA(Q)$ حيث Q تمثل درجته.

14.3.1 نموذج الإنحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة الموسمي

ويكتب كالتالي:

$$X_t = \mu + \theta_s X_{t-s} + \theta_{2s} X_{t-2s} + \dots + \theta_{ps} X_{t-ps} \\ + Z_t - \phi_s Z_{t-s} - \phi_{2s} Z_{t-2s} - \dots - \phi_{qs} Z_{t-qs}$$

ويرمز لهذا النموذج بـ $SARMA(P, Q)$ حيث P, Q تمثلان درجته. أما إذا كانت السلاسل الموسمية غير ساكنة فتحول إلى ساكنة عن طريق أخذ الفرق الموسمي وفق المعادلة الآتية:

$$W_t = X_t - X_{t-s}$$

ثم تمثل بنفس النماذج السابقة ولكن تضاف فقط كلمة متكاملة إلى اسم النموذج للدلالة على أن هذا النموذج استخدم لتمثيل سلسلة زمنية غير ساكنة.

15.3.1 النموذج الموسمي المضاعف

هو خليط من النماذج الموسمية والموسمية ويكتب بالشكل الآتي:

$$\theta_p(L)\theta_p(L^s)\nabla^d\nabla^D X_t = \phi_q(L)\phi_q(L^s)Z_t$$

حيث أن:

p درجة الإنحدار الذاتي الإعتيادي، P درجة الإنحدار الذاتي الموسمي،

q درجة المتوسط المتحرك الإعتيادي، Q درجة المتوسط المتحرك الموسمي،

d درجة الفروق الإعتيادية، D درجة الفروق الموسمية

S طول فترة الموسم،

ويرمز للنموذج أعلاه بـ $ARIMA(p, q, d) \times (P, Q, D)_S$

4.1 طريقة بوكيس جنكيز

تعتبر من الأساليب المهمة لتحليل السلاسل الزمنية، حيث تستخدم هذه الطريقة لتمثيل سلسلة زمنية تمثل ظاهرة معينة في التنبؤ بقيم الظاهرة في المستقبل، ولها تطبيقات كثيرة في المجالات الاقتصادية والأرصاد الجوية حيث تم تطبيق، النموذج الموسمي المختلط للتنبؤ بدرجات الحرارة في مدينة ورقلة وقبل التطرق إلى النموذج لابد للتعرف على التعاريف المرتبطة بها

اختبارات تحديد طبيعة السلسلة الزمنية:

قد يصعب أحياناً تحديد طبيعة السلسلة الزمنية (مستقرة أو غير مستقرة) سواء بالملاحظة البسيطة أو حتى بالرسم البياني هنا نلجأ إلى استخدام مقاييس إحصائية لإختبار وجود أو عدم وجود الاتجاه العام في السلسلة المركبة الموسمية
هناك أيضاً أدوات مهمة في تحليل السلاسل الزمنية واختبار استقراريتها، هي دالة الارتباط الذاتي واختبار الجذر الحدودي.
ويمكن تمييز السلاسل الزمنية الساكنة عن الغير الساكنة من خلال قيم معاملات الارتباط الذاتي حيث تقترب قيمه من الصفر بعد الفترة الثانية أو الثالثة بالنسبة للسلسلة الساكنة في حين غير الساكنة لها فروق معنوية تقترب من الصفر بعد الفترة السابعة أو الثامنة.

1.4.1 مراحل بناء النموذج

هناك أربعة مراحل لغرض بناء نموذج لتمثيل سلسلة زمنية ساكنة وتشمل:

2.4.1 التعرف

يتم تشخيص النموذج وتحديد درجته من خلال دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي، ويحتوي الجدول (1.1) على ملخص للأشكال المختلفة لدالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للنماذج غير الموسمية والموسمية الساكنة المختلفة

جدول (1.1) : دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للنماذج غير الموسمية والموسمية الساكنة المختلفة

النموذج	دالة الارتباط الذاتي ACF	دالة الارتباط الذاتي الجزئي $PACF$
$AR(p)$	تقترب من الصفر تدريجياً	تقترب من الصفر بعد p الفترة الزمن
$MA(q)$	تقترب من الصفر بعد الفترة الزمنية	تقترب من الصفر تدريجياً
$ARMA(p, q)$	تقترب من الصفر تدريجياً	تقترب من الصفر تدريجياً
$AR(p) \times SAR(P)$	تقترب من الصفر تدريجياً	تقترب من الصفر بعد الفترة الزمنية $p+SP$
$MA(q) \times SMA(Q)$	تقترب من الصفر بعد الفترة الزمنية	تقترب من الصفر تدريجياً
$ARMA(p, q) \times (P, Q)$	تقترب من الصفر تدريجياً	تقترب من الصفر تدريجياً

3.4.1 التقدير

بعد أن يحدد النموذج وتحدد درجته يتم تقدير معالمه، وهناك عدة طرق تستخدم في التقدير أهمها:

تقدير معالم نموذج الإندار الذاتي

في هذا النموذج وبعد تحديد الدرجة يصبح من السهل تقدير معالمها وذلك باستعمال طرق كطريقة الإندار وطريقة أعظم احتمال (المعقولة العظمى) وكذا طريقة معادلات يول ولكر هذه الأخيرة والتي ارتكزت على معادلات يول ولكر التي تطرقنا إليها سابقا من خلال معاملات دالة الإرتباط الذاتي لتقدير معالم النموذج حيث أن المقدرات في حالة نماذج AR تكون فعالة.

ثانيا تقدير معالم نماذج المتوسطات المتحركة والمختلطة

تعتبر هذه النماذج أعقد بكثير من حيث التقدير مقارنة بالنماذج الإندارية ، كونها غير خطية في المعالم من جهة وعدم مشاهدة مثير الأخطاء من جهة أخرى فهدف التقدير هنا هو تحديد معالم القسم الإنداري وقسم المتوسطات المتحركة لوحدها في النموذج المختلط العام التالي:

$$(1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_p L^p) X_{t-p} = (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_q L^q) Z_{t-q}$$

$$\theta_1(L) X_{t-p} = \phi_1(L) Z_{t-q}$$

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

$$\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_q L^q$$

بإفراض إمكانية قلب المعامل $\theta(L)$ فإن:

$$Z_t = \phi^{-1}(L) \theta(L) X_t$$

إذا فإن أي طريقة تقدير يجب أن تأخذ بعين الإعتبار فكرة تصغير مجموع البواقي ، أي:

$$Z_t = \phi^{-1}(L) \theta(L) X_t \text{ حيث } \sum \hat{z}_t^2 = s(\hat{\phi}, \hat{\theta})$$

لقد رأينا إمكانية سهولة تقدير، معالم هذه العلاقة في حالة غياب الطرف بينما في حالة حضورها لوحدها أو مع مركبة النماذج الإندارية فإن هذه العلاقة تصبح غير خطية المعالم وبالتالي تتطلب طريقة تقدير تكرارية ومن بين هذه الطرق:

طريقة البحث التشابكي: **Grid-Search** تصلح هذه الطريقة في النماذج التي تكون فيها رتبة قسم المتوسطات المتحركة حيث يتم افتراض قيم تقديرية لمعالم جزء الإندار الذاتي وبإجراء عدة مراحل يتم اختيار قيم مقدرة لمعالم جزء المتوسطات المتحركة Θ التي تعطي أقل مجموع من مربعات البواقي.

4.4.1 مرحلة الفحص التشخيصي

بعد الإنتهاء من مرحلتى التحديد وتقدير النموذج نتطرق إلى المرحلة الثالثة من عملية النمذجة ، وهي اختبار قوة النموذج الإحصائية ، وهذه المرحلة تتطلب منا القيام بالمرحلة التالية:

التوزيع الطبيعي :

نعتمد في اختبار التوزيع الطبيعي على jarque bera على معامل التفلطح، Kurtosis، ومعامل التناظر، SKeweness وتكتب معادلات المعاملات كالتالي

$$k = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - m)^4}{\left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - m^2)^2 \right]^2} = \frac{\mu^4}{\mu_2^3} = \beta_2$$

$$s = \frac{\left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - m)^3 \right]^2}{\left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - m^3)^2 \right]} = \frac{\mu_3^2}{\mu_3^2} = \beta_1$$

حيث m المتوسط الحسابي للسلسلة الزمنية المستقرة إذا كان التوزيع الطبيعي وعدد المشاهدات أكبر من $n > 30$

$$\beta_1^{\frac{1}{2}} \sim N\left(0, \sqrt{\frac{6}{T}}\right) \quad \beta_2 \sim N\left(0, \sqrt{\frac{24}{T}}\right)$$

اختبار جاك بيرتا يجمع بين المعاملين السابقين فإذا كانت $\beta_1^{\frac{1}{2}}$ و $\beta_2^{\frac{1}{2}}$ تتبعان التوزيع الطبيعي فإن قيمة S تتبع

$$JB = \frac{T}{6} B_1 + \frac{T}{24} (B_2 - 3) \sim x_a^2(2) \text{ : حيث } 2 \text{ درجة حرية،}$$

إتخاذ القرار $JB > x_a^2(2)$ فإننا نرفض فرضية التوزيع الطبيعي للسلسلة بنسبة معنوية α

اختبار دالة الارتباط الذاتي للسلسلة

نقارن فيها دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الأصلية مع تلك المتولدة عن النموذج المقدر، فإذا لوحظ وجود اختلاف جوهري بينهما، فإنه يكون دليلاً قطعياً على فشل عملية التحديد، وهذا يستدعي إعادة عملية بناء النموذج وتقديره من جديد، أما إذا تشابهت الدالتين فإننا ننتقل إلى دراسة وتحليل بواقي التقدير، مع دالة الارتباط الذاتي للبواقي. يجب أن تقع معاملات الارتباط الذاتي الكلية للبواقي داخل مجال الثقة المعبر عنه بيانياً بخطين

$$\left[\frac{-T_{\alpha/2}}{\sqrt{T}}, \frac{T_{\alpha/2}}{\sqrt{T}} \right]$$

تحت فرضية التوزيع الطبيعي لدالة ارتباط الذاتي بمتوسط معدوم وتباين $\frac{1}{T}$ أي $\hat{\rho} \sim N\left(0, \frac{1}{T}\right)$ فإن

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

وبمقارنة هذه الإحصائية مع $x_a^2(k - p - q)$ نقبل فرضية العدم H_0 إذا كانت المحسوبة Q ، للأخطاء أقل من تلك المجدولة وهذا يعني أن سلسلة البواقي مستقرة، إلى أنه يمكن استعمال إحصائية بدلا من Q

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

عند اختبار الإحصائية Q أو Q^* يمكن رفع مستوى المعنوية من $\alpha = 5\%$ إلى 10% هذا الإجراء وارد نظراً

لضعف المعنوية في الميدان التطبيقي يجب أن تقع كذلك معاملات الارتباط الذاتي الكلية لمربعات البواقي

داخل مجال الثقة $\left[\frac{-T_{\alpha/2}}{\sqrt{T}}, \frac{T_{\alpha/2}}{\sqrt{T}} \right]$ ففي هذه الحالة تكون سلسلة مربعات البواقي مستقرة، أي أن التباين

الشرطي للأخطاء متجانس

اختبار معنوية المعالم والمعنوية الكلية للنموذج

إذا اعتبرنا أن مقدرات النموذج تتوزع طبيعياً فإن:

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

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

هذا المعيار خاص بعملية اختبار المعالم $\hat{\phi}_i$ و $\hat{\theta}_j$ حيث

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

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

نختبر فرضية العدم ، حيث نقبل H_0 بمستوى معنوية $\alpha = 5\%$ إذا كانت $t_{T-p-q+\alpha/2}$ ، ففي هذه الحالة ليس للمعلم $i = 1, 2, \dots, p$

$\hat{\phi}_i$ معنوية إحصائية أي يساوي معنوياً الصفر ، ونرفض H_0 بمستوى معنوي α إذا كانت $t_{T-p-q+\alpha/2}$ أي أن للمعلم $\hat{\phi}_i$ معنوية إحصائية أي يختلف معنوياً عن الصفر نفس الشيء بالنسبة لاختبار $\hat{\theta}_j$ $j = 1, 2, \dots, q$

لاختبار المعنوية الكلية للنموذج $ARMA(p, q)$ نستخدم إحصائية Fisher لتكن الفرضيتان

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

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

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

فإذا تجاوزت الإحصائية F_c قيمة F الجدولة عند مستوى معنوية σ ودرجتي حرية $T - p - q$ و $p + q$ نقبل الفرضية القائلة بأن معالم النموذج ليست جميعها مساوية للصفر وأن يختلف جوهرياً عن الصفر ففي هذه الحالة يمكن القول أن للنموذج معنوية إحصائية

ثالثاً معايير التفضيل بين النماذج المرشحة

بعض الحالات تكون هناك مجموعة من النماذج غير مرفوضة بواسطة الأدوات الإحصائية والقيام بالمفاضلة بين هذه النماذج واختيار النموذج الأنسب نستعمل المعايير التالية:

معيار $Akaike(1969)$ يسمى اختصاراً بـ (AIC) ، ويعد الأكثر استعمالاً ويعطى بالعلاقة التالية:

$$AIC(p, q) = \hat{\sigma}^2 * \exp \left\{ 2 \left(\frac{p+q}{T} \right) \right\}$$

حيث $\hat{\sigma}^2$ تباين البواقي محسوب بطريقة المعقولة العظمى (بقسمة مربعات البواقي على عدد المشاهدات فقط) أما $(p+q)$ تشير إلى عدد المعالم المقدر. وبسبب إعطائه وزن أكبر للنماذج المستعملة لأكبر عدد من المشاهدات عدل كما يلي:

$$NAIC(p, q) = \frac{AIC(p, q)}{T}$$

ويكون الاختيار على أساس أصغر قيمة للمعيار أي يتم تفضيل النموذج الذي له أصغر قيمة AIC أو أصغر قيمة $NAIC$ ل

معيار **schwarz (1979)** ويكتب BIC حيث:

$$BIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \left(\frac{p+q}{T} \right) * \ln T$$

ويكون أساس اختيار النموذج على أساس أصغر قيمة لهذا المعيار

5.4.1 التنبؤ

بعد اختيار النموذج الملائم لبيانات السلسلة الزمنية نقوم باستخدامه في عملية التنبؤ التي تعتبر الهدف النهائي من دراسة السلاسل الزمنية إن هذا التنبؤ يتم بعد تقدير معالم النموذج والذي يكون تجاوز مختلف مراحل الإختبارات السابقة ويمكن تلخيص عملية التنبؤ في المراحل التالية

$$\hat{X}_t = (\hat{\phi}, X_t, \hat{Z}^t)$$

$$t \text{ ب } T+h \text{ حيث } h = 1, 2, \dots, H$$

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

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

$$W_t = \theta_1 W_{t-1} + \theta_2 W_{t-2} + \dots + \theta_p W_{t-p} + Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \phi_2 Z_{t-2} - \dots - \phi_q Z_{t-q}$$

$$\theta(L)W_t = \delta + \phi(L)Z_t$$

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

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

$$W_t = (1 - L)^d X_t$$

ومنه لحساب $\hat{Y}_n^{(m)}$ نبدأ بحساب تنبؤ الفترة الواحدة ل W_t وهي $\hat{W}_n^{(1)}$ بحيث تكتب في الفترة الزمنية $n + 1$ كآتي:

$$W_{n+1} = \theta_1 W_n + \theta_2 W_{n-1} + \dots + \theta_p W_{n-p+1} + Z_{n+1} - \phi_1 Z_n - \phi_2 Z_{n-1} - \dots - \phi_q Z_{n-q+1} - \delta$$

ثم نأخذ القيمة المتوقعة الشرطية ل W_{n+1} في المعادلة الأخيرة لهدف حساب التنبؤ في الفترة الأولى ل $\hat{W}_n^{(1)}$ كما يلي:

$$= \hat{W}_n^{(1)} = E[W_{n+1}/W_n \dots W_1]$$

$$\hat{\theta}_1 W_N + \hat{\theta}_2 W_{n-1} + \dots + \hat{\theta}_p W_{N-p+1} - \hat{\phi}_1 Z_n - \hat{\phi}_2 Z_{n-1} - \dots - \hat{\phi}_q Z_{n-q+1}$$

حيث أن $(Z_n, Z_{n-1}, \dots, Z_{n-q+1})$ هي البواقي المشاهدة ، كما أن $E[Z_{n+1}/W_n \dots W_1]$

لنستعمل الآن $\hat{W}_n^{(1)}$ من أجل الحصول على فترة ثانية $\hat{W}_n^{(2)}$ كما يلي:

$$\hat{W}_n^{(1)} = E[W_{n+2}/W_n \dots W_1] = \theta_1 W_N + \theta_2 W_{n-1} + \dots + \theta_p W_{N-p+1} - \phi_1 Z_n - \phi_2 Z_{n-1} - \dots - \phi_q Z_{n-q+1}$$

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

$$\hat{W}_n^{(m)} = \theta_1 \hat{W}_n^{(m-1)} + \dots + \theta_p \hat{W}_n^{m-p}$$

ثم نعود الى السلسلة بواسطة تطبيق القانون:

$$W_t = (1 - L)^d X_t$$

$$X_t = (1 - L)^{-d} W_t$$

لنفرض مثلا أن $d = 1$ فان التنبؤ ل m فترة بالنسبة للسلسلة الأصلية X_t يكون:

$$\hat{X}_n^{(m)} = X_n + \hat{W}_n^{(1)} + \hat{W}_n^{(2)} + \hat{W}_n^{(3)} + \dots + \hat{W}_n^{(m)}$$

القسم II

الجانب التطبيقي

الفصل 2

الإطار التطبيقي للتنبؤ بدرجة الحرارة

1.2 عينة الدراسة

تشكل عينة الدراسة أساساً من المعدلات الشهرية لدرجات الحرارة العظمى و الصغرى و التي تم أخذها من الديوان الوطني للأصا د الجوية لولاية ورقلة خلال الفترة المدروسة ، وهذا بداية من شهر جانفي 2004 إلى غاية ديسمبر 2014 حيث وحدة القياس المستخدمة النسبة المئوية وبلغ حجم العينة 132 مشاهدة شهرية لدرجات الحرارة الصغرى و العظمى.

الجدول رقم (1-2) المعدلات الشهرية لدرجات الحرارة (العظمى) لولاية ورقلة خلال الفترة (2004-2014)

2014	2013	2012	2011	2010	2009	2008	2007	2006	2005	2004	الأشهر/السنوات
19,4	20,2	18,0	20,5	21,6	17,8	18,3	20,0	15,6	16,1	19,0	جانفي
22,8	21,2	17,3	20,5	25,4	20,3	21,3	22,7	19,8	18,3	22,3	فيفري
23,8	28,6	24,5	23,9	28,1	24,7	26,3	24,3	27,7	25,8	26,2	مارس
31,4	30,9	30,4	30,7	31,3	27,5	31,9	28,6	32,7	29,8	28,9	أفريل
35,2	35,5	35,5	33,7	33,6	34,4	36,0	35,0	36,7	36,5	31,7	ماي
39,7	39,8	43,2	38,3	41,3	40,9	39,1	42,0	40,2	39,3	39,3	جوان
44,6	43,5	44,8	44,0	43,9	44,6	44,9	41,4	42,5	45,0	41,6	جويلية
44,1	40,7	43,1	42,3	43,6	43,0	43,3	42,6	42,8	42,2	43,5	أوت
40,6	38,3	38,2	40,3	36,9	36,1	38,5	39,1	35,2	36,5	35,4	سبتمبر
32,9	35,8	33,4	29,1	30,7	30,8	30,1	32,1	32,8	32,3	34,0	أكتوبر
25,7	23,4	26,3	24,3	24,9	25,5	22,1	23,9	25,0	24,6	20,1	نوفمبر
19,0	17,3	19,9	19,7	21,3	22,9	18,6	18,2	18,8	17,2	18,5	ديسمبر

المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على وثائق المؤسسة

الجدول رقم (2-2) المعدلات الشهرية لدرجات الحرارة (الصغرى) لولاية ورقلة خلال الفترة (2004-2014)

الأشهر/السنوات	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
جانفي	6,0	3,0	4,0	4,8	5,5	6,8	6,6	4,8	3,5	4,9	6,2
فيفري	8,6	4,8	7,1	9,2	6,1	7,2	9,6	5,6	3,4	5,3	8,2
مارس	12,4	12,3	11,7	10,1	10,9	10,1	12,9	9,7	8,8	11,9	10,1
أفريل	15,6	15,1	17,6	14,9	15,7	12,1	17,1	14,8	14,5	15,4	15,1
ماي	17,7	21,4	22,5	19,8	21,1	18,5	18,7	18,6	19,6	19,1	20,2
جوان	24,4	25,8	24,8	25,5	23,9	25,4	25,3	23,2	27,4	23,4	23,8
جويلية	26,9	29,8	28,3	26,5	29,0	28,7	28,4	27,7	28,6	27,8	28,5
أوت	28,9	27,9	27,9	27,6	28,0	27,2	28,2	26,3	27,0	26,1	27,9
سبتمبر	22,4	23,6	21,8	25,6	24,6	22,1	22,8	25,1	21,7	23,2	25,8
أكتوبر	18,6	18,7	17,7	18,4	18,7	15,7	16,2	15,1	18,2	15,9	17,0
نوفمبر	10,6	11,5	10,6	9,2	9,8	9,4	9,7	10,2	11,9	10,0	12,1
ديسمبر	8,2	5,4	7,0	4,8	5,4	7,7	6,6	5,2	3,7	6,3	5,9

الوحدة °C

المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على وثائق المؤسسة

المتغير التابع ويتمثل في:

- درجة الحرارة العظمى لولاية ورقلة ونرمز لها ب (max) ;
- درجة الحرارة الصغرى لولاية ورقلة ونرمز لها ب (min) ;

المتغير المستقل : وهو الزمن ونرمز له ب: T

الطرق المستخدمة في جمع المعلومات

- عبارة عن مقابلات مباشرة مع مسؤول التربص
- وثائق سنوية وشهرية لمصلحة الأرشيف للمؤسسة

الأدوات الإحصائية القياسية المستخدمة: نظرا لطبيعة الدراسة التي قننا بها وبقصد الإلمام بجوانب الموضوع والوصول إلى الأهداف، والتحقق من الفرضيات واستخلاص النتائج وللإجابة على الإشكالية المطروحة، تم الإعتماد على مجموعة من الأدوات وهي كالتالي:

المنهج المستخدم : قننا باستخدام المنهج التجريبي وفق دراسة الحالة، والمنهج الوصفي من اجل دراسة وتقدير نموذج للتنبؤ بدرجات الحرارة للأرصاد الجوية.

الأدوات المستخدمة في جمع المعلومات: من أجل تحقيق خطوات العمل استعنا بالبرامج التالية:

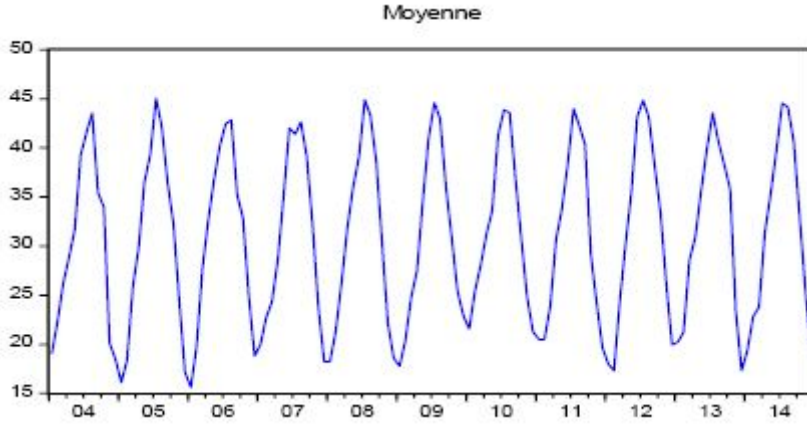
- Excel 2010 لتبويب عينة الدراسة بالإعتماد على وثائق المؤسسة
- البرنامج الإحصائي Eviews 0.8، 1,9 Gretl لتقدير واختيار النموذج الملائم للتنبؤ به وفق طريقة بوكيس جنكينز.

نتائج ومناقشة الدراسة نهدف في هذا المبحث إلى النتائج المتحصل عليها بعد جمع المعلومات ومناقشتها وبناء التنبؤ.

2.2 تنبؤ بدرجات الحرارة max

1.2.2 الدراسة الوصفية لبيانات سلسلة المعدلات الشهرية لدرجات الحرارة: (max)

الشكل (2-3): المنحنى البياني الممثل لسلسلة المعدل الشهري لدرجة الحرارة العظمى (max)

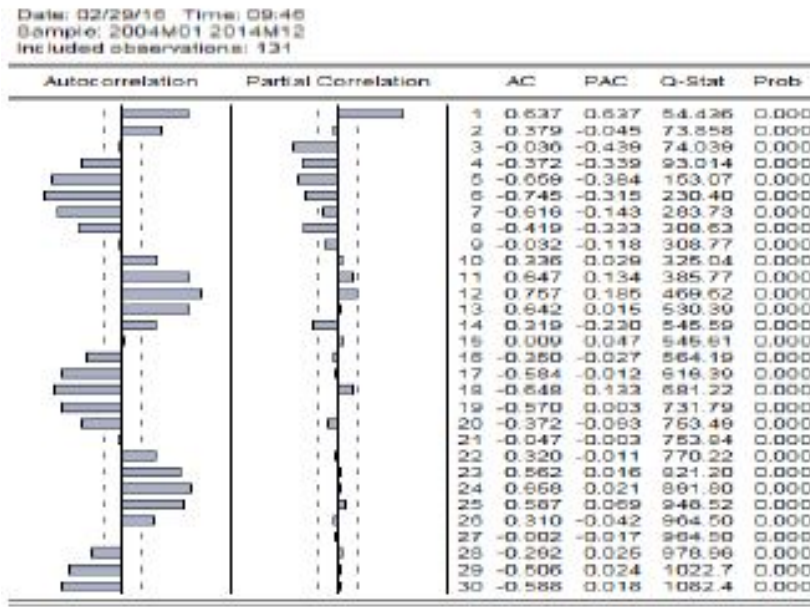


المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج Eviews8.0

2.2.2 دراسة استقرار السلسلة لدرجات الحرارة العظمى (max)

نلجأ إلى التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي والجزئي لسلسلة max :

الشكل (2-4): دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة max



المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج Eviews 8.0

يمثل الشكل دالتي الارتباط الذاتي والجزئي لسلسلة المعدل الشهري لدرجة الحرارة القصوى المحسوبة من اجل 30 قيمة متغيرة متأخرة

نلاحظ من خلال الشكل (2-4) خروج تنوء (pics) من مجال الثقة أي المعلمات المحسوبة من أجل كل الفجوات تختلف معنويا عند (0) عند مستوى معنويا 5% خارج مجال الثقة، $\left[\frac{-1,96}{T}, \frac{1,96}{T} \right]$ أي تناقص بوتيرة نحو الصفر (0) ، وهذا ما يؤكد أن السلسلة غير مستقرة وبالتالي تخضع للمركبة الموسمية، أو المركبة العشوائية

تطبيق اختبارات الجذر الحدودي :

الجدول رقم (2-5) : يمثل نتائج إختبار ديكي لوفر للسلسلة (max)

5 tabeler t	calculert _φ	نوع النموذج	نوع الإختبار
-2,885654	-2,452882	النموذج (1)	إختبار ADF وجود جذر وحدوي H ₀
-3,446464	-2,53390	النموذج (2)	
-1,9435	0,453857	النموذج (3)	

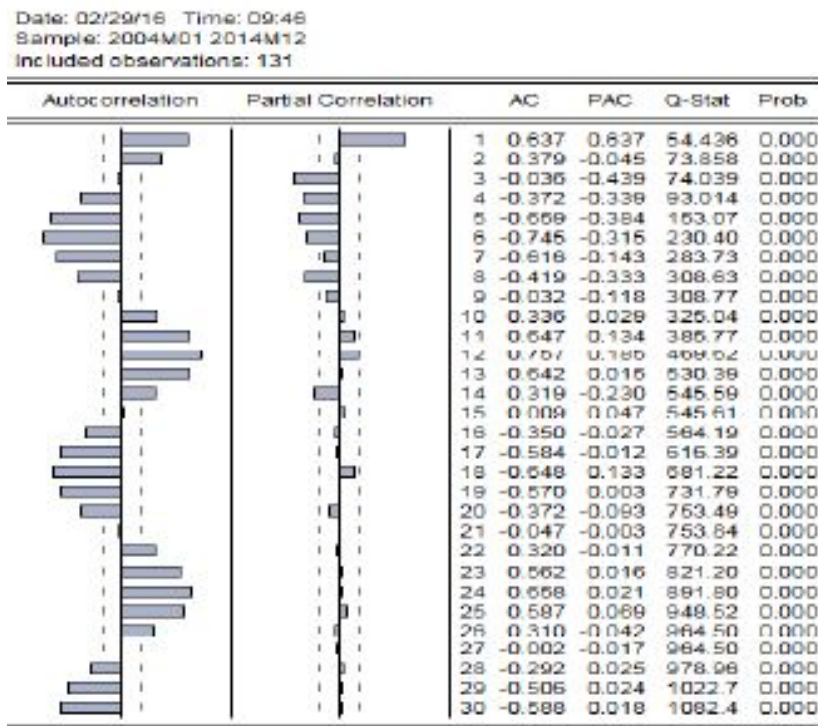
المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج Eviews8.0

من خلال إختبارات الجذر الوجودي نتأكد إن السلسلة غير مستقرة، تحتوي على مركبة الاتجاه العام ، لذلك نأخذ فروقات من الدرجة الأولى لتخلص من مركبة الإتجاه.

إزالة عدم استقرارية سلسلة d(max)

نأخذ فروقات من الدرجة الأولى لتخلص من الإتجاه العام

الشكل (2-6) : دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة d(max)



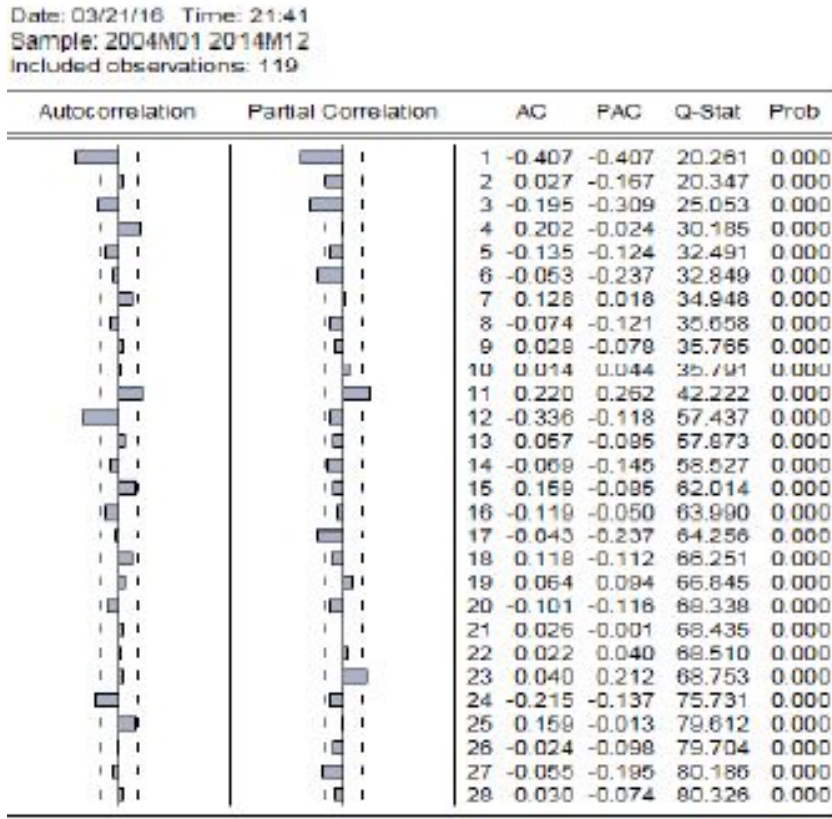
المصدر: من إعداد الطالب باعتماد على برنامج Eviews8.0

يتضح من جدول البيانات السابق، أن السلسلة أصبحت ساكنة وكذلك يتضح أن أكبر قيم معاملات الارتباط الذاتي كانت في الفترات (1، 12، 24) ولها فروق معنوية تختلف عن الصفر، وهذا يدل على أنها تحتوي على تأثيرات موسمية تعيد نفسها كل (12) شهرا وهذا ما يؤكد الشكل البياني للسلسلة الأصلية لدرجات الحرارة في ولاية ورقلة. لذا نأخذ الفرق الموسمي للتخلص من أثر الموسمية واستخراج قيم معاملات الارتباط الذاتي والجزئي.

الفروقات الموسمية

أخذ الفرق الموسمي للتخلص من أثر الموسمية: نأخذ الفرق من الدرجة (12) للتخلص من أثر الموسمية

الشكل (7.2) دالة الارتباط الذاتي البسيط و الجزئي للسلسلة d12(max)



المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج Eviews8.0

تطبيق إختبارات الجذر الوحدوي

الجدول رقم (8.2): يمثل نتائج إختبار ديكي لوفر للسلسلة max

5 tabeler t	calculert _φ	نوع النموذج	نوع الإختبار
2,886509-	10,4222-	النموذج (1)	إختبار ADF وجود جذر وحدوي H ₀
3,449020-	10,36772-	النموذج (2)	
1,943612-	10,46653-	النموذج (3)	

المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج Eviews8.0

إختبارات التوزيع الطبيعي:

سنختبر ما إذا كانت فروقات السلسلة مستقرة لدرجات الحرارة تحمل خصائص التوزيع الطبيعي أم لا لدراسة التوزيع الطبيعي للسلسلة ندرس معامل التناظر والتفلطح كالتالي:

إختبار SKewenss (إختبار فرضية التناظر) $H_0 : v_1 = 0$

$$v_1 = \frac{B_1^{1/2} - 0}{\sqrt{\frac{6}{T}}} = \frac{-0,3058382}{\sqrt{\frac{6}{119}}} = -1,36203911 < 1,96$$

لدينا $v_1 < 1,96$ ومنه نقبل الفرضية H_0 وعليه السلسلة متناظرة

إختبار kurtosis (إختبار فرضية التفلطح) $H_0 : v_2 = 0$

$$v_2 = \frac{B_2^{1/2} - 0}{\sqrt{\frac{24}{T}}} = \frac{1,634331 - 3}{\sqrt{\frac{24}{119}}} = 3,0409831 > 1,96$$

لدينا $v_2 > 1,96$ ومنه نرفض الفرضية العدم التفلطح الطبيعي للسلسلة.

3.2.2 تنبؤ بدرجات الحرارة max

مرحلة التعرف علي النموذج (max)

نلاحظ من خلال الشكل أعلاه أن قيم معاملات الارتباط الذاتي لها فرق معنوي في الفترة الأولى من كل موسم، كما أن دالة الارتباط الذاتي تتناقص تدريجياً، ومن هذين المؤشرين، وإستناداً إلى ما ذكر في الجدول (1.1) نستنتج أن النموذج المقترح هو النموذج الموسمي المضاعف

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

$$\nabla^1 \nabla^{12} X_t = (1 - \phi_1 B)(1 - \phi_{12} B^{12}) Z_t$$

$$X_t = X_{t-1} + X_{t-12} - X_{t-13} + Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \phi_{12} Z_{t-12} \phi_1 \phi_{12} Z_{t-13}$$

4.2.2 تقدير النموذج

بعد تقدير ومعاينة النماذج الممكنة يكون النموذج المختار هو النموذج الذي يعطي أحسن توفيقاً بين المعايير أي يمتلك أقل معيار من بين Akaike (AIC) و Schwarz (BIC) و الجدول التالي يلخص نتائج التقدير:

رقم الجدول (9.2) يمثل معايير قيم المفاضلة

نوع النموذج / المعيار	
SARIMA(0.1.1) × (0.1.1) ₁₂	3,910221
Akaike	3,956929
Schwarz	

المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج Eviews8.0

إختبار ملائمة النموذج: سوف نقوم باختبار النموذج الملائم من أجل القيام بعملية التنبؤ وذلك من خلال إختبار معالم النموذج و اختبار استقرارية واستقلالية سلسلة البواقي

الجدول رقم (10-2) نتائج تقدير النموذج الأول لسلسلة درجة الحرارة العظمى

Dependent Variable: D12MAX
Method: Least Squares
Date: 04/11/16 Time: 17:54
Sample (adjusted): 2005M02 2014M12
Included observations: 119 after adjustments
Convergence achieved after 13 iterations
MA Backcast: 2004M01 2005M01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.856374	0.047234	-18.13053	0.0000
SMA(12)	-0.901504	0.025677	-35.10999	0.0000
R-squared	0.642184	Mean dependent var		0.038547
Adjusted R-squared	0.639125	S.D. dependent var		2.822018
S.E. of regression	1.685267	Akaike info criterion		3.910221
Sum squared resid	336.2497	Schwarz criterion		3.856029
Log likelihood	-230.6582	Hannan-Quinn criter.		3.929188
Durbin-Watson stat	1.575036			
Inverted MA Roots	.99	.86-.50i	.86+.50i	.86
	.50-.86i	.50+.86i	.00+.99i	-.00-.99i
	-.50+.86i	-.50-.86i	-.86+.50i	-.86-.50i
	-.99			

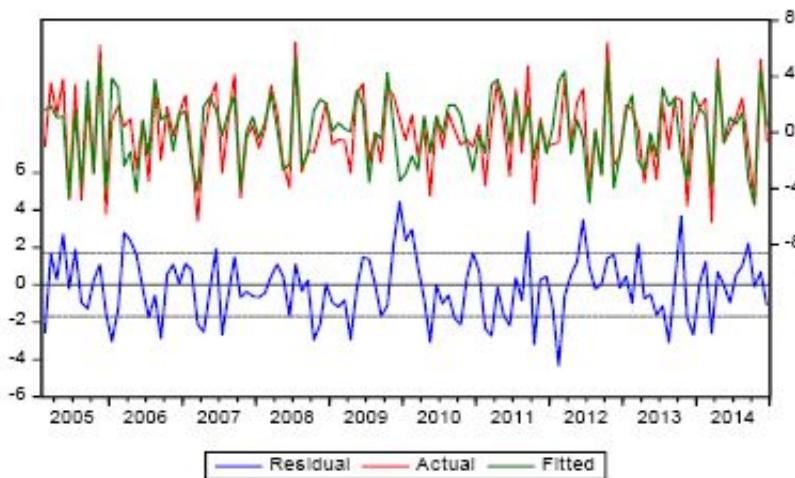
المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج Eviews8.0

يتبين من الجدول أعلاه معنوية المقدرات وقلة تباين الخطأ، وبهذا يكون النموذج المقدر لتمثيل السلسلة الزمنية لدرجات الحرارة هو:

$$X_t = X_{t-1} - X_{t-12} + X_{t-13} + Z_t - 0,8564Z_{t-1} - 0,9015Z_{t-12} + 0,7716Z_{t-13}$$

وقبل استخدام النموذج لحساب التنبؤات المستقبلية يجب اختباره للتأكد من صحته وكفاءته لذا تم استخراج قيم معاملات الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة البواقي في الجدول الآتي:

الشكل (11.2): يمثل منحنى مقارنة بين السلسلتين الأصلية والمقدرة



المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج Eviews8.0

5.2.2 إختبارات النموذج max

إختبار سلسلة البواقي:

الشكل (12.2): يمثل دالة الارتباط الذاتي البسيط و الجزئي لسلسلة البواقي

Date: 04/08/16 Time: 09:56
Sample: 2004M01 2015M12
Included observations: 119
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.043	0.043	0.043	0.043	0.2211	
2	0.174	0.172	0.172	0.172	3.6286	
3	-0.053	-0.069	-0.069	-0.069	4.2785	0.039
4	0.136	0.117	0.117	0.117	6.6636	0.036
5	-0.069	-0.065	-0.065	-0.065	7.6702	0.053
6	-0.016	-0.055	-0.055	-0.055	7.7032	0.103
7	0.054	0.107	0.107	0.107	8.0796	0.152
8	-0.038	-0.069	-0.069	-0.069	8.2694	0.219
9	-0.042	-0.045	-0.045	-0.045	8.5057	0.290
10	-0.044	-0.010	-0.010	-0.010	8.7593	0.363
11	0.005	-0.015	-0.015	-0.015	8.7630	0.459
12	-0.339	-0.331	-0.331	-0.331	24.193	0.007
13	-0.215	-0.203	-0.203	-0.203	30.486	0.001
14	-0.132	-0.030	-0.030	-0.030	32.666	0.001
15	0.013	0.037	0.037	0.037	32.922	0.002
16	-0.121	-0.051	-0.051	-0.051	34.683	0.001
17	-0.046	-0.064	-0.064	-0.064	35.277	0.002
18	0.051	0.047	0.047	0.047	35.641	0.003
19	0.072	0.114	0.114	0.114	36.391	0.004
20	-0.054	-0.073	-0.073	-0.073	36.818	0.006
21	0.013	-0.049	-0.049	-0.049	36.844	0.006
22	-0.016	-0.051	-0.051	-0.051	36.883	0.012
23	-0.046	-0.058	-0.058	-0.058	37.195	0.016
24	-0.208	-0.351	-0.351	-0.351	43.768	0.004
25	0.077	-0.120	-0.120	-0.120	44.674	0.004
26	-0.063	-0.158	-0.158	-0.158	45.291	0.005
27	-0.036	-0.142	-0.142	-0.142	45.496	0.007
28	0.073	0.091	0.091	0.091	46.332	0.008

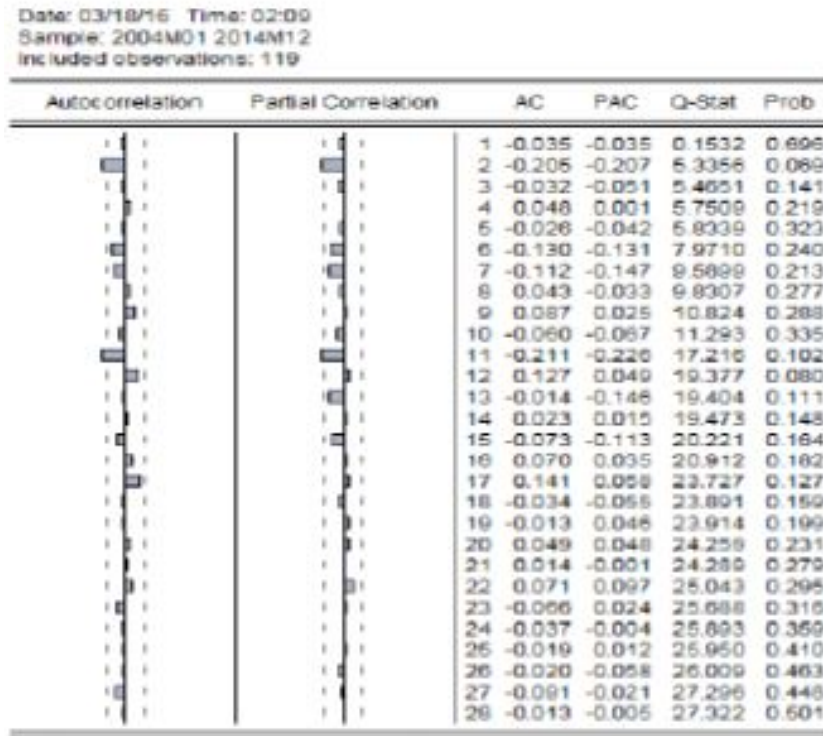
المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج Eviews8.0

انطلاقاً من نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي تبين ان سلسلة البواقي تتوزع توزيع طبيعي ، يمكن التأكد من ذلك باستعمال احصائية Jarque-Berra حيث نلاحظ هذه الأخيرة:

$$JB = 3,9286 < x_{0,05}^2(2) = 5,99$$

وعليه سلسلة البواقي تتوزع توزيع طبيعي نلاحظ أن نسبة الخطأ في التنبؤ لا تتعدى 15% وهي نسبة خطأ مقبولة ، وهذا يوحي بجودة النموذج من خلال نتائج دقة التنبؤ

الشكل (13.2): يمثل التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي و الجزئي لمربعات سلسلة البواقي



المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج Eviews8.0

يمثل الشكل التالي الارتباط الذاتي والجزئي لسلسلة مربعات البواقي المحسوبة من اجل 28 قيمة متغيرة متأخرة نلاحظ من خلال الشكل ان سلسلة مربعات البواقي مستقرة، حيث ان معاملات الارتباط الذاتي تقع داخل مجال الثقة.

اختبارات التوزيع الطبيعي: سنختبر ما إذا كانت فروقات السلسلة المستقرة لدرجات الحرارة تحمل خصائص التوزيع الطبيعي أم لا لدراسة التوزيع الطبيعي للسلسلة ندرس معامل التناظر والتفلطح كالتالي

إختبار SKewenss (إختبار فرضية التناظر) : $H_0 : v_1 = 0$

$$v_1 = \frac{B_1^{1/2} - 0}{\sqrt{\frac{6}{T}}} = \frac{-0,097648}{\sqrt{\frac{6}{119}}} = -0,4350321 < 1,96$$

لدينا $v_1 < 1,96$ ومنه نقبل الفرضية وعليه السلسلة متناظرة

إختبار kurtosis (إختبار فرضية التفلطح) $H_0 : v_2 = 0$

$$v_2 = \frac{B_2^{1/2} - 0}{\sqrt{\frac{24}{T}}} = \frac{2,425096 - 3}{\sqrt{\frac{24}{119}}} = 1,2801569 < 1,96$$

لدينا $v_2 < 1,96$ ومنه نرفض فرضية العدم أي التفلطح الطبيعي للسلسلة.

6.2.2 مرحلة التنبؤ

التنبؤ لدرجات الحرارة العظمى (max)

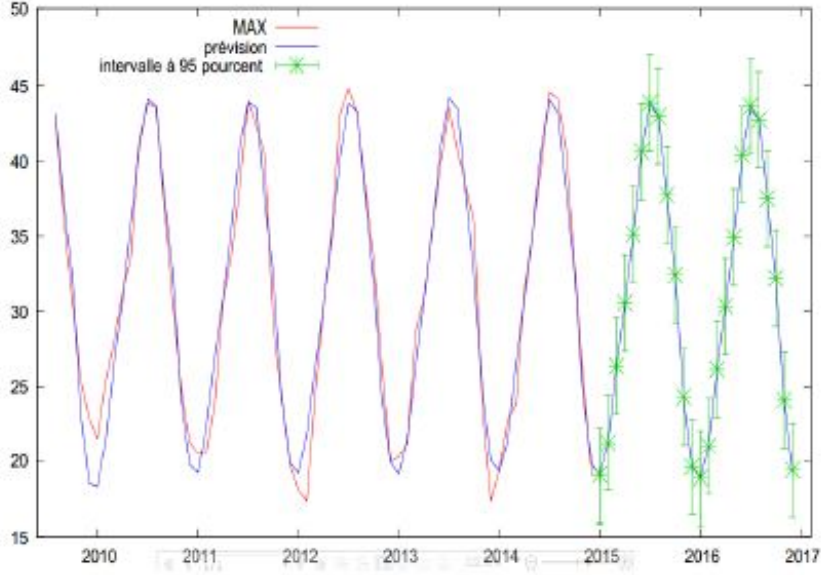
بعد التعرف على النموذج المناسب للتنبؤ نقوم الآن بالتنبؤ بالمعدلات الشهرية لدرجات الحرارة لولاية ورقلة لفترة قصيرة، لفترة 24 شهرا وبناء مجال الثقة والجدول التالي يوضح النتائج التالية:

الجدول (14.2) يمثل نتائج التنبؤ لسلسلة (max) لنموذج $SARIMA(0.1.1) \times (0.1.1)_{12}$

القيم المتوقعة لمعدل الشهري لدرجة الحرارة لولاية ورقلة	فترات الثقة للتنبؤ	
	الحد الأصغر	الحد الأكبر
2015:1	19.048252	22,243388
2015:2	21.244082	24.439218
2015:3	26.371203	29.566339
2015:4	30.562168	33.757304
2015:5	35.143471	38.338607
2015:6	40.623357	43.818493
2015:7	43.870626	47.065762
2015:8	42.966805	46.161941
2015:9	37.729021	40.924157
2015:10	32.422325	35.617461
2015:11	24.327398	27.522534
2015:12	19.587007	22.782143
2016:1	18.836565	22.031701
2016:2	21.031259	24.226395
2016:3	26.371203	29.566339
2016:4	30.562168	33.757304
2016:5	34.927244	38.122330
2016:6	40.105994	43.601130
2016:7	43.652129	46.847265
2016:8	42.747174	45.942310
2016:9	37.508254	40.703390
2016:10	32.200423	35.617461
2016:11	27.299498	35.395559
2016:12	19.362886	22.557972

المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج GRETEL 1,9

الشكل (15.2) منحى نتائج التنبؤ مع إبراز فترات الثقة داخل التنبؤ

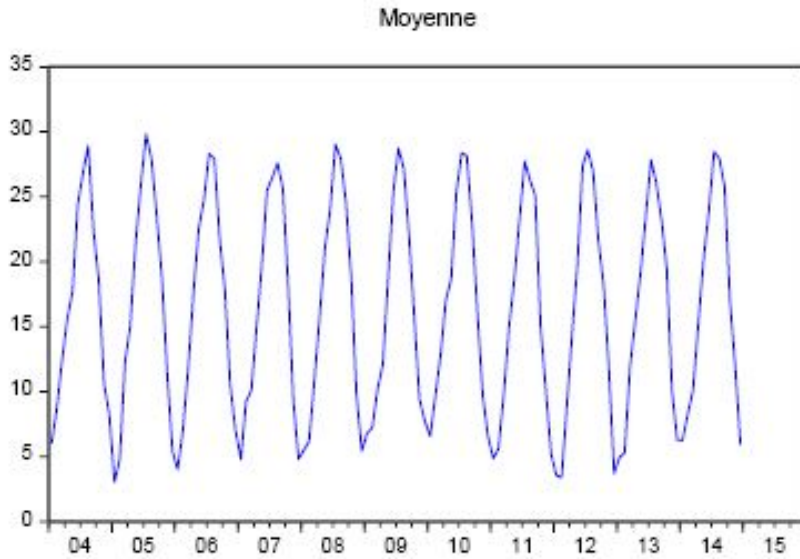


المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج GRETEL 1,9

3.2 تنبؤ بدرجات الحرارة min

1.3.2 الدراسة الوصفية لبيانات سلسلة المعدلات الشهرية لدرجات الحرارة الصغرى لولاية ورقلة

الشكل (1.3) المنحنى البياني الممثل لسلسلة المعدل الشهري للدرجة الحرارة الصغرى (min)



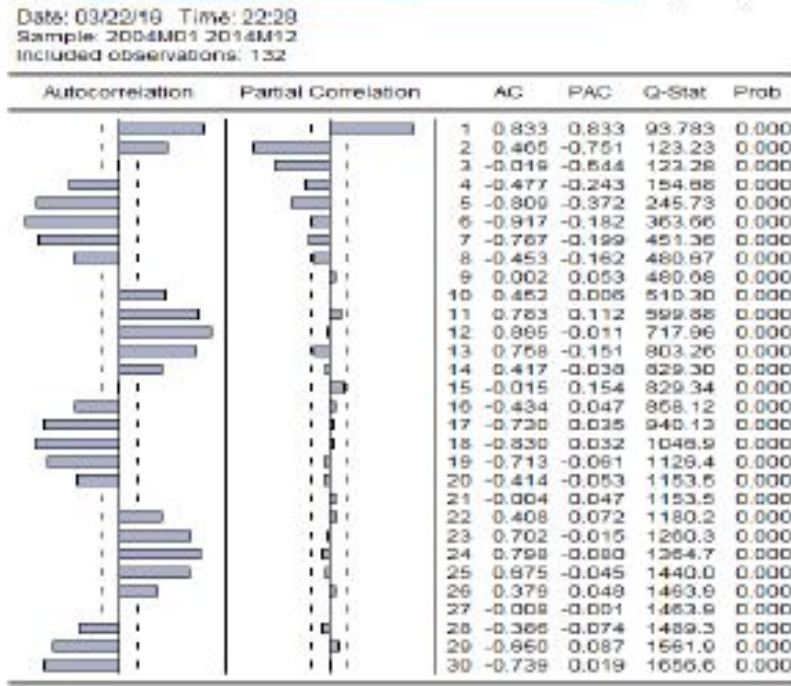
المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج Eviews8.0

لدينا البيانات المستخدمة تمثل سلسلة معدلات شهرية لدرجات الحرارة

2.3.2 دراسة استقرار سلسلة (min)

دالة الارتباط الذاتي والجزئي لسلسلة min

الشكل (2.3) دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة min



المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج Eviews8.0

يمثل الشكل دالتي الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة min. المحسوبة من اجل 30 قيمة متغيرة متأخرة نلاحظ من خلال الشكل (2.3) خروج نتوء (pics) من مجال الثقة أي المعلمات المحسوبة من أجل كل الفجوات تختلف معنوياً عند (0) عند مستوى معنوياً 5%، خارج مجال الثقة $\left[\frac{-1,96}{T}, \frac{1,96}{T} \right]$ أي تناقص بوتيرة نحو الصفر (0) ، وهذا ما يؤكد إن السلسلة غير مستقرة وبالتالي تخضع للمركبة الموسمية أو المركبة العشوائية .

تطبيق اختبارات الجذر الوحدوي

الجدول رقم (3.3) : يمثل نتائج اختبار ديكي لوفر للسلسلة (min)

5 tabeler t	calculert ϕ	نوع النموذج	نوع الإختبار
-2.885654	-2.458228	النموذج (1)	اختبار ADF وجود جذر وحدوي H_0
-3.446464	-10.53390	النموذج (2)	
-1.9435	0.453857	النموذج (3)	

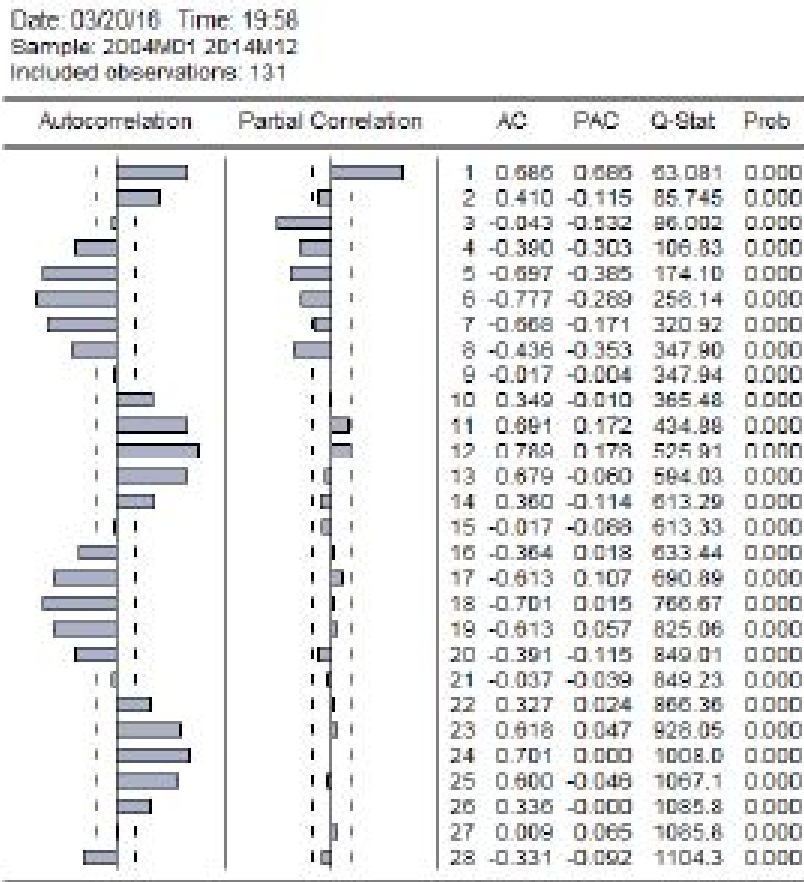
المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج Eviews8.0

من خلال إختبارات الجذر الوحدوي نتأكد إن السلسلة غير مستقرة، تحتوي على مركبة الاتجاه العام ، لذلك نأخذ فروقات من الدرجة الأولى لتخلص من مركبة الاتجاه.

إزالة عدم الإستقرارية

لجعل سلسلة مستقرة لابد من حساب الفروقات من الدرجة الأولى

الشكل (3-4): دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة $d(min)$

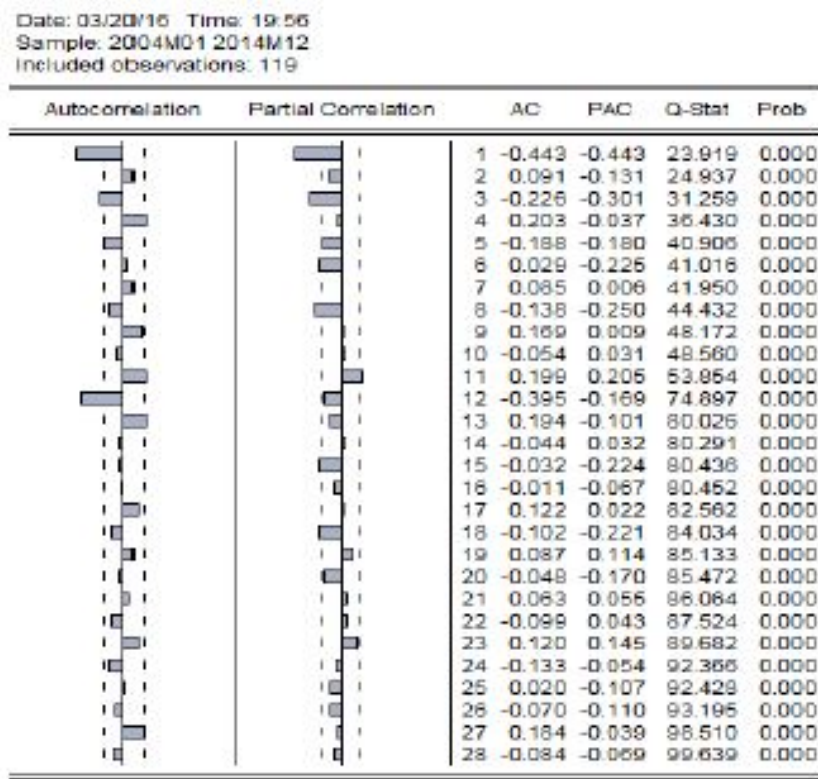


المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج Eviews8.0

يتضح من جدول البيانات السابق أن السلسلة أصبحت ساكنة، وكذلك يتضح أن أكبر قيم معاملات الارتباط الذاتي كانت في الفترات (24.12.1) ولها فروق معنوية تختلف عن الصفر وهذا يدل على أنها تحتوي على تأثيرات موسمية تعيد نفسها كل (12) شهراً وهذا ما يؤكد الشكل البياني للسلسلة الأصلية لدرجات الحرارة في ولاية ورقلة. لذا نأخذ الفرق الموسمي للتخلص من أثر الموسمية واستخراج قيم معاملات الارتباط الذاتي والجزئي.

أخذ الفرق الموسمي للتخلص من أثر الموسمية نأخذ الفرق من الدرجة (12) للتخلص من أثر الموسمية

الشكل (5.3) دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة $d12(min)$



المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج Eviews8.0

تطبيق إختبارات الجذر الحدودي

الجدول رقم (6.3): يمثل نتائج إختبار ديكي لوفر للسلسلة max

5 tabeler t	calculert ϕ	نوع النموذج	نوع الإختبار
-1.943612	-10.27290	النموذج (1)	إختبار ADF وجود جذر وحدوي H_0
-2.886509	-10.22898	النموذج (2)	
-3.449020	-10.18319	النموذج (3)	

المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج Eviews8.0

اختبارات التوزيع الطبيعي:

سنختبر ما إذا كانت فروقات السلسلة مستقرة لدرجات الحرارة تحمل خصائص التوزيع الطبيعي أم لا لدراسة التوزيع الطبيعي للسلسلة ندرس معامل التناظر والتفلطح كالتالي:

إختبار SKewness (إختبار فرضية التناظر) : $H_0 : v_1 = 0$

$$v_1 = \frac{B_1^{1/2} - 0}{\sqrt{\frac{6}{T}}} = \frac{-0.3058382}{\sqrt{\frac{6}{119}}} = -1,36203911 < 1,96$$

لدينا $v_1 < 1,96$ ومنه نقبل الفرضية H_0 وعليه السلسلة متناظر

إختبار kurtosis (إختبار فرضية التفلطح) : $H_0 : v_2 = 0$

$$v_2 = \frac{B_2^{1/2} - 0}{\sqrt{\frac{24}{T}}} = \frac{1,634331 - 3}{\sqrt{\frac{24}{119}}} = 3,0409831 > 1,96$$

لدينا $v_2 > 1,96$ ومنه نرفض الفرضية العدم التفلطح الطبيعي للسلسلة.

3.3.2 مرحلة التعرف علي النموذج

نلاحظ من خلال الشكل أعلاه أن قيم معاملات الارتباط الذاتي لها فرق معنوي في الفترة الأولى من كل موسم، كما أن دالة الارتباط الذاتي تتناقص تدريجياً، ومن هذين المؤشرين -واستناداً إلى ما ذكر في الجدول (1.1) نستنتج أن النموذج المقترح هو النموذج الموسمي المضاعف:

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

$$\nabla^1 \nabla^{12} X_t = (1 - \phi_1 B)(1 - \phi_{12} B^{12}) Z_t$$

$$X_t = X_{t-1} + X_{t-12} - X_{t-13} + Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \phi_{12} Z_{t-12} \phi_1 \phi_{12} Z_{t-13}$$

4.3.2 تقدير النموذج

بعد تقدير ومعاينة النماذج الممكنة يكون النموذج المختار هو النموذج الذي يعطي أحسن توفيقاً من بين المعايير أي يمتلك أقل معيار من بين Akaike (AIC) و Schwarz (BIC) و الجدول التالي يلخص نتائج التقدير:

رقم الجدول (7.3) يمثل معايير قيم المفاضلة

نوع النموذج / المعيار	SARIMA(0.1.1) × (0.1.1) ₁₂
Akaike	3.46247
Schwarz	3.50919

المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج Eviews8.0

الجدول رقم (8.3) نتائج تقدير النموذج الأول لسلسلة درجة الحرارة العظمى

Dependent Variable: D12MIN
Method: Least Squares
Date: 04/11/16 Time: 18:42
Sample (adjusted): 2005M02 2014M12
Included observations: 119 after adjustments
Convergence achieved after 14 iterations
MA Backcast: 2004M01 2005M01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.934978	0.036785	-25.43143	0.0000
SMA(12)	-0.910513	0.024589	-37.02986	0.0000
R-squared	0.684302	Mean dependent var		0.022038
Adjusted R-squared	0.661604	S.D. dependent var		2.401751
S.E. of regression	1.355227	Akaike info criterion		3.462479
Sum squared resid	214.9870	Schwarz criterion		3.509197
Log likelihood	-204.0175	Hannan-Quinn criter.		3.481446
Durbin-Watson stat	1.582311			
Inverted MA Roots	.99	.93	.66-.50i	.86+.50i
	.50-.86i	.50+.86i	.00-.99i	-.00+.99i
	-.60+.86i	-.60-.86i	-.96+.50i	-.96-.50i
	-.98			

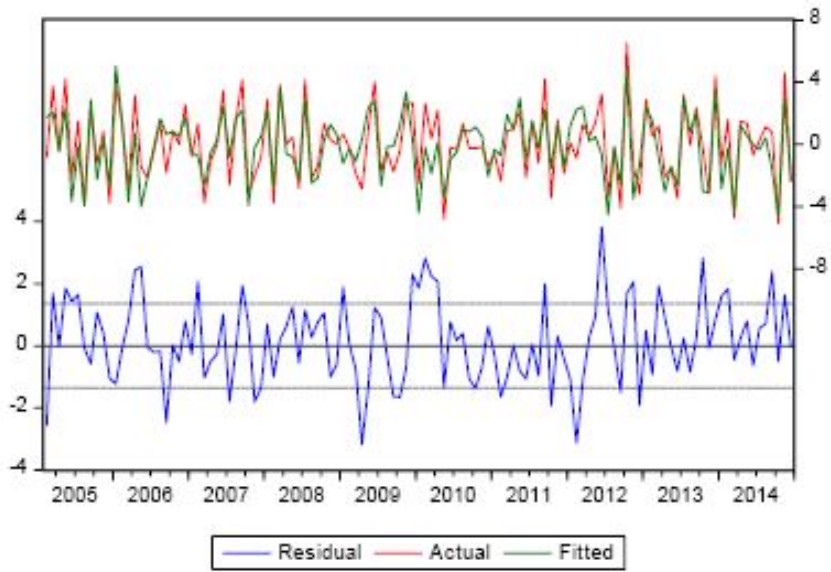
المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج Eviews8.0

يتبين من الجدول أعلاه معنوية المقدرات وقلة تباين الخطأ، وبهذا يكون النموذج المقدر لتمثيل السلسلة الزمنية لدرجات الحرارة هو:

$$X_t = X_{t-1} - X_{t-12} + X_{t-13} + Z_t - 0,9349X_{t-1} - 0,9105Z_{t-12} + 0,8512Z_{t-13}$$

وقبل استخدام النموذج لحساب التنبؤات المستقبلية يجب اختباره للتأكد من صحته وكفاءته لذا تم استخراج قيم معاملات الارتباط الذاتي للبواقي بموجب المعادلة السابقة في الجدول الآتي:

الشكل (9.3): يمثل منحنى مقارنة بين السلسلتين الأصلية والمقدرة

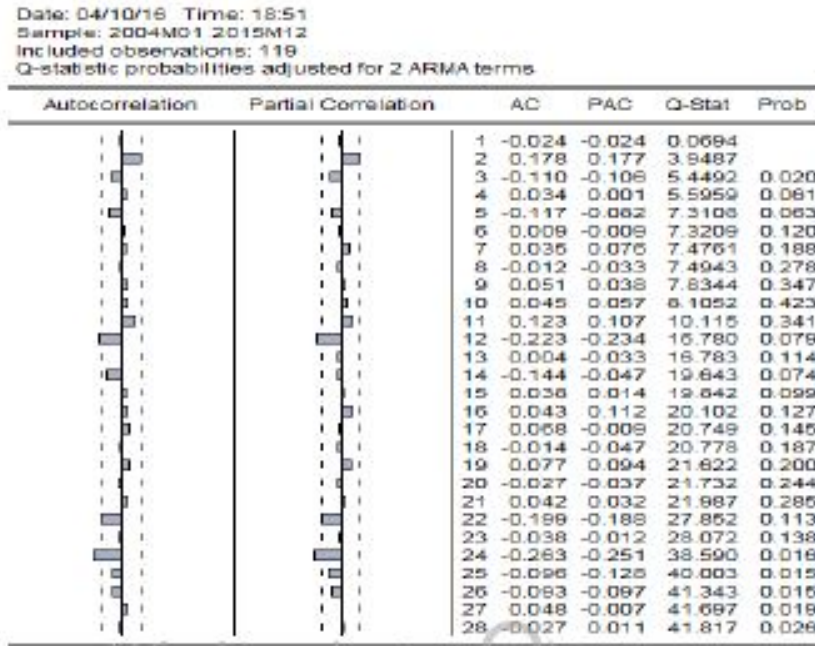


المصدر: من إعداد الطالب با اعتماد على برنامج Eviews8.0

5.3.2 إختبار ملائم النموذج

سوف نقوم باختبار النموذج الملائم من اجل القيام بعملية التنبؤ وذلك من خلال اختبار معالم النموذج و اختبار استقراره واستقلالية سلسلة البواقي

الشكل (10.3): يمثل دالة الارتباط الذاتي البسيط و الجزئي لسلسلة البواقي



المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج Eviews8.0

انطلاقاً من نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي تبين ان سلسلة البواقي تتوزع توزيع طبيعي ، يمكن التأكد من ذلك بإستعمال إحصائية Jarque-Berra حيث نلاحظ هذه الأخيرة

$$JB = 3,9487 < x_{0,05}^2(2) = 5,99$$

وعليه سلسلة البواقي تتوزع توزيع طبيعي نلاحظ أن نسبة الخطأ في التنبؤ تتعدى 15% وهي نسبة خطأ مقبولة ، وهذا يوحي بجودة النموذج من خلال دقة نتائج التنبؤ

الشكل (11.3): يمثل التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي والجزئي لمربعات سلسلة البواقي

Date: 03/20/16 Time: 22:20
Sample: 2004M01 2014M12
Included observations: 119

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.086	-0.086	0.9011	0.342
		2	-0.078	-0.086	1.6435	0.440
		3	-0.024	-0.039	1.7145	0.634
		4	-0.010	-0.023	1.7277	0.786
		5	-0.002	-0.011	1.7282	0.885
		6	-0.064	-0.070	2.2545	0.885
		7	-0.096	-0.113	3.4382	0.842
		8	-0.057	-0.094	3.8604	0.869
		9	0.072	0.034	4.5480	0.872
		10	0.038	0.027	4.7369	0.908
		11	-0.034	-0.030	4.8884	0.938
		12	0.167	0.155	6.2044	0.769
		13	-0.205	-0.203	13.929	0.379
		14	0.000	-0.033	13.929	0.465
		15	-0.083	-0.131	14.873	0.461
		16	0.042	0.027	15.117	0.516
		17	0.040	0.037	15.338	0.571
		18	-0.120	-0.114	17.403	0.486
		19	0.036	0.019	17.587	0.550
		20	-0.019	-0.078	17.639	0.611
		21	0.066	-0.002	18.272	0.632
		22	-0.021	-0.040	18.335	0.686
		23	-0.151	-0.154	21.758	0.535
		24	0.019	-0.037	21.814	0.590
		25	-0.058	-0.070	22.330	0.617
		26	0.164	0.117	27.575	0.380
		27	-0.062	-0.034	28.174	0.402
		28	0.064	0.032	28.815	0.422

المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج Eviews8.0

يمثل الشكل دالتي الارتباط الذاتي والجزئي لسلسلة مربعات البواقي المحسوبة من اجل 28 قيمة متغيرة متأخرة، نلاحظ من خلال الشكل أن سلسلة مربعات البواقي مستقرة، حيث أن معاملات الارتباط الذاتي تقع داخل مجال الثقة.

إختبارات التوزيع الطبيعي للبواقي : سنختبر ما إذا كانت فروقات السلسلة مستقرة لدرجات الحرارة تحمل خصائص التوزيع الطبيعي أم لا، لدراسة التوزيع الطبيعي للسلسلة ندرس معامل التناظر والتفلطح كالتالي:

إختبار SKewness (إختبار فرضية التناظر) : $H_0 : v_1 = 0$

$$v_1 = \frac{B_1^{1/2} - 0}{\sqrt{\frac{6}{T}}} = \frac{-0,083475}{\sqrt{\frac{6}{119}}} = -0,3717528 < 1,96$$

لدينا $v_1 < 1,96$ ومنه نقبل الفرضية وعليه السلسلة متناظر

إختبار kurtosis (إختبار فرضية التفلطح) $H_0 : v_2 = 0$

$$v_2 = \frac{B_2^{1/2} - 0}{\sqrt{\frac{24}{T}}} = \frac{2,425096 - 3}{\sqrt{\frac{24}{119}}} = -1,059942 < 1,96$$

لدينا $v_2 < 1,96$ ومنه نرفض فرضية العدم، أي التفلطح الطبيعي للسلسلة.

6.3.2 مرحلة التنبؤ

التنبؤ لدرجات الحرارة الصغرى (min)

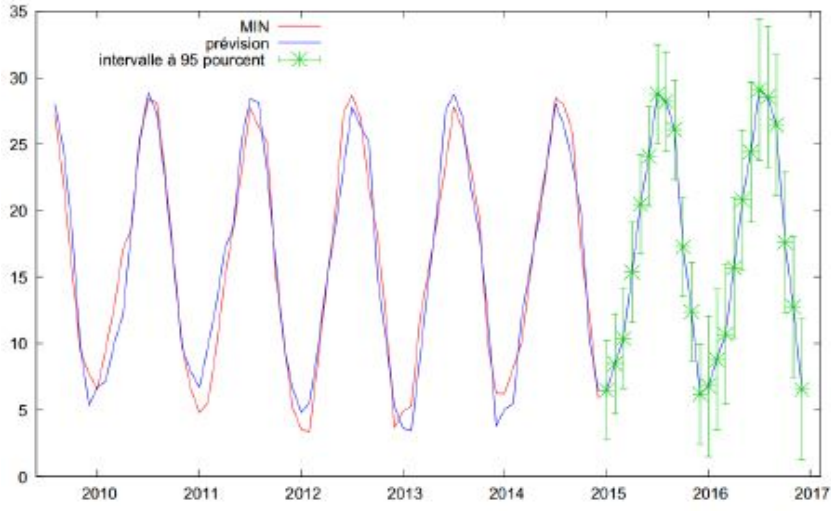
بعد التعرف على النموذج المناسب للتنبؤ، نقوم الآن بالتنبؤ بدرجات الحرارة الصغرى على المدى القصير لفترة 24 شهر لسنة 2015 و 2016، وبناء مجال الثقة للتنبؤ والجدول التالي يوضح نتائج التقدير:

الجدول (12.3) يمثل نتائج التنبؤ لسلسلة (min) لنموذج $SARIMA(0.1.1) \times (0.1.1)_{12}$

القيم المتوقعة لمعدل الشهري لدرجة الحرارة لولاية ورقلة	فترات الثقة للتنبؤ		
	الحد الأصغر	الحد الأكبر	
2015:1	19.048252	15.853116	22,243388
2015:2	21.244082	18.048946	24.439218
2015:3	26.371203	23.176067	29.566339
2015:4	30.562168	27.367032	33.757304
2015:5	35.143471	31.948335	38.338607
2015:6	40.623357	37.428221	43.818493
2015:7	43.870626	40.675490	47.065762
2015:8	42.966805	39.771669	46.161941
2015:9	37.729021	34.533885	40.924157
2015:10	32.422325	29.227189	35.617461
2015:11	24.327398	21.132262	27.522534
2015:12	19.587007	16.391871	22.782143
2016:1	18.836565	15.641429	22.031701
2016:2	21.031259	17.836123	24.226395
2016:3	26.371203	23.176067	29.566339
2016:4	30.562168	27.367032	33.757304
2016:5	34.927244	31.732108	38.122330
2016:6	40.105994	37.210858	43.601130
2016:7	43.652129	40.456993	46.847265
2016:8	42.747174	39.552038	45.942310
2016:9	37.508254	34.313118	40.703390
2016:10	32.200423	29.552038	35.617461
2016:11	27.299498	20.909226	35.395559
2016:12	19.362886	16.167700	22.557972

المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج GRETEL 1,9

الشكل (13.3) منحى نتائج التنبؤ مع إبراز فترات الثقة داخل التنبؤ



المصدر: من إعداد الطالب بالإعتماد على برنامج GRETEL 1,9

خاتمة عامة

يعتبر التنبؤ بدرجات الحرارة عملية مهمة في المؤسسة تستدعي الكثير من الاهتمام من قبل المسؤولين ذلك لأنها تعطي نظرة مستقبلية لما تحتاجه المؤسسة لتغطية حاجاتها وتمكنها من الاستمرار والحفاظ على مصداقيتها ، والتنبؤ بدرجات الحرارة يتطلب مهارات عالية من اجل التوصل إلى نموذج التنبؤ الجيد ودقيق يمكن الاعتماد عليه في اعداد مجمل الخطط الاستراتيجية ، إن الأساليب الكمية حلت مشكل كبير لدى القائمين على هذه العملية و من أبرز هذه الطرق نماذج بوكيس و جنكيز وتعتبر من بين اهم نماذج السلاسل الزمنية، لذلك فقا في هذه الدراسة بمعالجة موضوع التنبؤ بدرجات الحرارة حيث تناولت الدراسة مدى فعالية طريقة بوكس و جنكيز في عملية التنبؤ بدرجات الحرارة من خلال دراسة سلسليتي درجة الحرارة للفترة 2014/2004 والتنبؤ بدرجات الحرارة المستقبلية للفترة اللاحقة وتطلب الإجابة على الاشكالية المطروحة الاعتماد على فصلين وفقا للمناهج وللبرامج المذكورة سابقا وخلصت الدراسة إلى ما يلي:

اختبار صحة الفرضيات:

بخصوص الفرضية الأولى التي تنص على ان اعتماد طريقة بوكيس جنكيز للتنبؤ بدرجات الحرارة يحتاج إلى إتباع مجموعة من الخطوات ، وقد تبين صحة الفرضية عند اجراء خطوات هذه الطريقة للوصول إلى التنبؤ بالمعدل الشهري لسنتي 2015 و 2016.

أما بخصوص الفرضية الثانية القائلة بأن هذه الطريقة دقيقة في نتائجها، اذ تبين أن النماذج المتوصل إليها تتميز بدقة عالية في التنبؤ وقد أظهرته نتائج الاختبارات النموذج، وهذا ما يثبت الفرضية الثانية

كما أن الفرضية الثالثة تقتضي بأن التوقعات المحصل هي في صالح الشركة، وها ما يثبت صحة الفرضية الثالثة

النتائج المتوصل إليها :

- من خلال الفصل الأول والمتعلق بالإطار النظري للتنبؤ بدرجات الحرارة تطبيق طريقة بوكيس جنكيز للتنبؤ بدرجات الحرارة يمر بأربع مراحل وهي (التعرف، التقدير، الاختبار، التنبؤ)
ان التنبؤ بدرجات الحرارة خطوة هامة في اعداد مجمل التقديرات المستقبلية للمؤسسة؛ يمكن تقسيم التنبؤ إلى عدة اصناف و ذلك حسب عدة معايير
- من خلال الفصل الثاني والمتعلق بالاطار التطبيقي للتنبؤ بدرجات الحرارة

- إن درجات الحرارة الشهرية في ولاية ورقلة تؤلف سلسلة زمنية غير ساكنة و موسمية أي تعيد نفسها كل 12 شهرا وذلك من خلال دالة الارتباط الذاتي و الجزائي؛
- تحقق السلسلتين max و min استقراريتهما بعد أخذ الفروقات من الدرجة الأولى ثم الفروقات من الدرجة $s=12$
- إن درحات الحرارة تتبع النموذج الموسمي المضاعف $SARIMA(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)$ و قد أعطت تنبؤات جيدة و قريبة من الواقع الفعلي؛
- السلسلتين قابلتين للتنبؤ على المدى القصير؛
- باستخدام معايير المفاضلة AIC/BIC بين النماذج المقترحة وجدنا أن النموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك الموسمي $SARIMA(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)$ الملائم لسلسلتين min max للفترة ما بين 2004/2014 و قد تم التأكد من صحة هذه النماذج من خلال الاختبارات الإحصائية وتحليل سلسلة البواقي ؛
- باستخدام النموذج المتوصل إليه في التنبؤ بدرجات الحرارة لسنة 2015 أظهرت القيم التنبؤية تنساقا مع القيم الفعلية المحققة من خلال سنة 2015؛

التوصيات :

- يجب أن تقوم الجهات المستفيدة وذات العلاقة منها مصلحة الأرصاد الجوية و الجهات ذات العلاقة بتطبيق النموذج الموسمي المضاعف $SARIMA(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)_{12}$ لغرض التنبؤ بدرجات الحرارة الشهرية في ولاية ورقلة؛
- من الممكن تطبيق النموذج لغرض التنبؤ بدرجات الحرارة اليومية في ولاية ورقلة؛
- تعميم هذه الدراسة للتنبؤ بالأحوال الجوية المتبقية للديوان الوطني للأرصاد الجوية؛

المصادر

المصادر باللغة العربية

- [1] عدنان ماجد عبد الرحمان بري، كتاب طرق التنبؤ الإحصائي، (جانفي 2002).
- [2] فرج عبد الرحمان عبد السلام، مراحل عملية التنبؤ، جامعة الجبل الغربي ليبيا 2010.
- [3] ظافر رمضان مطر البدراني ورهاد عماد ص ليوا، تقييم تنبؤ السلسلة الزمنية لمعدلات درجات الحرارة، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، العدد 26 ل سنة 2014.
- [4] محمد منعم عزيز، التحليل والتنبؤ باستخدام السلاسل الزمنية، جامعة السليمانية 2011.
- [5] د محمد شينخي، طرق الإقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات، دار الحامد عمان الأردن، الطبعة . الأولى 2012.
- [6] جلاطو جيلالي، الإحصاء التطبيقي مع تمارين ومسائل محلولة، دار الخلدونية، القبة، الجزائر 2009.
- [7] عدنان نقار، منذر العواد، منهجية في تحليل السلاسل الزمنية والتنبؤ، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية، المجلد 26 العدد الثالث 2008.

الفرنسية باللغة المصادر

- [8] Michel prenat, séries chronologiques, (2011)
- [9] Serigne, M .Analyse et prévision de la série temporelle par la méthode de BOX Jenkins, (2007).
- [10] Monbet, v.,. Modélisation de série temporalis , (2013).

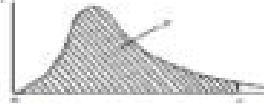
الإنجليزية باللغة المصادر

- [11] Box, G. E. P. and Jenkins, G.M, "Time Series Analysis, Forecasting and Control", Sanfransiscow, Holden-Day (1979).
- [12] Hung Wenjie and Hongxing, "ARIMA Seasonal of Time Series and Its " Application to long Range Weather Forecasting, WMO Symposium on Probablistic and Statistical Methods in Weather Forecasting, (1980).

الملاحق

Critical values of the χ^2 -distribution
(topic 8.6, further mathematics SL topic 2.6)

$\chi^2 = P(X \leq x)$

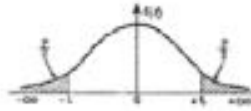


ν	0.005	0.01	0.025	0.05	0.1	0.5	0.8	0.975	0.99	0.995
1	0.000044	0.000054	0.00015	0.00032	0.00064	2.706	3.841	5.024	6.635	7.879
2	0.0100	0.0200	0.0500	0.1000	0.2110	4.605	5.991	7.378	9.210	10.597
3	0.0737	0.1375	0.2160	0.3527	0.5844	6.251	7.879	9.348	11.345	12.838
4	0.2049	0.3083	0.4840	0.7107	1.0645	7.779	9.488	11.143	13.277	14.860
5	0.4844	0.7289	1.0999	1.6024	2.3354	9.236	11.070	12.833	15.086	16.750
6	0.8718	1.2367	1.8907	2.6751	3.7515	10.597	12.592	14.449	16.812	18.548
7	1.2398	1.6759	2.3658	3.3541	4.7534	12.017	14.067	16.013	18.475	20.278
8	1.6455	2.1790	3.0001	4.1682	5.5408	13.362	15.507	17.531	20.090	22.027
9	2.0799	2.7003	3.5991	5.0015	6.3291	14.684	16.919	19.023	21.666	23.589
10	2.5758	3.2471	4.2554	5.8916	7.1721	15.987	18.307	20.483	23.209	25.188
11	3.1013	3.8167	5.0214	6.8513	8.0795	17.275	19.675	21.920	24.725	26.757
12	3.6751	4.4181	5.8916	7.8795	9.0313	18.549	21.026	23.337	26.217	28.306
13	4.2929	5.0514	6.8010	8.9348	10.002	19.812	22.362	24.736	27.688	29.819
14	4.9646	5.7171	7.8643	10.000	11.045	21.064	23.685	26.119	29.141	31.309
15	5.6289	6.4065	8.9348	11.224	12.196	22.307	24.996	27.488	30.578	32.801
16	6.2642	7.1299	10.000	12.592	13.442	23.542	26.296	28.845	32.000	34.267
17	6.8778	7.8898	11.143	14.067	14.779	24.769	27.587	30.191	33.409	35.718
18	7.4796	8.6781	12.366	15.705	16.164	25.989	28.869	31.526	34.805	37.154
19	8.0796	9.4922	13.678	17.535	17.602	27.204	30.144	32.852	36.191	38.582
20	8.6718	10.337	15.086	19.543	19.154	28.412	31.410	34.170	37.566	39.997
21	9.2537	11.213	16.591	21.668	20.800	29.645	32.671	35.479	38.932	41.401
22	9.8260	12.142	18.182	23.901	22.539	30.813	33.924	36.781	40.289	42.796
23	10.389	13.126	19.865	26.497	24.433	32.007	35.172	38.076	41.638	44.181
24	10.943	14.166	21.664	29.288	26.495	33.196	36.417	39.364	42.980	45.559
25	11.527	15.274	23.581	32.191	28.645	34.382	37.652	40.646	44.314	46.928
26	12.140	16.449	25.634	35.348	30.992	35.563	38.885	41.923	45.642	48.280
27	12.780	17.693	27.889	38.782	33.564	36.781	40.115	43.197	46.962	49.645
28	13.446	19.017	30.371	42.564	36.191	37.918	41.337	44.460	48.278	50.993
29	14.131	20.423	33.041	46.567	38.916	39.087	42.577	45.722	49.588	52.334
30	14.834	21.913	35.891	50.892	41.903	40.289	43.778	46.979	50.892	53.672
40	20.707	28.184	48.433	63.691	55.338	47.753	49.984	53.942	59.641	60.790
50	27.991	36.191	63.691	83.298	74.397	53.682	56.988	61.656	70.420	73.361
60	37.154	47.401	83.298	111.668	101.879	60.655	64.201	69.668	81.191	84.901
70	48.275	61.656	111.668	141.665	132.801	68.783	72.617	78.781	92.282	97.779
80	61.179	79.160	141.668	175.454	167.161	77.929	81.384	88.781	104.213	111.978
90	76.154	100.000	181.291	223.207	214.941	88.378	94.024	101.879	117.155	126.758
100	93.024	125.000	233.707	291.164	283.305	100.000	106.213	116.321	131.282	141.901

ν = number of degrees of freedom

الملاحق رقم (1-1) جدول كاي مربع

الملحق رقم (2-1) جدول ستودنت



v	0,96	0,80	0,70	0,60	0,50	0,40	0,30	0,20	0,10	0,05	0,02	0,01
1	0,158	0,325	0,510	0,727	1,000	1,376	1,963	3,078	6,314	12,706	31,821	63,657
2	0,142	0,289	0,445	0,617	0,816	1,061	1,396	1,896	2,920	4,303	6,963	9,925
3	0,137	0,277	0,424	0,584	0,765	0,978	1,270	1,638	2,333	3,182	4,241	5,241
4	0,134	0,271	0,414	0,569	0,741	0,941	1,190	1,533	2,132	2,776	3,747	4,604
5	0,132	0,267	0,408	0,559	0,727	0,920	1,156	1,476	2,013	2,571	3,365	4,052
6	0,131	0,265	0,404	0,553	0,718	0,906	1,134	1,440	1,941	2,487	3,143	3,707
7	0,130	0,263	0,402	0,549	0,711	0,896	1,119	1,417	1,895	2,465	2,999	3,499
8	0,130	0,262	0,399	0,546	0,706	0,889	1,108	1,397	1,860	2,396	2,896	3,355
9	0,129	0,261	0,398	0,543	0,703	0,883	1,100	1,383	1,833	2,362	2,821	3,290
10	0,129	0,260	0,397	0,542	0,700	0,879	1,093	1,372	1,812	2,328	2,764	3,189
11	0,129	0,260	0,396	0,540	0,697	0,876	1,088	1,363	1,796	2,291	2,718	3,106
12	0,128	0,259	0,395	0,539	0,695	0,873	1,083	1,356	1,782	2,179	2,681	3,053
13	0,128	0,258	0,394	0,538	0,694	0,870	1,078	1,350	1,771	2,160	2,650	3,012
14	0,128	0,258	0,393	0,537	0,692	0,868	1,076	1,345	1,761	2,145	2,624	2,977
15	0,128	0,258	0,393	0,536	0,691	0,866	1,074	1,341	1,753	2,131	2,602	2,947
16	0,128	0,258	0,392	0,535	0,690	0,865	1,071	1,337	1,746	2,120	2,583	2,921
17	0,128	0,257	0,392	0,534	0,689	0,863	1,069	1,333	1,740	2,110	2,567	2,898
18	0,127	0,257	0,392	0,534	0,688	0,862	1,067	1,330	1,734	2,101	2,552	2,878
19	0,127	0,257	0,391	0,533	0,688	0,861	1,066	1,328	1,729	2,093	2,539	2,861
20	0,127	0,257	0,391	0,533	0,687	0,860	1,064	1,325	1,725	2,086	2,528	2,845
21	0,127	0,257	0,391	0,532	0,686	0,859	1,063	1,323	1,721	2,080	2,518	2,831
22	0,127	0,256	0,390	0,532	0,686	0,858	1,061	1,321	1,717	2,074	2,508	2,819
23	0,127	0,256	0,390	0,532	0,685	0,858	1,060	1,319	1,714	2,069	2,500	2,807
24	0,127	0,256	0,390	0,531	0,685	0,857	1,059	1,318	1,711	2,064	2,492	2,797
25	0,127	0,256	0,390	0,531	0,684	0,856	1,058	1,316	1,708	2,060	2,483	2,787
26	0,127	0,256	0,390	0,531	0,684	0,856	1,058	1,315	1,706	2,056	2,479	2,779
27	0,127	0,256	0,389	0,531	0,684	0,855	1,057	1,314	1,703	2,052	2,473	2,771
28	0,127	0,256	0,389	0,530	0,683	0,855	1,056	1,313	1,701	2,048	2,467	2,763
29	0,127	0,256	0,389	0,530	0,683	0,854	1,055	1,311	1,699	2,045	2,462	2,756
30	0,127	0,256	0,389	0,530	0,683	0,854	1,055	1,310	1,697	2,042	2,457	2,750
∞	0,125	0,255	0,385	0,524	0,674	0,841	1,034	1,281	1,644	1,939	2,326	2,875

عدد درجات الحرية v

لملحق رقم (2-2): نتائج اختبار ADF النموذج الثنائي لسلسلة MAX

Null Hypothesis: MAX has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.453057	0.6128
Test critical values		
1% level	-2.584375	
5% level	-1.943516	
10% level	-1.614666	

لملحق رقم (1-2): نتائج اختبار ADF النموذج الأول لسلسلة MAX

Null Hypothesis: MAX has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 7 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.533903	0.0000
Test critical values		
1% level	-4.031727	
5% level	-3.446464	
10% level	-3.146223	

لملحق رقم (4-2): نتائج اختبار ADF النموذج الأول لسلسلة DMAX

Null Hypothesis: DMAX has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 10 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.549773	0.0000
Test critical values		
1% level	-3.485586	
5% level	-2.889954	
10% level	-2.576708	

لملحق رقم (3-2): نتائج اختبار ADF النموذج الثالث لسلسلة MAX

Null Hypothesis: MAX has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.493238	0.1284
Test critical values		
1% level	-3.485586	
5% level	-2.889954	
10% level	-2.576708	

لملحق رقم (6-2): نتائج اختبار ADF النموذج الثالث لسلسلة DMAX

Null Hypothesis: DMAX has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 10 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.574323	0.0000
Test critical values		
1% level	-2.584375	
5% level	-1.943516	
10% level	-1.614666	

لملحق رقم (5-2): نتائج اختبار ADF النموذج الثاني لسلسلة DMAX

Null Hypothesis: DMAX has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 10 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.487751	0.0000
Test critical values		
1% level	-4.031727	
5% level	-3.447669	
10% level	-3.146046	

المقويم رقم (7-2) نتائج اختبار ADF النموذج الأول لسلسلة D12MAX الملحق رقم (8-2) نتائج اختبار ADF النموذج الثاني لسلسلة D12MAX

Null Hypothesis: D12MAX has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.36772	0.0000
Test critical values		
1% level	-4.030075	
5% level	-3.449000	
10% level	-3.146730	

Null Hypothesis: D12MAX has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.49553	0.0000
Test critical values		
1% level	-3.985250	
5% level	-3.408112	
10% level	-3.144807	

الملحق رقم (10-2) نتائج اختبار ADF النموذج الأول لسلسلة MIN

Null Hypothesis: MIN has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.33810	0.1619
Test critical values		
1% level	-3.485580	
5% level	-2.886654	
10% level	-2.576708	

الملحق رقم (9-2) نتائج اختبار ADF النموذج الثالث لسلسلة D12MAX

Null Hypothesis: D12MAX has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.43333	0.0000
Test critical values		
1% level	-3.467000	
5% level	-2.886509	
10% level	-2.580103	

الملحق رقم (12-2) نتائج اختبار ADF النموذج الثالث لسلسلة MIN

Null Hypothesis: MIN has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.285385	0.6488
Test critical values		
1% level	-2.584375	
5% level	-1.940516	
10% level	-1.614865	

الملحق رقم (11-2) نتائج اختبار ADF النموذج الثاني لسلسلة MIN

Null Hypothesis: MIN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 10 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.55540	0.0000
Test critical values		
1% level	-4.075548	
5% level	-3.407380	
10% level	-3.143791	

المطوق رقم (14-2): نتائج اختبار ADF للنموذج الثنائي للسلسلة D12MIN

Null Hypothesis: D12MIN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 10 (Automatic - based on SIC, maxlags=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.51072	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.032710	
5% level	-3.147599	
10% level	-2.146846	

المطوق رقم (13-2): نتائج اختبار ADF للنموذج الأول للسلسلة DMIN

Null Hypothesis: DMIN has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 10 (Automatic - based on SIC, maxlags=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.0399	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.032710	
5% level	-3.147599	
10% level	-2.146846	

المطوق رقم (16-2): نتائج اختبار ADF للنموذج الأول للسلسلة D12MIN

Null Hypothesis: D12MIN has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlags=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.22898	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.032710	
5% level	-3.147599	
10% level	-2.146846	

المطوق رقم (15-2): نتائج اختبار ADF للنموذج الثالث للسلسلة DMIN

Null Hypothesis: DMIN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 10 (Automatic - based on SIC, maxlags=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.21071	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.032710	
5% level	-3.147599	
10% level	-2.146846	

المطوق رقم (18-2): نتائج اختبار ADF للنموذج الثالث للسلسلة D12MIN

Null Hypothesis: D12MIN has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlags=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.27290	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.032710	
5% level	-3.147599	
10% level	-2.146846	

المطوق رقم (17-2): نتائج اختبار ADF للنموذج الثاني للسلسلة D12MIN

Null Hypothesis: D12MIN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlags=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.10319	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.032710	
5% level	-3.147599	
10% level	-2.146846	

الملحق رقم (3) نتائج تقدير النموذج السلسلة المرشحة

الملحق رقم (2-3) نتائج تقدير النموذج (1) SMA

Dependent Variable: MA
Method: Least Squares
Date: 25/09/16 Time: 11:53
Sample (adjusted): 2004M1 2014M12
Included observations: 132 after adjustments
Convergence achieved after 9 iterations
MA Backcast: 2003M12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	0.986303	0.000026	122.9809	0.0000
R-squared	0.557730	Mean dependent var	30.52295	
Adjusted R-squared	0.557730	S.D. dependent var	0.000054	
S.E. of regression	16.78011	Akaike info criterion	0.484143	
Sum squared resid	3624.41	Schwarz criterion	0.505602	
Log likelihood	-658.9534	Hannan-Quinn criter.	0.483017	
Durbin-Watson stat	0.223395			

الملحق رقم (1-3) نتائج تقدير النموذج (1) MA

Dependent Variable: MA
Method: Least Squares
Date: 05/09/16 Time: 11:55
Sample (adjusted): 2004M1 2014M12
Included observations: 132 after adjustments
Convergence achieved after 9 iterations
MA Backcast: 2003M1 2003M12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(2)	0.916079	0.017391	52.66091	0.0000
R-squared	0.264392	Mean dependent var	30.92295	
Adjusted R-squared	0.264392	S.D. dependent var	0.000054	
S.E. of regression	17.01959	Akaike info criterion	0.513888	
Sum squared resid	37635.31	Schwarz criterion	0.535916	
Log likelihood	-688.9029	Hannan-Quinn criter.	0.522954	
Durbin-Watson stat	0.340481			
Inverted MA Roots	.96-.26i	.96-.26i	.70+.70i	.70-.70i
	.25-.96i	.25-.96i	-.26+.96i	-.26-.96i
	-.70+.70i	-.70+.70i	-.96+.26i	-.96-.26i

الملحق رقم (4-3) نتائج تقدير النموذج (1) MA للملحق رقم (3-3) نتائج تقدير النموذج (1,1,1) SARMA(0,1,1)

Dependent Variable: D1CMA1
Method: Least Squares
Date: 25/09/16 Time: 13:09
Sample (adjusted): 2009M2 2014M12
Included observations: 118 after adjustments
Convergence achieved after 13 iterations
MA Backcast: 2004M1 2009M1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	0.696374	0.047034	14.81363	0.0000
SMA(2)	-0.161654	0.029977	-5.39686	0.0000
R-squared	0.642164	Mean dependent var	0.008547	
Adjusted R-squared	0.639126	S.D. dependent var	2.622018	
S.E. of regression	1.696267	Akaike info criterion	3.910221	
Sum squared resid	336.3467	Schwarz criterion	3.959529	
Log likelihood	-231.6502	Hannan-Quinn criter.	3.929198	
Durbin-Watson stat	1.579038			
Inverted MA Roots	.96	.96+.50i	.96+.50i	.96
	.50+.96i	.50+.96i	.00+.99i	.00+.99i
	-.50+.96i	-.50+.96i	-.96+.50i	-.96+.50i

Dependent Variable: D1CMA1
Method: Least Squares
Date: 05/09/16 Time: 13:07
Sample (adjusted): 2009M2 2014M12
Included observations: 118 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations
MA Backcast: 2005M1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.01024	0.021028	-0.48690	0.0000
R-squared	0.274269	Mean dependent var	0.028547	
Adjusted R-squared	0.274269	S.D. dependent var	2.622018	
S.E. of regression	1.404074	Akaike info criterion	4.602674	
Sum squared resid	661.9864	Schwarz criterion	4.623028	
Log likelihood	-273.7342	Hannan-Quinn criter.	4.610059	
Durbin-Watson stat	1.656070			
Inverted MA Roots	.91			

الملحق رقم(4)المعدل الشهري لدرجات الحرارة لولاية ورقلة الواقعية

ANNEE	Mois	Moyenn e de T MIN EN °C	Moyenn e de T MAX EN °C
2015	Janvier	4,6	21,0
	Fevrier	8,9	22,7
	Mars	11,0	24,3
	Avril	15,0	28,6
	Mai	19,9	35,0
	Juin	25,7	42,0
	Juillet	26,5	41,4
	Aout	27,6	43,6
	Septembre	25,6	39,1
	Octobre	18,6	32,2
	Novembre	9,4	23,9
	Décembre	5,1	19,2

الملخص

في هذه المذكرة تم تطبيق أحد نماذج بوكس-جنكيز للسلاسل الزمنية للمعدلات الشهرية لدرجات الحرارة في ولاية ورقلة للفترة (2004 – 2014) و من خلال تقدير دالتي الارتباط الذاتي و الجزئي تبين أن السلسلة الزمنية لدرجة الحرارة غير مستقرة كما أنها تتضمن تأثير عنصر الموسمية، حيث إتضح أن السلسلة تعيد نفسها كل (12) شهرا، ولجعل السلسلة مستقرة تم أخذ الفروق الأولى لها كما أنه لغرض التخلص من أثر الموسمية تم أخذ الفروق من الدرجة (12)، و من خلال إعادة تقدير معاملات الارتباط الذاتي و الذاتي الجزئي تبين أن النموذج الملائم هو النموذج الموسمي المضاعف $SARIMA(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)_{12}$ ، وقد تم التأكد من جودة هذا النموذج حيث يعطي تنبؤات دقيقة وقريبة من الواقع من خلال حساب الإحصائية Q التي إتضح عدم معنويتها، وأخيرا تم عمل التنبؤات الشهرية لدرجات الحرارة لعام 2015 و 2016

Résumé

Dans cette note, il a été l'application d'une modélisation de séries chronologiques Box-Jenkins des tarifs mensuels pour les températures dans la province de Ouargla pour la période (2004-2014). En reconnaissant autocorrélation et les transactions partielles montre que la série temporelle de la température ne sont pas aussi stables qu'ils comprennent l'impact de la composante saisonnière, où il est devenu clair que la série se répète tous les 12 mois, et de faire la série stable prenait ses premières différences comme il est dans le but de se débarrasser de l'effet saisonnier a été prise différences de classe (12), et par le biais de la ré-estimation de soi et des coefficients d'autocorrélation partiels montrent que le modèle approprié est un modèle multiplicateur de saison 12 . A été de faire $ARIMA(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)_{12}$ en sorte que ce modèle est bon et donne des prévisions précises proches de la réalité par le biais statistique calcul Q , qui se révèle être Manoatha. Enfin, il a été le travail des prévisions mensuelles pour des températures de 2015 et 2016.