

استخدام نماذج ARIMA للتنبؤ بسعر صرف الدولار مقابل الدينار الجزائري
Using models Box-Jenkins ARIMA forecasting of The exchange rate of the dollar against the Algerian dinar

وليد بشيشي^{1*}، سليم مجلخ²، حمزة بعلي³

¹ جامعة 08 ماي 1945 ، قالمة (الجزائر).

² جامعة 08 ماي 1945 ، قالمة (الجزائر).

³ جامعة 08 ماي 1945 ، قالمة (الجزائر).

تاريخ الاستلام: 2018 /05/26؛ تاريخ المراجعة: 2018/11/29؛ تاريخ القبول: 2018/12/13

ملخص: يهدف البحث إلى دراسة نماذج بوكس جينكينز؛ أي نماذج ARIMA (سُمية للحروف الأولى التي يعتمد عليها نموذج بوكس جينكينز حيث يعتمد على درجة الانحدار الذاتي ودرجة التكامل ودرجة المتوسطات المتحركة) في التنبؤ بسعر صرف الدولار مقابل الدينار الجزائري، وتم إعداد منهجية Box –Jenkins في بناء نموذج للسلسلة الزمنية، ومن ثم اختيار أفضل نموذج للتنبؤ بالقيم المستقبلية لسعر صرف الدولار مقابل الدينار الجزائري، وقد تم اجراء التنبؤ على السلسلة الزمنية الخاصة بأربع سنوات أي منذ سنة 2014 أي 52 شهرا (جانفي 2014 حتى أبريل 2018)، وقد وجد أن أفضل نموذج للتنبؤ هو (2,1,4)

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف، التنبؤ، المتوسطات المتحركة، الانحدار الذاتي، بوكس جينيز.

تصنيف JEL :F3، C5

Abstract: This research includes a study of Box - Jenkins ARIMA models for The forecasting of The exchange rate of the dollar against the Algerian dinar. These models are used to build a model of the time series and Then choose the best model to predict values for future electricity production with practical application The exchange rate of the dollar against the Algerian dinar for 4 years time series (i.e. 52 months) using statistical software EVIEWS AND SPSS, The best model was ARIMA(2,1,4) from performance of predict methods

Keywords: exchange rate, forecasting, Autoregressive moving average, Box –Jenkins

Jel Classification Codes :F3، C5.

* Corresponding author, e-mail: bechichi1983@yahoo.fr

1- تمهيد:

نال موضوع التنبؤ في الاقتصاد قسطا وافرا من الدراسة والاهتمام نظرا لتطور المؤسسات الاقتصادية وكبرها، حيث أصبح أداة أكثر فعالية ودقة في توقع الأحداث المستقبلية، مما ساعد على زيادة استعداد المؤسسات للتغيرات المتوقعة في المجالات المختلفة، ومنها التغيرات في السوق وحجم الطلب على المنتجات. فالإدارة المعاصرة مطالبة بالتنبؤ بمبيعاتها المستقبلية بدقة بسبب ضبابية الظروف وتغيراتها المتسارعة، وهذا باعتباره موجها لرسم معالم الطريق الذي يجب أن تسلكه إن أرادت التطور في ميدان نشاطها أو على الأقل المحافظة على موقعها الحالي في بيئة أعمالها، ويعتبر التنبؤ الاقتصادي من المواضيع التي تكتسب أهمية كبيرة من خلال التنبؤ بالتغيرات الاقتصادية التي تمكن أصحاب القرار من رسم السياسات الاقتصادية لفترات القادمة.

تهدف كل مؤسسة إلى التوسع والنمو لتحقيق معدلات مرضية من الربحية والاستقرار والتطور سواء على مستوى المؤسسة أو على مستوى الدولة، وإذ كان الهدف الأساسي للإدارة أن يكون لها قدرة تنبؤية حتى تتمكن من التخطيط والتصدي للازمات.

أولاً: إشكالية الدراسة

من خلال ما سبق ونظرا للأهمية الكبيرة لموضوع التنبؤ يمكن طرح الإشكالية التالية: هل يمكن الاعتماد على نماذج Box-Jankinze في التنبؤ بسعر صرف الدينار الجزائري المقابل الدولار الأمريكي للأشهر القادمة (05 / 2018 - 12 / 2018)؟
ولمعالجة هذه الإشكالية يمكن صياغة الأسئلة الفرعية التالية:

- ما هي درجة التكامل التي يمكن اعتمادها في سلسلة سعر صرف الدينار الجزائري المقابل الدولار الأمريكي.
- هل توجد مركبات موسمية في سلسلة سعر صرف الدينار الجزائري المقابل الدولار الأمريكي.
- ما هي رتبة الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة التي تعطي أقل قيمة لمعيار (AIC) ايكايك، وبالتالي تعطي أحسن نتيجة للتنبؤ.

ثانياً: فرضيات الدراسة

للوصول إلى النتائج المرجوة من الدراسة تمت صياغة الفرضيات التالية:

- يمثل التنبؤ عملية عرض حالي لقيم مستقبلية باستخدام مشاهدات تاريخية بعد دراسة سلوكية في الماضي.
- في الغالب تكون درجة التكامل لسلسلة المبيعات هي الدرجة الأولى (حيث تستقر السلسلة عند الفروق الأولى)

ثالثاً: أهداف الدراسة

بناء على تحديد إشكالية البحث وأهميته فإن الغرض الأساسي منه هو تحقيق الأهداف التالية:

- توضيح كيفية التنبؤ باستخدام منهجية Box-Jankins.

- التعرف على منهجية بوكس - جنكيتز في السلاسل الزمنية.

- القيام بدراسة إحصائية للتنبؤ بسعر صرف الدينار الجزائري المقابل الدولار الأمريكي مستقبلا.

رابعاً: أهمية الدراسة

تستمد هذه الدراسة أهميتها من توفير المعطيات والمعلومات الهامة التي تمكن الباحث من تقدير سلسلة سعر صرف الدينار الجزائري المقابل الدولار الأمريكي مستقبلا.

خامساً: حدود الدراسة

اقتصرت الدراسة على تقدير سلسلة سعر صرف الدينار الجزائري المقابل الدولار الأمريكي، وذلك خلال الفترة الممتدة من شهر جانفي 2014 إلى غاية ماي 2018، ثم التنبؤ بالمبيعات المستقبلية للفترة ديسمبر 2018، مستخدمين منهجية بوكس - جنكيتز في التنبؤ.

سادسا: منهج الدراسة

للقيام بالتنبؤ بسعر صرف الدينار الجزائري المقابل للدولار الأمريكي، تم الاعتماد على الأسلوب الوصفي التحليلي، وهو الأسلوب الذي يستعمل على نطاق واسع في العلوم الاجتماعية والسلوكية، وهو طريقة لوصف الظاهرة المدروسة وتصويرها كميًا عن طريق جمع معلومات مقننة عن المشكلة وتصنيفها وتحليلها وإخضاعها للدراسة الدقيقة، كما يساهم هذا المنهج في توفير البيانات وتحليل الظواهر والحقائق حول المشكلة تحت الدراسة، ولتدعيم هذه الدراسة فقد تم الاعتماد على الأساليب الإحصائية من شأنها توضيح متغيرات الدراسة. كما تم استخدام بعض البرمجيات الإحصائية مثل برمجية **Eviews -spss** وذلك لتسهيل العمليات الحسابية.

سابعا: الدراسات السابقة

هناك العديد من الدراسات التي تم الإطلاع، والاستفادة منها كمراجع نذكر منها:

دراسة تحت عنوان: جودة نماذج السلاسل الزمنية الموسمية المختلطة **SARIMA** في التنبؤ بالمبيعات، دراسة حالة مؤسسة مطاحن جديع بتقوت، وهي رسالة ماجستير من إعداد الطالب لقوقى فاتح تحت إشراف شيوخى محمد، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة محمد خيضر بسكرة، سنة 2012، والتي تم فيها استخدام نماذج السلاسل الزمنية الموسمية المختلطة في تقدير المبيعات الشهرية لمؤسسة مطاحن جديع في الفترة الممتدة من شهر جانفي 2008 إلى غاية ديسمبر 2012، ثم التنبؤ بمبيعات التسعة أشهر الأولى من سنة 2013، ومن ثم دقة التنبؤ وفق معايير التنبؤ، وذلك لأجل الحكم على مدى جودة تلك النماذج في التنبؤ بالمبيعات.

دراسة تحت عنوان: استخدام السلاسل الزمنية من خلال منهجية بوكس جنكيتز في اتخاذ القرار الإنتاجي، دراسة حالة مطاحن رياض سطيف-وحدة تقوت-وهي رسالة ماجستير من إعداد الطالبة حضري حولة تحت إشراف خنشور جمال، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة محمد خيضر بسكرة، سنة 2012، حيث قسمت الدراسة إلى ثلاثة فصول، أما الأول فقد تم تخصيصه للإطار النظري لاتخاذ القرار، أما الفصل الثاني فقد تناولت فيه السياق النظري للسلاسل الزمنية، أما الفصل الثالث وهو الفصل التطبيقي حيث قامت بتطبيق أسلوب السلاسل الزمنية من خلال منهجية بوكس جنكيتز لاتخاذ القرار بالكميات المنتجة من مادة السميد.

دراسة تحت عنوان: دراسة تنبؤية لإستهلاك الكهرباء باستخدام منهجية بوكس جنكيتز، دراسة حالة مؤسسة سونلغاز المدية، وهي رسالة ماستر من إعداد شايب الراس محمد وشرمات الطاهر تحت إشراف صغيري سيد على، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة الدكتور يحيى فارس المدية، سنة 2014، حيث قسمت الدراسة إلى ثلاثة فصول، أما الفصل الأول فقد تم فيه تقديم حول إستهلاك الكهرباء ومؤسسة سونلغاز بالمدية، أما الفصل الثاني فقد تناول الجانب النظري للسلاسل الزمنية، أما الفصل الثالث فقد تناول نمذجة استهلاك الكهرباء لولاية المدية.

II- منهجية بوكس جنكيتز (ARIMA) في السلاسل الزمنية

كان التنبؤ في الماضي مجرد تخمين بسيط لما سيكون عليه المستقبل، أما اليوم فهو يمثل أحد الوسائل للمنظمة أو المنشأة التي تساعدتها على معرفة الأنشطة التي يتعين القيام بها، وبممكنها من معرفة مدى تأثير التغيرات التي تطرأ على العوامل والظروف المحيطة بها على مختلف الأنشطة التي تمارسها.¹ ومن الأساليب المعتمدة على نطاق واسع في الأساليب الإحصائية نجد منهجية بوكس جنكيتز، حيث أن هذه المنهجية مقسمة إلى مراحل، لذلك سيتم في هذا المحور التطرق إلى مراحلها.

أولاً: مرحلة التعرف والتقدير

1-مرحلة التعرف Identification: تعد مرحلة التعرف مرحلة أساسية ومهمة في بناء نموذج السلسلة الزمنية، إذ يبحث في عائلة **ARIMA** على النموذج الذي يلائم السلسلة الزمنية لدنياً²، حيث أننا نقوم بتحديد رتبة النموذج الملائمة وهي رتبة الانحدار الذاتي (p) ورتبة التكامل (d) ورتبة المتوسط المتحرك (q)³. وقد اقترح بوكس جنكيتز الاعتماد على دالة الارتباط الذاتي **Partial Autocorrelation Function** (ACF) ودالة الارتباط الذاتي الجزئي **Partial Autocorrelation Function** (PACF) في تحديد رتب نموذج **ARIMA (p,d,q)**.⁴

يتم تحديد درجة التكامل d من خلال فحص سكون السلسلة، فإذا كانت السلسلة غير ساكنة في الوسط و التباين، فإنه يتم معالجة عدم بأخذ الفرق الأول، فإذا لم تستقر نأخذ الفرق الثاني. أما عدم السكون في التباين فيتم معالجته باستخدام التحويلة المناسبة للبيانات، وتعتبر التحويلة اللوغاريتمية وتحويلة الجذر التربيعي من أكثر التحويلات استخداما.⁵

ويمكن استخدام عدة أساليب للكشف عن سكون السلسلة مثل اختبار جذر الوحدة لديكي-فولر.

$$P_k = \frac{Y_k}{Y_0} =$$

كما يمكن استخدام معاملات دالة الارتباط الذاتي، والتي تحسب عند الفجوة K كالتالي⁶

حيث أن Y_k : : التغيرات عند الفجوة $K - Y_0$: التباين

ويتم رصد P_k على شكل انتشار عند الفجوات المختلفة، وتتراوح قيم معامل الارتباط الذاتي بين $-1 \leq P_k \leq 1$ ، ويتطلب استقرار السلسلة الزمنية أن يكون P_k مساويا للصفر أو لا يختلف جوهريا عن الصفر بالنسبة لأي فجوة ($K > 0$)، وبعبارة أخرى يجب أن تقع معاملات الارتباط الذاتي داخل حدود فترة الثقة (95%) فإذا وقعت خارج حدود فترة الثقة لفترة طويلة فان معاملات الارتباط الذاتي تختلف عن الصفر معنويا لعدد كبير نسبيا من الفجوات، لذا يقال أن السلسلة غير ساكنة لها توزيع طبيعي غالبا وسطه الحسابي صفر وتباينه $\frac{1}{n}$ ومن ثم حدود فترة الثقة عند مستوى معنوية (5%) لعينة كبيرة الحجم هي: $\pm 1.96 \sqrt{\frac{17}{n}}$

يتم استخدام دالتي الارتباط الذاتي (ACF) والارتباط الذاتي الجزئي (PACF) في تحديد رتب الانحدار الذاتي (p) والمتوسط المتحرك (q)، حيث يتم الرسم البياني لـ (ACF) و (PACF) ومن مطابقة معاملات الارتباط الذاتي والجزئي مع السلوك النظري لدالتي الارتباط الذاتي (ACF) والارتباط الذاتي الجزئي (PACF). الجدول رقم 01 بين بعض خصائص (ACF) و (PACF) لبعض النماذج كمؤشرات لاختيار النموذج المناسب.⁸

على العموم فان دالة الارتباط الذاتي الجزئي تحد لنا رتبة AR(p) إذ أصبحت هذه الدالة غير معنوية بعد عدد معين من التباطؤات K ، يكون عدد تباطؤات المعنوية هو رتبة الانحدار الذاتي. بينما تحد لنا دالة الارتباط الذاتي MA(q) إذ أصبحت هذه الدالة غير معنوية بعد عدد معين من التباطؤات المعنوية هو رتبة المتوسط المتحرك.⁹

2- مرحلة التقدير *Estimation*: يمكن تلخيص طرق التقدير في الشكل رقم 01:

أ- تقدير معالم نموذج الانحدار الذاتي: في هذا النموذج، وبعد تحديد الدرجة p ويصبح من السهل تقدير معالمها $(\phi_p, \dots, \phi_2, \phi_1)$ وذلك باستعمال طرق كالتحليل الانحدارية وطريقة أعظم احتمال (المعقولة العظمى) وكذا طريقة معاملات بول-ولكر.¹⁰

ب- تقدير معالم نماذج المتوسطات المتحركة والمختلطة: تعتبر هذه النماذج MA(q) و ARMA(p,q) أعقد بكثير من حيث التقدير مقارنة بالنماذج الانحدارية، كونها غير خطية في المعالم من جهة وعدم مشاهدة متغير الأخطاء من جهة أخرى، فهدف التقدير هنا هو تحديد معالم القسم الانحداري وقسم المتوسطات المتحركة ARMA(p,q) معا، أو معالم قسم المتوسطات المتحركة لوحدها في نموذج MA(q).¹¹ في حالة النموذج المختلط العام التالي:¹²

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

أي

$$\Phi(L)Y_t = \Theta(L)\varepsilon_t$$

حيث

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

$$\Theta(L) = 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_p L^p$$

بافتراض إمكانية قلب المعالم $\Theta(L)$ فإن

إذا، فان أي طريقة تقدير، يجب أن تأخذ بعين الاعتبار فكرة تدنية مجموع مربعات البواقي، أي¹³

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

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

$$e_t = \theta^{-1}(L)\Phi(L)Y_t$$

لقد رأينا إمكانيات وسهولة تقدير معالم هذه العلاقة في حالة غياب الطرف $MA(q)$ ، بينما في حالة حضورها لوحدها أو مع مركبة النماذج الانحدارية $AR(p)$ ، فإن هذه العلاقة تصبح غير خطية المعالم، وبالتالي تتطلب طريقة تقدير تكرارية (*Non linear Iterative Routine*) ومن بين هذه الطرق:¹⁴

أ- **طريقة البحث ألتشابكي**: تصلح هذه الطريقة في النماذج التي تكون فيها رتبة قسم المتوسطات المتحركة $q \leq 2$ ، حيث يتم افتراض قيم تقديرية لمعلم جزء الانحدار الذاتي وإجراء عدة مراحل يتم اختبار قيم مقدرة معالم جزء المتوسطات المتحركة θ التي تعطي أل مجموع من مربعات البواقي.¹⁵

ب- **طريقة غوس-نيوتن**: تعتمد هذه الطريقة على تدنفة أو تصغير مجموع مربعات البواقي، حيث $\varepsilon_t = \theta^{-1}(L)\Phi(L)Y_t$ ؛ وبما أن هذه المعادلة غير خطية المعالم فإنه لا يمكن تقديرها بواسطة التطبيق المباشر للمربعات الصغرى العادية، وللحصول على $\hat{\theta}$ ، يمكن استعمال طريقة التقدير غير الخطي ل **Gauss-Newton**، مستعملين نشر تايلور لضبط المعادلة السابقة في شكل خطي، حول قيمة انطلاق معينة للشعاعين θ و Φ ، ونعيد هذه السيرورة حتى يحدث التقارب، فإذا أخذنا نموذج السيرورة $ARMA(1,1)$ ¹⁶

$$Y_t = \theta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_2 \varepsilon_{t-1}$$

مع δ_t مستقلة ومتماثلة التوزيع مهما تكن t ، ومن أجل $|\theta_1| < 1$ نضرب طرفي المعادلة في المقدار $\theta^{-1}(L)$ فنجد $\theta^{-1}(L)Y_t = \theta^{-1}(L)\theta_1 Y_{t-1} + u_t$
ثانيا: مرحلة الفحص

بعد الانتهاء من مرحلي التحديد وتقدير النموذج، نتطرق إلى المرحلة الثالثة من عملية النمذجة، وهي اختبار قوة النموذج الإحصائية، وهذه المرحلة تتطلب منا القيام بالمراحل التالية:

1- اختبار دالة الارتباط الذاتي لسلسلة: نقارن فيها دالة الارتباط الذاتي لسلسلة الأصلية مع تلك المتولدة مع النموذج المقدر، فإذا لوحظ وجود اختلاف جوهري بينهما، فإنه يكون دليلا قطعيا على فشل عملية التحديد، وهذا يستدعي إعادة عملية بناء النموذج وتقديره من جديد، أما إذا تشابهت الدالتان فإننا نتقل إلى دراسة وتحليل بواقي التقدير مع دالة الارتباط الذاتي للبواقي.¹⁷

يجب أن تقع معاملات الارتباط الذاتي الكلية للبواقي داخل مجال الثقة المعبر عنها بيانيا بخطين $\left[-\frac{t_{\alpha/2}}{\sqrt{T}}, \frac{t_{\alpha/2}}{\sqrt{T}}\right]$. تحت فرضية التوزيع الطبيعي لدالة الارتباط الذاتي بمتوسط معدوم وتباين $\frac{1}{T}$ أي $\hat{P}(K) \sim N\left(0, \frac{1}{T}\right)$ ، فإن:¹⁸

$$Q = T \sum_{i=1}^k \hat{P}^2(i) \sim X^2_{\alpha}(k-p-q)$$

وبمقارنة هذه الإحصائية مع $X^2_{\alpha}(k-p-q)$ ، نقبل فرضية العدم H_0 إذا كانت Q المحسوبة للأخطاء أقل من تلك الجدولة وهذا يعني أن سلسلة البواقي مستقرة، إلى أنه يمكن استعمال إحصائية **Ljung-Box** بدلا من Q :¹⁹

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

عند اختبار الإحصائية Q أو Q^* يمكن رفع مستوى المعنوية من $\alpha = 5\%$ إلى 10% ، وهذا الإجراء وارد نظرا 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.²⁰

2- اختبار معنوية المعالم والمعنوية الكلية للنموذج: إذا اعتبرنا أن مقدرات النموذج $ARMA(p, q)$ تتوزع طبيعيا، فإن:²¹

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

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

وهذا المعيار خاص بعملية اختبار المعالم θ_1 و θ_j . حيث:²²

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

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

نختبر فرضية العدم، حيث نقبل H_0 بمستوى معنوية α إذا كانت $\left| \frac{\hat{\theta}_i}{\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_i}} \right| \leq t_{T-p-q, \frac{\alpha}{2}}$ ففي هذه الحالة، ليس للمعلم $\theta_i: i = 1, 2, \dots, p$ معنوية إحصائية أي يساوي معنويا الصفر، ونرفض H_0 بمستوى معنوية α إذا كانت $\left| \frac{\hat{\theta}_i}{\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_i}} \right| > t_{T-p-q, \frac{\alpha}{2}}$ أي أن للمعلم

θ_i معنوية إحصائية أي يختلف معنويا عن الصفر، نفس الشيء بالنسبة لاختبار معنوية المعلم $\theta_j: j = 1, 2, \dots, q$.²³

لاختبار المعنوية الكلية للنموذج $ARMA(p, q)$ (غير متضمن لثابتة) نستخدم إحصائية **Fisher**. لنكن الفرضيتان:²⁴

$$H_0: \theta_1 = \dots = \theta_j = \dots = \theta_q = \theta_1 = \dots = \theta_i = \dots = \theta_p = 0$$

$$H_1: \exists \text{ معلم } \neq 0$$

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

إذا تجاوزت الإحصائية F_c قيمة F الجدولة عند مستوى المعنوية α ودرجتي حرية $p+q$ و $T-p-q$ نقبل الفرضية القائلة بأن معلم النموذج ليست جميعها مساوية للصفر وأن R^2 يختلف جوهريا عن الصفر، ففي هذه الحالة يمكن القول أن للنموذج معنوية إحصائية.²⁵

3- معايير التفضيل بين النماذج المرشحة: في بعض الحالات تكون هناك مجموعة من النماذج غير مرفوضة بواسطة الأدوات الإحصائية، وللقيام بالمفاضلة بين هذه النماذج واختيار النموذج الأنسب نستعمل المعايير التالية:

- معيار Akaike (1969): يسمى اختصارا **(AIC)**، ويعد الأكثر استعمالا، ويعطى بالعلاقة التالية:²⁶

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

حيث $\hat{\sigma}^2$ تباين البواقي محسوب بطريقة المعقولة العظمى (بقسمة مربعات البواقي على عدد المشاهدات فقط)، أما (p, q) تشير إلى عدد المعلم المقدر.²⁷

وبسبب إعطائه وزن أكبر للنماذج المستعملة لأكبر عدد من المشاهدات عدل كما يلي: $NAIC(p, q) = \frac{AIC(p, q)}{T}$.

ويكون الاختبار على أساس أصغر قيمة للمعيار، أي يتم تفضيل النموذج الذي يحقق أصغر قيمة لـ AIC أو أصغر قيمة لـ $NAIC$.

- معيار Schwarz (1979): ويكتب **BIC** حيث: $BIC = Ln(\hat{\sigma}^2) + \left(\frac{p+q}{T} \right) LnT$ ²⁹

ويكون أساس اختبار النموذج على أساس أصغر قيمة لهذا المعيار.

معيار **Hannan-Quinn (1979)**: ويعطى بالعلاقة التالية³⁰:

$$HQ(p, q) = Ln(\hat{\sigma}^2) + (p + q)C \frac{LnLnT}{T} \quad .C > 2$$

حيث $\hat{\sigma}^2$ تباين البواقي المحسوب بطريقة المعقولة العظمى. ويكون النموذج الأفضل حسب هذا المعيار ذلك الذي يعطي أقل قيمة $MinHQ(p, q)$.

ثالثا: مرحلة التنبؤ

بعد اختبار 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 $ARIMA(p, q)$ ، والذي يكون تجاوز مختلف مراحل الاختبارات السابقة، ويمكن تلخيص عملية التنبؤ في المراحل التالية:³¹

- كتابة النموذج المقدر $\hat{Y}_t = f(\hat{\phi}, \hat{\theta}, Y_t, \hat{\epsilon}_t)$

- تعويض t ب $t+h$ 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}_n^m بحيث نحسب أولا، التنبؤ بفترة واحدة في المستقبل، ثم نستعمل هذا الأخير لحساب التنبؤ بفترة h في المستقبل، ونواصل بنفس الطريقة حتى نحصل على التنبؤ بالفترة h في المستقبل، ولنكتب نموذج $ARIMA(p, q)$ على الشكل³²:

$$W_t = \phi_1 W_{t-1} + \phi_2 W_{t-2} + \dots + \phi_p W_{t-p} + \epsilon_t - \theta_1 \epsilon_{t-1} - \theta_2 \epsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \epsilon_{t-q} - \delta$$

أو على النحو: $\Phi(L)W_t = \delta + \theta(L)\epsilon_t$

حيث أن $\Phi(L) = (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p)$

$\theta(L) = (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q)$

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

ومن \hat{Y}_n^m نبدأ بحساب تنبؤ الفترة الواحدة W_t وهي $\hat{W}_n^{(1)}$ بحيث تكتب في الفترة الزمنية $n+1$ كالتالي³³:

$$W_{n+1} = \phi_1 W_n + \phi_2 W_{n-1} + \dots + \phi_p W_{n-p+1} + \epsilon_{n+1} - \theta_1 \epsilon_n - \theta_2 \epsilon_{n-1} - \dots - \theta_q \epsilon_{n-q+1} - \delta$$

ثم نأخذ القيمة المتوقعة الشرطية ل W_{n+1} في المعادلة الأخيرة لهدف حساب التنبؤ في الفترة الأولى n $\hat{W}_n^{(1)}$ كما يلي³⁴:

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

$$= \hat{\phi}_1 W_n + \hat{\phi}_2 W_{n-1} + \dots + \hat{\phi}_p W_{n-p+1} - \hat{\theta}_1 \hat{\epsilon}_n - \hat{\theta}_2 \hat{\epsilon}_{n-1} - \dots - \hat{\theta}_q \hat{\epsilon}_{n-q+1} - \delta$$

حيث أن $(\hat{\epsilon}_n, \hat{\epsilon}_{n-1}, \dots, \hat{\epsilon}_{n-q+1})$ هي البواقي المشاهدة، كما أن $E(\epsilon_{n+1}/W_n)$.

لنستعمل الآن $\hat{W}_n^{(1)}$ من أجل الحصول على فترة ثانية $\hat{W}_n^{(2)}$ كما يلي³⁵:

$$\hat{W}_n^{(2)} = E \left[\frac{W_{n+1}}{W_n}, W_n \dots \dots W_1 \right]$$

$$= \phi_1 \hat{W}_n^{(1)} + \phi_2 W_n + \dots + \phi_p W_{n-p+1} - \theta_1 \hat{\epsilon}_n - \theta_2 \hat{\epsilon}_{n+1} \dots - \theta_q \epsilon_{n-q+1} - \delta$$

ثم نستعمل $\hat{W}_n^{(2)}$ لنحصل على $\hat{W}_n^{(3)}$ وهكذا نواصل التعويض إلى أن نصل إلى:

$$\hat{W}_n^m = \phi_1 \hat{W}_n^{m-1} + \phi_m W_n + \dots + \phi_p W_{n-p+m} - \theta_1 \hat{\epsilon}_n - \theta_2 \hat{\epsilon}_{n-1} - \dots - \theta_q \epsilon_{n-q+m} - \delta$$

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

$$\hat{\Psi}_n^{(m)} = \phi_1 \hat{W}_n^{(m-1)} + \dots + \phi_p \hat{W}_n^{(m-p)}$$

III: الدراسة التنبؤية

سيتم في هذا المحور استخدام نماذج ARIMA للتنبؤ بسعر صرف الدينار مقابل الدولار من خلال اتباع خطوات نموذج ARIMA.

أولاً: الكشف عن وجود مركبات موسمية

قبل دراسة السلسلة الزمنية لا بد من الكشف عن وجود أو عدم وجود المركبات الموسمية التي تؤثر على نتائج الدراسة، فإذا وجد ان السلسلة الزمنية تحتوي على مركبات موسمية وجب ازالتها ومن ثم دراسة مدى استقراريتها.

حتى يتم الكشف عن المركبات الموسمية سوف يتم اعتماد الرسم البياني الموسمي واختبار كستال واليس.

1- **الرسم البياني الموسمي:** باستخدام برمجية Eviewsv10 يتم رسم السلسلة الزمنية في شكلها الموسمي والرسم البياني رقم 01 يوضح ذلك:

نلاحظ من خلال الرسم البياني وجود سلاسل موسمية وذلك لعدم تساوي المتوسطات وحتى يتم التأكد سيتم استخدام اختبار كستال واليس.

2- **اختبار كستال واليس:** يبين اختبار كستال واليس هل هناك مركبات موسمية أو لا وهو ما يبينه الجدول رقم 02.

نلاحظ من الجدول رقم 02 ان المتوسطات غير متساوية دلالة على وجود مركبات موسمية لكن هذا لا يكفي يجب انتقال الى اختبار كستال واليس. ونلاحظ أن قيم Probability معنوية وبالتالي وجود مركبات موسمية مما يستوجب ازالتها.

3- **إزالة المركبات الموسمية:** حتى تكون نتائج الدراسة دقيقة لا بد من إزالة المركبات الموسمية وهذا ما يبينه الرسم البياني رقم 02.

نلاحظ من خلال الرسم البياني رقم 02 أن المتوسطات متساوية تقريبا دلالة على عدم وجود مركبات موسمية لكن هذا لا يكفي. لذلك سيتم استخدام اختبار كستال واليس بعد إزالة المركبات الموسمية. وهذا ما يبينه الجدول 03.

نلاحظ من خلال النتائج المبينة في الجدول 03 أن قيمة Probability غير معنوية وبالتالي عدم وجود مركبات موسمية.

ثانياً: دراسة استقراريه السلسلة الزمنية

بعد ان تم إزالة المركبات الموسمية، لا بد من دراسة استقرارية السلسلة الزمنية، وذلك لأن السلسلة الزمنية إذا لم تكن مستقرة تعطينا نتائج زائفة، وحتى نعرف مدى استقرارية هذه السلسلة، هناك العديد من الاختبارات التي يمكن اتباعها، وسيتم في هذه الدراسة استخدام اختبار ديكي فولر. الموضح في الجدول رقم 04

نلاحظ من الجدول رقم 04 أن السلسلة الزمنية ليست مستقرة في المستوى حيث أن قيمة Prob للنماذج الثلاثة: (with constant). (with constant & trend). (Without Constant & Trend) أكبر من 5% ما يؤكد أنها ليست مستقرة في المستوى.

كما نلاحظ أن السلسلة الزمنية استقرت في الفروق الأولى وذلك في النماذج الثلاثة، وذلك لان القيمة الاحتمالية أقل من 5%. والرسم

البياني التالي يبين تطور سعر الصرف في الفروق الأولى.

ثالثاً: تحديد رتبة التنبؤ

بعد أن تم إزالة المركبات الموسمية وتحديد درجة التكامل، سيتم تحديد رتبة الانحدار الذاتي (AR) ورتبة المتوسطات المتحركة (MA) وذلك باستخدام برمجية (Eviews v10) بنسختها العاشرة التي تسمح لنا بتحديد الرتبة آليا دون اللجوء الى تحديد شكل الانحدار الذاتي والانحدار الذاتي الجزئي، حيث يتم تحديد رتبة (AR) و (MA) عن طريق قيمة (AIC) ايكايك والجدول رقم 05 يوضح الرتبة.

نلاحظ من الجدول رقم 05 أن الرتبة هي (2.1.4)، حيث أن درجة الانحدار الذاتي هي: AR= (2). درجة المتوسطات المتحركة MA= (4). درجة التكامل قد تعرفنا عليها سابقا وهي: (1).

وللتأكيد سيتم ادراج جدول خاص بقيم (AIC) أيكايك حتى يتم تأكيد أن قيمة لأيكايك هي عند الرتبة (2.1.4). وهذا ما

يبينه الجدول رقم 06

نلاحظ من الجدول رقم 06 أن أقل قيمة للآيكايك بلغت 4.406784 عند الرتبة المعتمد وهي (2,1,4) والرسم البياني رقم 03 يبين قيم آيكايك حسب الرتب.

رابعاً: نموذج الدراسة

بعد أن تم تحديد الرتبة لا بد من إدراج نموذج الدراسة كما هو موضح في الجدول رقم 07:

نلاحظ من الجدول رقم 07 أن قيمة الثابت AR_1 و AR_2 معنوية، أما القيم الأخرى فليست معنوية وبالتالي سيتم التنبؤ على أساس القيم المعنوية، وكما هو معلوم قبل القيام بعملية التنبؤ لا بد من التأكد بأن البواقي تقع داخل مجال الثقة (95%) وهو ما تم توضيحه في الشكل رقم 02:

من خلال الشكل رقم 02 نلاحظ ان معظم معاملات الارتباط الذاتي تقع بين حدود الخطأ أي أنها داخل مجال الثقة 95% مما يعني ان الارتباط الذاتي بين حدود الخطأ غير معنوي، وعليه فان النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي للبواقي. ولغرض التأكد كذلك من ملائمة النموذج تم تطبيق احصائية الاختبار (Ljung&Box) والملاحظ ان القيمة المحسوبة تساوي 0.873 وهي أكبر من مستوى 05%، وهذا يعني قبول فرضية العدم القائلة بعشوائية البواقي (White Noise). تم ادراج الجدول رقم 08 الخاص باحصائية الاختبار (Ljung&Box)

خامساً: التنبؤ

التنبؤ هو المرحلة الاخيرة من مراحل منهجية (Box-Jenkins)، ويعد الهدف الاساس من الدراسة، فبعد تحديد النموذج الملائم للبيانات يتم استخدامه لمعرفة قيم الظاهرة في المستقبل، وبعد اجراء التنبؤ باستخدام برمجية (V25SPSS) تم الوصول الى القيم الموضحة في الجدول رقم (09).

من خلال النتائج المبينة في الجدول 09 فقد تم الحصول على القيمة المقدرة وأعلى قيمة يمكن الحصول عليها في شهر ماي هي 135.16 للدینار مقابل واحد دولار، وأقل قيمة هي 127.02 للدینار مقابل الدولار، انا القيمة المتنبئ بها هي 131.09. والرسم البياني رقم 04 يبين القيم المتنبئ بها مع السلسلة الاصلية ويبين اعلى قيمة ممكنة الحدوث وأقل قيمة يمكن الحصول عليها يظهر من الرسم البياني رقم 04 أن السلسلة المتنبئ بها تتبع نفس سلوك السلسلة الاصلية.

الخلاصة:

- من خلال الدراسات السابقة ودراستنا تمكنا من معرفة أن منهجية بوكس جنكيز من أهم الطرق الفعالة في التنبؤ.
- تعاني السلسلة الخاصة بسعر الصرف من مركبات موسمية لان الطلب على العملة يتغير من موسم لموسم حسب الاحتياجات حيث يزداد الطلب في الصيف وفي وقت الحج مثلا. لذا تم ازالة المركبات الموسمية كي لا تؤثر على نتائج التنبؤ.
- من خلال مراحل منهجية بوكس جنكيز تم تحديد الرتبة الخاصة بالتكامل بـ 1 وذلك لان السلسلة مستقرة في الفروق الأولى، كما تم تحديدي درجة الانحدار الذاتي بـ 2 ودرجة المتوسطات المتحركة بـ 4 أي كان النموذج المستخدم في الدراسة كالتالي: (2 . 1 . 4)

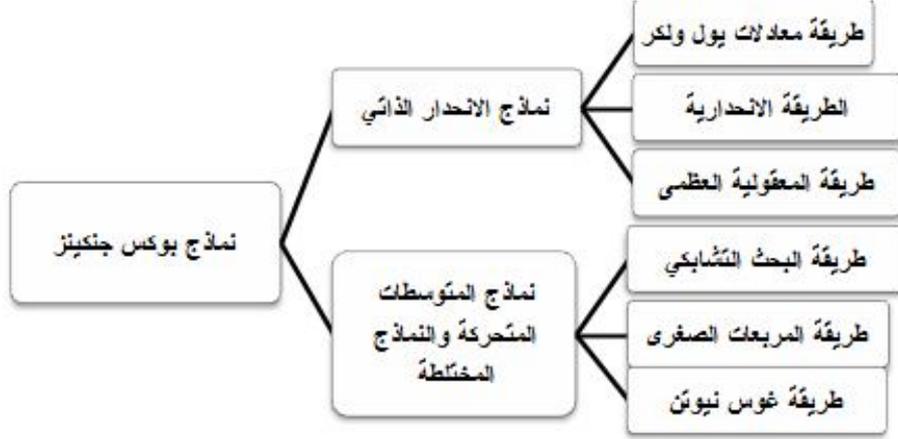
- الاشكال والرسومات البيانية:

الجدول رقم 01: خصائص ACF و PACF لبعض النماذج

Model	ACF	PACF
	تقترب من الصفر تدريجيا	تساوي الصفر بعد الفجوة الزمنية p
	تساوي الصفر بعد الفجوة q	تقترب من الصفر تدريجيا
ARMA (p,q)	تقترب من الصفر تدريجيا	تقترب من الصفر تدريجيا

المصدر: والتر فاندل، السلاسل الزمنية من الواجهة التطبيقية ونماذج بوكس-جنكيز، دار المريخ للنشر، الرياض، 1992، ص 161.

الشكل (1): طرق التقدير في نماذج ARIMA



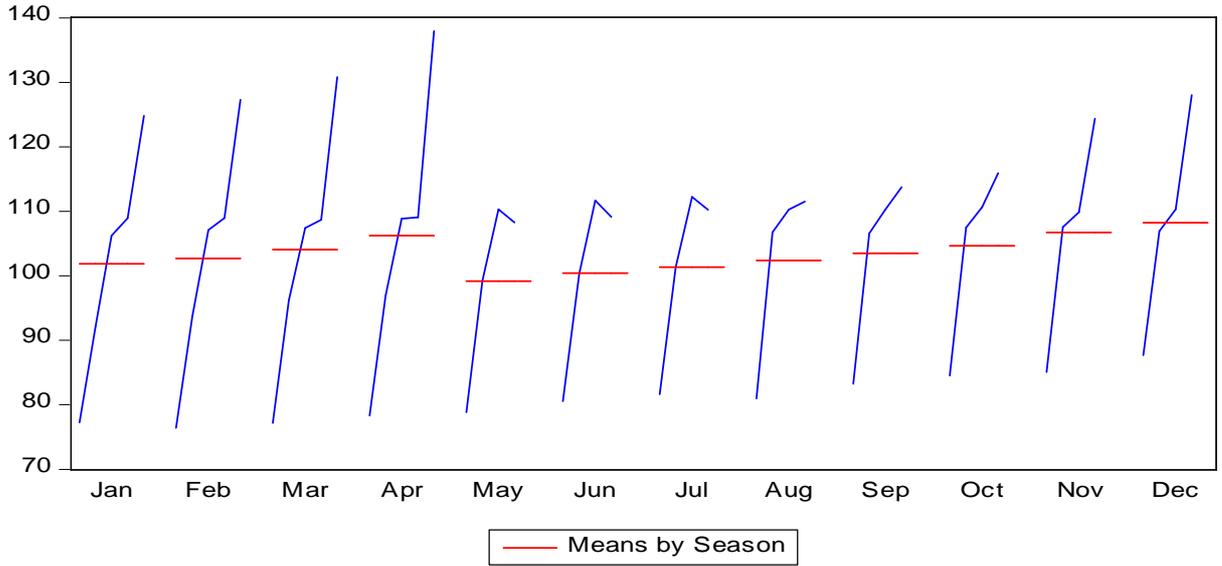
المصدر: حضري حولة، استخدام السلاسل الزمنية من خلال منهجية بوكس جنكيز في اتخاذ القرار الإنتاجي، رسالة ماجستير، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، قسم التسيير، بسكرة، الجزائر، 2013، ص 59.

الجدول رقم (02) اختبار كستال واليس لسلسلة سعر الصرف.

Test for Equality of Medians of EXCH					
Categorized by values of EXCH					
Date: 05/14/18 Time: 01:12					
Sample: 2014M01 2018M04					
Included observations: 52					
Method	Df	Value	Probability		
Med. Chi-square	3	31.25926	0.0000		
Adj. Med. Chi-square	3	24.72619	0.0000		
Kruskal-Wallis	3	43.04717	0.0000		
Kruskal-Wallis (tie-adj.)	3	43.04717	0.0000		
van der Waerden	3	43.90059	0.0000		
Category Statistics					
> Overall					
EXCH	Count	Median	Median	Mean Rank	Mean Score
[60, 80)	7	78.60010	0	4.000000	-1.502317
[80, 100)	12	93.91360	0	13.500000	-0.674184
[100, 120)	27	109.6457	20	33.000000	0.340994
[120, 140)	6	128.3776	6	49.500000	1.566598
All	52	108.3765	26	26.500000	0.000000

المصدر: منحرجات برمجية Eviews (v10)

الرسم البياني الموسمي رقم (02) بعد إزالة المركبات الموسمية
EXCHSA by Season



المصدر: مخرجات برمجية Eviews (v10)

الجدول رقم (03) اختبار كستال واليس بعد إزالة المركبات الموسمية.

Test for Equality of Medians of EXCHSA					
Categorized by values of SA					
Date: 05/14/18 Time: 01:09					
Sample: 2014M01 2018M04					
Included observations: 52					
Method	Df	Value	Probability		
Med. Chi-square	11	2.800000	0.9931		
Adj. Med. Chi-square	11	2.000000	0.9985		
Kruskal-Wallis	11	1.916691	0.9988		
Kruskal-Wallis (tie-adj.)	11	1.916691	0.9988		
van der Waerden	11	2.082853	0.9982		
Category Statistics					
			> Overall		
SA	Count	Median	Median	Mean Rank	Mean Score
-1.794516	4	103.9914	2	23.25000	-0.192429
-1.306269	4	103.4319	1	21.75000	-0.278909
-0.692485	4	108.3776	2	28.50000	0.121247
-0.643033	4	107.8727	2	26.50000	-0.007046
-0.542098	4	107.8948	2	27.25000	0.044638
0.213189	4	108.8296	2	31.50000	0.329423
0.265133	5	109.1286	3	26.80000	0.109039
0.309811	4	104.0722	2	23.75000	-0.185879
0.761924	5	107.0000	2	24.00000	-0.191260
0.886896	4	109.5930	3	32.00000	0.325277
1.220374	5	108.3279	2	25.80000	-0.114825
1.321074	5	108.7168	3	27.40000	0.071989
All	52	108.3765	26	26.50000	2.14E-17

المصدر: مخرجات برمجية Eviews (v10)

الجدول رقم (04): اختبار ديكي فولر لسلسلة اختبار سعر الصرف.

UNIT ROOT TEST RESULTS TABLE (ADF)				
Null Hypothesis: the variable has a unit root				
	At Level		At First Difference	
		EXCHSA		d(EXCHSA)
With Constant	t-Statistic	0.7327	t-Statistic	-5.1808
	Prob.	0.9918	Prob.	0.0001
		n0		***
With Constant & Trend	t-Statistic	-0.6683	t-Statistic	-5.2052
	Prob.	0.9700	Prob.	0.0005
		n0		***
Without Constant & Trend	t-Statistic	3.9717	t-Statistic	-4.1077
	Prob.	1.0000	Prob.	0.0001
		n0		***

المصدر: مخرجات برمجية (v10) Eviews

الجدول رقم (05) رتبة كل من (AR) و (MA)

Automatic ARIMA Forecasting
Selected dependent variable: D(EXCHSA)
Date: 05/14/18 Time: 01:15
Sample: 2014M01 2018M04
Included observations: 51
Forecast length: 0
Number of estimated ARMA models: 25
Number of non-converged estimations: 0
Selected ARMA model: (2,4)(0,0)
AIC value: 4.4067837987

المصدر: مخرجات برمجية (v10) Eviews

الجدول رقم (06) قيم (AIC) آيكاينك حسب رتب متنوعة

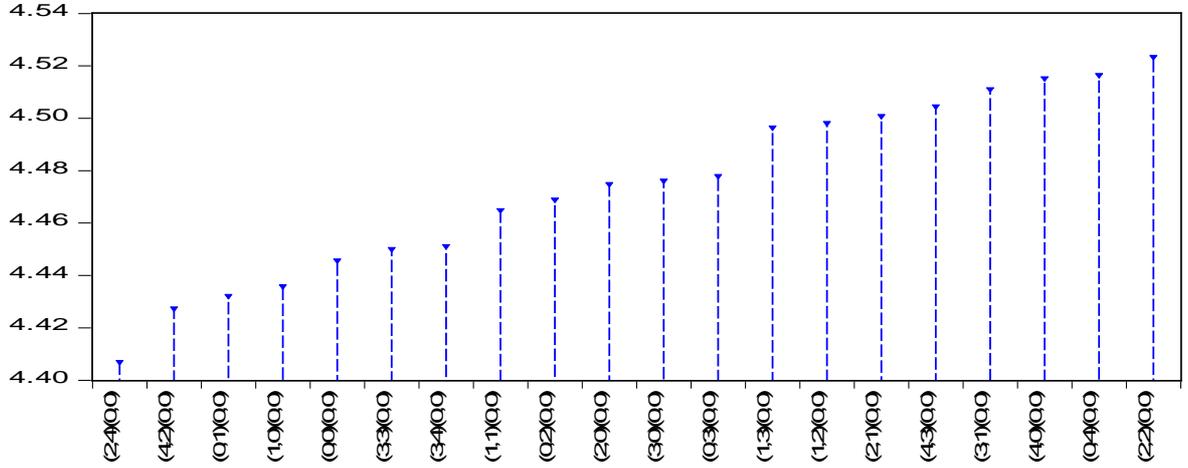
Model Selection Criteria Table				
Dependent Variable: D(EXCHSA)				
Date: 05/14/18 Time: 01:15				
Sample: 2014M01 2018M04				
Included observations: 51				
Model	LogL	AIC*	BIC	HQ
(2,4)(0,0)	-104.372987	4.406784	4.709815	4.522581
(4,2)(0,0)	-104.894966	4.427254	4.730285	4.543051
(0,1)(0,0)	-110.017030	4.432040	4.545677	4.475464
(1,0)(0,0)	-110.110019	4.435687	4.549324	4.479111
(0,0)(0,0)	-111.360429	4.445507	4.521265	4.474456
(3,3)(0,0)	-105.472862	4.449916	4.752948	4.565713
(3,4)(0,0)	-104.501078	4.451023	4.791933	4.581295
(1,1)(0,0)	-109.850448	4.464723	4.616239	4.522622
(0,2)(0,0)	-109.953386	4.468760	4.620276	4.526659
(2,0)(0,0)	-110.105470	4.474724	4.626240	4.532623
(3,0)(0,0)	-109.138818	4.476032	4.665427	4.548405
(0,3)(0,0)	-109.183785	4.477795	4.667190	4.550169
(1,3)(0,0)	-108.656019	4.496314	4.723588	4.583162

(1,2)(0,0)	-109.699384	4.498015	4.687410	4.570388
(2,1)(0,0)	-109.767774	4.500697	4.690092	4.573070
(4,3)(0,0)	-105.861791	4.504384	4.845294	4.634656
(3,1)(0,0)	-109.027830	4.510895	4.738169	4.597743
(4,0)(0,0)	-109.134848	4.515092	4.742366	4.601940
(0,4)(0,0)	-109.167069	4.516356	4.743629	4.603204
(2,2)(0,0)	-109.342462	4.523234	4.750507	4.610082
(2,3)(0,0)	-108.642985	4.535019	4.800172	4.636342
(1,4)(0,0)	-108.655968	4.535528	4.800681	4.636851
(4,1)(0,0)	-108.997661	4.548928	4.814080	4.650251
(3,2)(0,0)	-109.131018	4.554158	4.819310	4.655480
(4,4)(0,0)	-108.370237	4.641970	5.020759	4.786717

المصدر: مخرجات برمجية Eviews (v10)

الرسم البياني رقم (03): التمثيل البياني لقيم ايكايك

Akaike Information Criteria (top 20 models)



المصدر: مخرجات برمجية Eviews (v10)

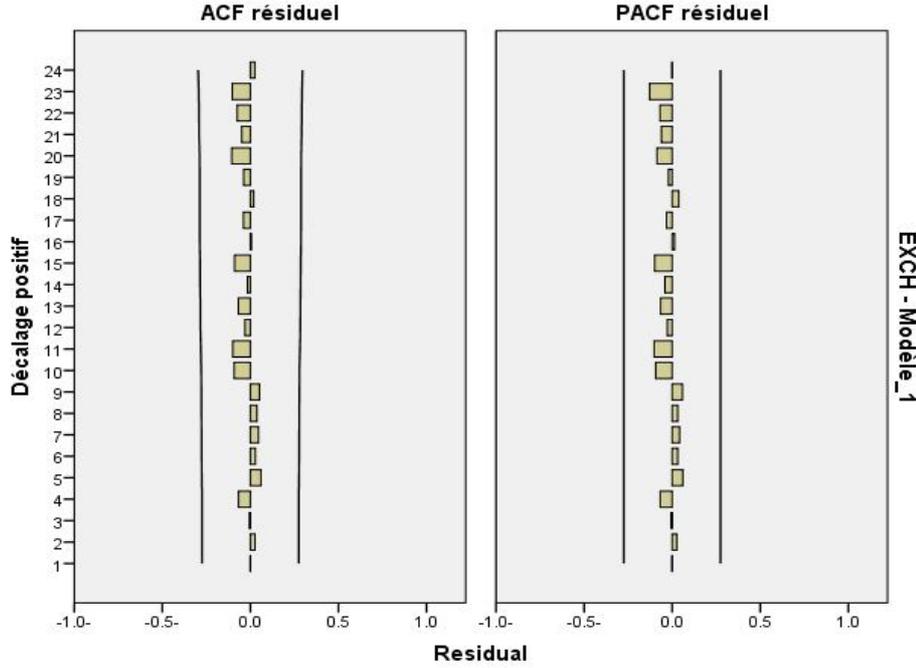
الجدول رقم (07): نموذج الدراسة.

Dependent Variable: D(EXCH)				
Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)				
Date: 05/14/18 Time: 01:15				
Sample: 2014M02 2018M04				
Included observations: 51				
Convergence achieved after 85 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.926012	0.077019	12.02313	0.0000
AR(1)	1.951129	0.034931	55.85653	0.0000
AR(2)	-0.988432	0.029773	-33.19910	0.0000
MA(1)	-2.071059	129.2477	-0.016024	0.9873
MA(2)	0.791131	141.9475	0.005573	0.9956
MA(3)	0.642258	31.35433	0.020484	0.9838
MA(4)	-0.359764	43.87830	-0.008199	0.9935
SIGMASQ	2.909076	400.3798	0.007266	0.9942
R-squared	0.669576	Mean dependent var		1.180851
Adjusted R-squared	0.566949	S.D. dependent var		2.169508

S.E. of regression	1.857498	Akaike info criterion	4.406784
Sum squared resid	148.3629	Schwarz criterion	4.709815
Log likelihood	-104.3730	Hannan-Quinn criter.	4.522581
F-statistic	3.601154	Durbin-Watson stat	1.919450
Prob(F-statistic)	0.003877		
Inverted AR Roots	.98-.19i	.98+.19i	
Inverted MA Roots	1.00-.07i	1.00+.07i	.64 -.56

المصدر: مخرجات برمجية Eviews (v10)

الشكل رقم (02): دالة الارتباط الذاتي للبقايا والارتباط الذاتي الجزئي للبقايا



المصدر: مخرجات برمجية SPSS V25

الجدول رقم (08): احصائية الاختبار (Ljung&Box)

Ljung-Box Q(18)		
Statistiques	DL	Sig.
9.091	15	.873

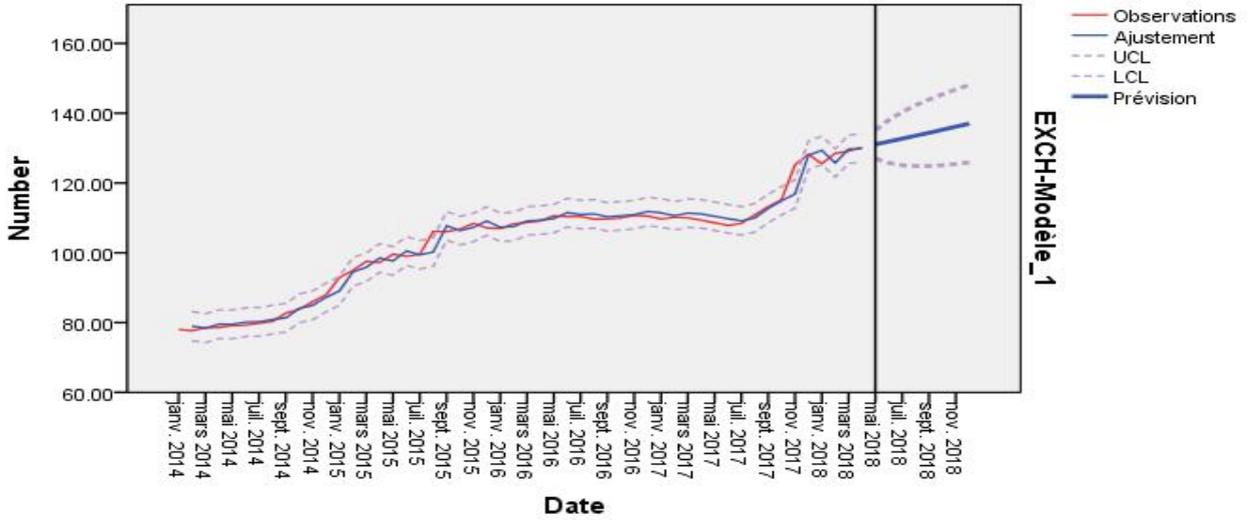
المصدر: مخرجات برمجية SPSS V25

الجدول رقم (09): نتائج التنبؤ

Modèle		mai 2018	juin 2018	juil. 2018	août 2018	sept. 2018	oct. 2018	nov. 2018	déc. 2018
EXCH- Modèle_1	Prévision	131.09	131.91	132.73	133.57	134.42	135.27	136.14	137.02
	UCL	135.16	138.10	140.38	142.28	143.94	145.44	146.83	148.12
	LCL	127.02	125.73	125.09	124.86	124.89	125.11	125.46	125.92

المصدر: مخرجات برمجية SPSS V25

الرسم البياني رقم 04: التمثيل البياني للسلسلة الاصلية مع السلسلة المتنبئ بها



المصدر: مخرجات برمجية SPSS V25

- الإحالات والمراجع :

- 1- أبو أحمد آل علي رضا والموسوي سنان كاظم، مفاهيم إدارية معاصرة نظرة عامة، الوراق للنشر والتوزيع، ط1، عمان،الأردن، 2005، ص 30.
- 2 - شايب الراس محمد، شرماط طاهر، دراسة تنبؤية لإستهلاك الكهرباء باستخدام منهجية بوكس جنكيتز، دراسة حالة مؤسسة سونلغاز المدية، رسالة ماجستير، 2014، جامعة المدية ص 56.
- 3- أبو ذر يوسف علي احمد، عادل موسى يونس، استخدام السلاسل الزمنية للتنبؤ بانتاجية الصمغ العربي في سوق محاصيل الأبيض، مجلة البحث العلمي للعلوم والآداب، العدد الخامس عشر، 2012، جامعة السودان، ص 222.
- 4 - محمد موسى الشمراي، مقارنة بين بعض الأساليب الإحصائية التقليدية ونماذج بوكس جنكيتز في تحليل بيانات السلاسل الزمنية، مجلة جامعة أم القرى للعلوم التربوية والنفسية، العدد الأول، يناير 2013، جامعة الطائف، ص 25.
- 5 - حمد بن عبد الله الغنام، تحليل السلسلة الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم في المملكة العربية السعودية باستخدام بوكس جنكيتز، مجلة الاقتصاد والإدارة، العدد الثاني، ماي 2003، جامعة الملك سعود، ص 36.
- 6 - عبد الله سليمان محمود، تحليل السلسلة الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم لسوق الخرطوم للأوراق المالية، مجلة كلية الاقتصاد والعلوم السياسية والإحصائية، العدد الثالث عشر، أبريل 2013، جامعة أم درمان الإسلامية، ص 59.
- 7- حمد بن عبد الله الغنام، تحليل السلسلة الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم في المملكة العربية السعودية باستخدام منهجية بوكس جنكيتز، مجلة جامعة الملك عبد العزيز : الاقتصاد والإدارة، العدد الثاني، جامعة الملك سعود، الرياض، 2003، ص 8.
- 8 - عبد الله سليمان محمود، مرجع سبق ذكره، ص 60.
- 9 - عبد سليمان محمود، مرجع سبق ذكره، ص 60.
- 10- عرباوي عبد الستار، التنبؤ بدرجات الحرارة لولاية ورقلة باستخدام طريقة بوكس-جنكيتز للسلاسل الزمنية، رسالة ماجستير، جامعة ورقلة، 2014، ص 19.
- 11 - بن محسن زوليخة، دراسة تنبؤية قصيرة المدى باستخدام منهجية بوكس جنكيتز، رسالة ماستر، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، قسم العلوم الاقتصادية، جامعة قاصدي مرباح، ورقلة، الجزائر، 2015، ص 8.
- 12- عرباوي عبد الستار، مرجع سبق ذكره، ص 20.
- 13- مولود حشمان، نماذج وتقنيات التنبؤ قصير المدى، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2011، ص 155-156.
- 14- لقوقي فاتح، جودة نماذج السلاسل الزمنية الموسمية المختلطة في التنبؤ بالمبيعات، رسالة ماجستير، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، بسكرة، الجزائر، 2014، ص 81.
- 15 - عرباوي عبد الستار، مرجع سبق ذكره، ص 20.
- 16- مولود حشمان، مرجع سبق ذكره، ص 160.

- 17- حضري خولة، استخدام السلاسل الزمنية من خلال منهجية بوكس جينكيتز في اتخاذ القرار الإنتاجي، رسالة ماجستير، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، قسم التسيير، بسكرة، الجزائر، 2013، ص60.
- 18- شيخي محمد، طرق الاقتصاد القياسي، دار الحامد للنشر والتوزيع، ط1، الأردن، 2012، ص240.
- 19- عدنان ماجد عبد الرحمن بري، طرق التنبؤ الإحصائي، جامعة الملك سعود، ط1، السعودية، 2002، ص96.
- 20- مولود حشمان، مرجع سبق ذكره، ص169.
- 21- عرباوي عبد الستار، مرجع سبق ذكره، ص22.
- 22- حضري خولة، مرجع سبق ذكره، ص60.
- 23- عرباوي عبد الستار، مرجع سبق ذكره، ص22.
- 24- بن محسن زوليخة، مرجع سبق ذكره، ص9.
- 25- حضري خولة، مرجع سبق ذكره، ص60.
- 26- عبد الحميد عبد المجيد البلداوي، الإحصاء للعلوم الإدارية والتطبيقية، دار الشروق، ط1، عمان، بدون سنة النشر، ص178.
- 27- بن محسن زوليخة، مرجع سبق ذكره، ص10.
- 28- لقوقي فاتح، مرجع سبق ذكره، ص86.
- 29- عبد الحميد عبد المجيد البلداوي، مرجع سبق ذكره، ص178.
- 30- لقوقي فاتح، مرجع سبق ذكره، ص86.
- 31- عرباوي عبد الستار، مرجع سبق ذكره، ص23.
- 32- لقوقي فاتح، مرجع سبق ذكره، ص87.