

- دراسة قياسية للتنبؤ بسعر الصرف الإسمي للدينار الجزائري على المدى القصير

1 أ.د/ عبد القادر دربال

2 أ. محمد رملي

الملخص

تهدف هذه الورقة البحثية في محاولة تطبيق أسلوب السلاسل الزمنية من خلال نموذج Box-Jenkins في التنبؤ بمستوى سعر الصرف الإسمي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي بالقيم النهائية وهذا على المدى القصير، وقد أجريت هذه الدراسة على البيانات الشهرية لسلسلة سعر الصرف الإسمي بفترة زمنية من جانفي 2009 الى ديسمبر 2014. وتوصلت الدراسة إلى أن أفضل نموذج ينطبق على بيانات سلسلة سعر الصرف الإسمي هو نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى ذو التأثيرات الفصلية وان سعر الصرف الدينار الجزائري الإسمي مقابل الدولار الأمريكي سوف يشهد تدهورا أي انخفاض سعر الصرف في الأشهر المقبلة وسوف يتراوح في حدود 100 دينار جزائري مقابل 01 دولار أمريكي.

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف الإسمي، نموذج Box-Jenkins، المدى القصير، التنبؤ، الانخفاض.

رموز JEL: F31, E47, C53

Abstract:

The aim of this working paper is to apply the approach of the time series through model Box Jenkins to predict the level of the nominal exchange rate of the dinar Algerian against the US dollar final values in short term.

This study was conducted on monthly data series for the nominal exchange rate of the time January 2009 to December 2014.

The study found that the best model applies to the nominal exchange rate data series is the autoregressive model of order 1 a seasonal effects and Algerian dinar exchange rate against the US dollar nominal will deteriorate .viz, depreciation of the exchange rate in the coming months, It will be about 100 Algerian dinars per 1 US dollar.

Key words: the Nominal Exchange Rate, Model of Box-Jenkins, Short-term Forecast, Depreciation.

(JEL) Classification : F31, E47, C53

¹ أ.د/ عبد القادر دربال، أستاذ التعليم العالي، كلية العلوم الاقتصادية، جامعة احمد بن بلة، وهران .

² أ. محمد رملي، أستاذ مساعد قسم أ، كلية العلوم الاقتصادية، جامعة الطاهر مولاوي، سعيدة.

تمهيد

انه في واقع الامر بان المعاملات داخل البلد ما يتم تسويتها عن طريق نفس عملة البلد ولكن في غالب الامر لا توجد عملة دولية يتم تداولها، أي تسوية المعاملات داخل البلد الا في الحالات الاستثنائية كنظام الدولة والاتحادات النقدية المشكلة لنفس العملة. فكل دولة لها عملتها الخاصة التي يتم إصدارها البنك المركزي وتستخدم لتمويل معاملاتها، وهو الامر الذي يجعل تجارة السلع والخدمات وتحويلات رؤوس الأموال بين الدول تقتضي اجراء عملية تحويل العملات، وهذا ما يضعنا امام مصطلح سعر الصرف الذي يعرف بانه سعر عملة مقوم بعملة أخرى.

اذن سعر الصرف يعتبر على انه أداة الربط بين اقتصاديات البلدان فضلا عن كونه وسيلة هامة للتأثير على تخصيص الموارد بين القطاعات الاقتصادية وعلى ربحية الصناعات التصديرية وتكلفة الموارد المستوردة. وما يمكن ملاحظته خاصة في الآونة الأخيرة على الساحة الدولية خاصة مع الانفتاح الاقتصادي تحت غطاء العولمة بانه هناك تقلبات حادة في أسعار الصرف الدولية نتيجة للالزامات الاقتصادية والمالية، اذ اضحى لنا بان نقوم بمحاولات لعمليات للتنبؤ بسعر الصرف خاصة وان كانت على المدى القصير لأجل تجنب أزمات مقبلة.

وكعملية للتنبؤ، يعتبر التنبؤ عملية عرض حالي لقيم مستقبلية باستخدام مشاهدات تاريخية بعد دراسة سلوكها في الماضي¹. كما يعرف أيضا بانه التقدير الكمي للقيم المتوقعة للمتغيرات التابعة في المستقبل القريب بناء على ما هو متاح لدينا من معلومات عن الماضي والحاضر ويلاحظ هنا ان التنبؤ العلمي يفترض ان سلوك الظواهر الاقتصادية في المستقبل القريب ما هو الا امتداد لسلوك هذه الظواهر في الماضي القريب ومن ثم حدوث تغيرات فجائية لم تكن متوقعة من الممكن ان تؤدي لعدم دقة التنبؤات العلمية الخاصة بمستقبل الظاهرة الاقتصادية².

نظام الصرف في الجزائر نجده انه بمراحل مختلفة وعرف اختلالات كثيرة خاصة في فترة الإصلاحات واتخذت السلطات النقدية عدة إجراءات في محاولة انعاشه وبدوه على النظام الاقتصادي الجزائري ككل، وعلى ما تقدم ذكره سنحاول طرح تساؤلنا الجوهرى حول موضوع هذه الورقة البحثية ب: ما مدى قدرة نموذج BOX-JENKINS على التنبؤ بسعر الصرف الدينار الجزائري قصير المدى؟

أهداف وأهمية وحدود البحث

تتمثل أهداف البحث بصفة عامة فيما يلي:

- معرفة الدور المحوري الذي يلعبه سعر الصرف في اقتصاد المالية الدولية.
- محاولة إيجاد قيم مستقبلية لسعر الصرف الاسمي مما يجعل في إمكانية التحكم فيه امرأ يسيرا وخاصة أن الجزائر تعتمد على نظام الصرف الموجه.

وتكمن أهمية البحث في محاولة الوصول إلى أفضل الطرق والأساليب الإحصائية التي يمكن استخدامها في التنبؤ والتي تعطى أفضل النتائج الممكنة حتى يمكن الاعتماد عليها لاتخاذ القرارات المناسبة عن طريق:

- التعرف على قدرة أسلوب Box-Jenkins في إعطاء نموذج للتنبؤ بمستوى سعر الصرف في ظل التغيرات الاقتصادية.
- التعرف على قدرة أسلوب الشبكات العصبية الاصطناعية في إعطاء نموذج للتنبؤ بحجم المبيعات في ظل التغيرات الاقتصادية.

وبذلك فإن حدود البحث هي كالآتي:

- 1- تقوم هذه الدراسة على التنبؤ بمستوى سعر الصرف الإسمي باستخدام أسلوب Box and Jenkins بفترة زمنية تبدأ من جانفي 2009 الى ديسمبر 2014.
- 2- تقوم هذه الدراسة على التنبؤ بسعر الصرف الإسمي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي.
- 3- مصدر بيانات الدراسة سعر الصرف الإسمي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي هي من بنك الجزائر.

فرضيات الدراسة:

- يمكن التنبؤ بمستوى سعر الصرف باستخدام أسلوب Box-Jenkins خاصة للسلاسل الزمنية ذات النمو المتزايد في القيم.
- الاطلاع بمستوى سعر الصرف المستقبلي يساعدنا في رسم سياسة سعر الصرف المستقبلية.

النماذج والأدوات المستخدمة في الدراسة.

حسب طبيعة الموضوع ولمعالجته فإننا نستخدم طريقتين لتحليل البيانات كالآتي:

1. طريقة Box and Jenkins والتي تتمثل في:
 - نماذج الانحدار الذاتي Autoregressive .
 - نماذج المتوسطات المتحركة Moving-Average .
 - نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة ARMA
2. البرنامج الاقتصادي EViews 8 وتطبيقه على البيانات المتاحة مع شرح لطريقة Box and Jenkins ومن ثم يتم التنبؤ بالقيم المستقبلية.

أولاً: الإطار النظري لسعر الصرف

1- سعر الصرف الاسمي

يعرف سعر الصرف على انه مقياس لعملة اخدى البلدان التي يمكن تبادلها بقيمة عملة بلد اخر، يتم تبادل العملات او عمليات شراء وبيع العملات حسب أسعار هذه العملات بين بعضها البعض. ويتم تحديد سعر الصرف الاسمي لعملة بلد ما تبعا للطلب والعرض عليها في سوق الصرف في لحظة زمنية ما. وينقسم سعر الصرف الاسمي الى سعر صرف رسمي أي المعمول به فيمل يخص المبادلات الجارية الرسمية، وسعر صرف موازي وهو المعمول به في الأسواق الموازية. وهذا يعني إمكانية وجود أكثر من سعر صرف اسمي في نفس الوقت لنفس العملة في نفس البلد³.

2- كيفية تحديد أسعار الصرف

غالبا ما تقتصر عمليات تحديد أسعار الصرف في 03 حالات نحددها في الاتي⁴:

الحالة الأولى: وهي حالة العملات التي يتم تحديد سعر صرفها عن طريق الارتباط المباشر بعملة التدخل، فهذه العملات تظل أسعارها ثابتة عبر الزمن باتجاه العملة المرتبطة بها مادامت السلطات النقدية للبلد المعني ما لم يحدث أي تغير في سعر الارتباط المركزي للعملة.

الحالة الثانية: هي حالة التعويم الحر دون أي ارتباط ويتم هنا تحديد سعر صرف عملة البلد في سوق صرف حرة باستمرار، فليس هناك سعر صرف ثابت بين هذه العملة وعملة التدخل او أي سلة من العملات وانما يتغير السعر بسوق الصرف يوميا حسب تقلبات العرض والطلب. تتأثر هذه التقلبات بدورها بالتوقعات والحاجيات المختلفة للمتعاملين في السوق من جهة وبالمؤشرات الاقتصادية والنقدية للبلد من جهة أخرى، وقد تتدخل السلطات النقدية أحيانا وعند الضرورة للحيلولة دون المبالغة في المضاربات والحفاظ على النظام في المعاملات المصرفية داخل السوق.

الحالة الثالثة: هي حالة الارتباط بسلة من العملات وهنا اما ان تربط الدول عملتها بحقوق السحب الخاصة التي هي سلة يصدرها صندوق النقد الدولي من خمس عملات لكل منها وزن معين، ونشير هنا الى ان سعر الارتباط ودقة الهوامش تختلف حسب الأقطار او تربط هذه الدول عملتها بسلة من العملات على شكل سلة حقوق السحب الخاصة، تعكس اوزانها نسب التوزيع الجغرافي لتجارتها الخارجية. كما تعتمد الدول أيضا عملة التدخل (غالبا الدولار الأمريكي) يتم إرساء القيمة المحددة يوميا في سوق الصرف للعملة الوطنية.

3- العوامل المؤثرة في سعر الصرف

عادة ما تتعرض العملة الى تقلبات مستمرة تحدث تغيرات في المعاملات الاقتصادية للدولة نتيجة تأثير مجموعة من العوامل نذكر أهمها⁵:

• **التغيرات في قيمة الصادرات والواردات:** عندما ترتفع قيمة الصادرات مقارنة بالواردات فإن قيمة العملة ستتجه للارتفاع لتزايد طلب الأجانب على هذه العملة، مما يشجع عملية الاسترداد من الخارج وهذا ما يعمل على إعادة التوازن لسعر الصرف.

• **تغير معدلات التضخم:** بافتراض ثبات العوامل الأخرى، يؤدي التضخم المحلي الى انخفاض في قيمة العملة في سوق الصرف، فيما تؤدي حالة الركود الى ارتفاع قيمة العملة، فمثلا عندما ترتفع قيمة عملة بلد ما بنسبة 10% ويكون مستوى العام للأسعار في البلدان الأخرى مستقر، فالتضخم المحلي في هذا البلد سيدفع المستهلكين الى زيادة طلبهم على السلع الأجنبية وبالتالي على العملات الأجنبية. ونتيجة للأسعار المرتفعة في هذا البلد بسبب التضخم المحلي سيقبل استيراد الأجانب من سلع هذا البلد وبالتالي يقل عرض العملة الأجنبية في سوق الصرف بسبب تزايد الطلب على هذه العملة، وهذا يعني ان لحالة التضخم أثر في تغير سعر صرف العملات المختلفة.

• **التغير في معدلات الفائدة:** ان الزيادة في معدلات الفائدة الحقيقية (وهي المعدلات التي تتكيف مع معدل التضخم المتوقع) في البلد سوف تجذب راس المال الأجنبي مما يؤدي الى ارتفاع قيمة العملة المحلية في سوق الصرف الأجنبي. اما ارتفاع معدلات الفائدة في البلدان الأجنبية سيحفز المستثمرين - على الأمد القصير- على استبدال عملتهم بعملات تلك البلدان وذلك لاجتناء المكاسب في سوق الأجانب. اذن فارتفاع أسعار الفائدة سيعمل على زيادة الطلب على العملات الأجنبية مما يؤثر على سعر الصرف.

• **التدخلات الحكومية:** تحصل هذه التدخلات عندما يحاول البنك المركزي تعديل سعر صرف العملة حينما لا يكون ملائما مع سياستها المالية والاقتصادية.

• **العوامل السياسية والعسكرية:** ترتبط هذه العوامل عادة بالأنباء والنشرات الاقتصادية والمالية او عبر تصريحات المسؤولين فتؤثر على المتعاملين في أسواق العملات والأسهم الذين غالبا ما يتخذون قراراتهم المالية بناء على هذه الاخبار.

ثانيا: الإطار التطبيقي القياسي للدراسة.

قبل الشروع في منهجية Box - Jenkins لابد من التعرف أولا على نماذج ARMA ، تفترض هذه النماذج الرياضية أي أنها لا تفترض أن y_{t-1} لها تأثير أكبر من y_{t-2} و y_t لها تأثير أكبر من y_{t-1} ويمكن تحديدها بالنماذج الرياضية التالية:

1- النماذج الرياضية للسلاسل الزمنية ARMA : يمكن ان نحددها بثلاث انواع من السلاسل وهي⁶:

1-1- نموذج الانحدار الذاتي

يقال للعملية التصادفية $X_t; t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$ بأنها عملية انحدار ذاتي برتبة p Autoregressive of Order p والذي يرمز له بالرمز $AR(p)$ إذا حققت المعادلة التالية:

$$X_t = a_1 x_{t-1} + a_2 x_{t-2} + \dots + a_p x_{t-p} + e_t$$

حيث ان: $a_1, a_2, a_3, \dots, a_p$ معلمات الانحدار الذاتي Autoregressive Parameters .

e_t الخطأ العشوائي عند الزمن t وهو عملية عشوائية مجردة (تشويش أبيض).

2-1- نموذج المتوسطات المتحركة

يقال للعملية التصادفية $X_t; t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$ بأنها عملية أوساط متحركة برتبة q Moving Average of (Order q) والذي يرمز له بالرمز $MA(q)$ إذا تحققت المعادلة التالية:

$$X_t = e_t + b_1 e_{t-1} + b_2 e_{t-2} + \dots + b_q e_{t-q}$$

حيث ان: $b_1, b_2, b_3, \dots, b_q$ معلمات المتوسطات المتحركة Moving Parameters Average .

e_t الخطأ العشوائي عند الزمن t .

3-1- النماذج المختلطة ذات انحدار ذاتي وأوساط متحركة

إن العناصر الأساسية لنموذج الانحدار الذاتي والأوساط المتحركة يمكن أن تدمج للحصول على تشكيلة من النماذج تسمى نماذج انحدار ذاتي ذي أوساط متحركة برتبة $ARMA(p, q)$ وتكون بالشكل الآتي:

$$X_t = a_1 x_{t-1} + \dots + a_p x_{t-p} + e_t + b_1 e_{t-1} + \dots + b_q e_{t-q}$$

2- منهجية Box-Jenkins

تعد الأكثر استخداماً في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية، وهي تقوم على مجموعة من المراحل⁷:

المرحلة الأولى: فحص استقرار السلسلة الزمنية، وتطبيق التحويلات اللازمة لجعلها مستقرة.

المرحلة الثانية: تعرف النموذج المناسب من عائلة نماذج $ARIMA$ (Integrated Moving Average Autoregressive)

المرحلة الثالثة: تقدير النموذج

المرحلة الرابعة: فحص النموذج للتحقق من ملائمته للسلسلة الزمنية- موضوع البحث - وعندما يكون غير

ملائماً نعود إلى المرحلة الثانية، وإلا ننتقل إلى المرحلة التالية الخامسة

المرحلة الخامسة: التنبؤ باستخدام النموذج المختار

المرحلة الأولى: اختبار جذر الوحدة

يهدف إلى فحص خواص السلاسل الزمنية وتحديد ماذا كانت المتغيرات ساكنة المستوى أو بعد اخذ الفرق الاول او الثاني لجعلها مستقرة، ورغم تعدد اختبارات جذر الوحدة، إلا أننا سنستخدم اختبار Augmented-Dickey-Fuller والذي تم الحصول عليه بالخطوات التالية:

$$\Delta Y_t = u + (p-1)pY_{t-1} + e_t \quad \text{اختبار } DF \text{ يعطى بالعلاقة التالية}^8:$$

$$\Delta Y_t = u + \theta pY_{t-1} + e_t$$

بحيث p يمثل عدد التأخرات في النماذج.

- إذا كان حد الخطأ يعاني e_t من الارتباط الذاتي Autocorrelation فيمكن أن يصحح بإضافة عدد مناسب من حدود الفروق المبطة وتصبح المعادلة كالآتي:

$$\Delta Y_t = u + (p-1)pY_{t-1} + e_t$$

وهذه العلاقة التي تم توسيعها والتي يطلق عليها ADF بحيث تصبح غير مرتبطة ε_t ذاتيا.

من اجل اختبار ADF نستعمل طريقة المربعات الصغرى MCO لتقدير النماذج التالية وذلك حسب ترتيب عدد التأخرات p المستعملة في كل نموذج والتي ستحدد في نموذجنا باستعمال معيار Schwarz Info Criterion

$$\Delta Y_t = pY_{t-1} + \sum_{j=2}^p \phi_j Y_{t-j-1} + C + e_t \quad \text{النموذج الأول: في حالة وجود قيمة الثابت:}$$

$$\Delta Y_t = pY_{t-1} + \sum_{j=2}^p \phi_j Y_{t-j-1} + C + bt + e_t \quad \text{النموذج الثاني: في حالة وجود مركبة الاتجاه العام وقيمة الثابت:}$$

$$\Delta Y_t = pY_{t-1} + \sum_{j=2}^p \phi_j Y_{t-j-1} + e_t \quad \text{النموذج الثالث: في حالة عدم وجود قيمة ثابتة ومركبة الاتجاه العام:}$$

اختبار الفرضيتين التاليتين

الفرضية العدمية: $H_0: p-1=0$ أي يوجد جذر وحدة وبالتالي السلسلة الزمنية غير مستقرة ولا يصلح استخدامها للتقدير.

الفرضية البديلة: $H_1: |p-1| < 0$ السلسلة الزمنية مستقرة.

المرحلة الثانية: التعرف على النموذج المناسب من عائلة نماذج ARIMA

إن مرحلة تعرف السياق العشوائي المولد للسلسلة الزمنية تعد من المراحل الحرجة، إذ نبحث في عائلة نماذج ARMA على النموذج الذي يلائم السلسلة الزمنية التي لدينا. وقد اقترح Box-Jenkins الاعتماد على دالة الارتباط الذاتي (A.C.F) ودالة الارتباط الذاتي الجزئي (P.A.C.F) اذن ان⁹:

- دالة الارتباط الذاتي الجزئي تحدد لنا رتبة السياق $AR(p)$ إذا أصبحت هذه الدالة غير معنوية بعد عدد معين من التباطؤات، يكون عدد التباطؤات المعنوية هو رتبة AR
- بينما تحدد لنا دالة الارتباط الذاتي رتبة السياق $MA(q)$ إذا أصبحت هذه الدالة غير معنوية بعدد عدد معين من التباطؤات، يكون عدد التباطؤات المعنوية هو q رتبة سياق المتوسط المتحرك.
- أما إذا كانت قيم كل من (A.C.F) تتخامد ولا تنعدم بعد عدد معين من التباطؤات فنكون أمام $ARMA(p,q)$ والجدول الموالي يلخص ذلك:

الجدول (1): خصائص دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية.

نوع النموذج	دالة الارتباط الذاتي البسيطة	دالة الارتباط الذاتي الجزئية
$AR(p)$	غير منعومة ومستمرة في التناقص	فقط p الأوائل هي التي تختلف جوهريا عن 0
$MA(q)$	فقط q الأوائل هي التي تختلف جوهريا عن 0	غير منعومة ومستمرة في التناقص
$ARMA(p, q)$	غير منعومة وتستمر في التناقص	غير منعومة وتستمر في التناقص

R. Bourbonnais, J.C. Usunier (2001), " Prévisions des Ventes, Théorie et Pratique" , 3ème Édition Economica Paris, P

89

المرحلة الثالثة: تقدير النموذج

إن تقدير معاملات النموذج إذا كان نموذج انحدار ذاتياً لا تطرح أية مشكلة، حيث يمكن استخدام طريقة المربعات الصغرى، وفي هذه الحالة فإن أي برنامج إحصائي يعطي معاملات الانحدار الخطي المتعدد يفني بالغرض. أما في حالة نموذج $ARMA$ ، فإن تقدير المعاملات يصبح معقداً وتوجد عدة خوارزميات مقترحة لتقدير النموذج. فعلى سبيل المثال يمكن استخدام طريقة الإمكانية القصوى، أو طريقة المربعات الصغرى. وتختلف البرامج الإحصائية فيما بينها بتقدير معاملات النموذج بحسب الطريقة المتبعة، لذلك قد تعطي نتائج متباينة للنموذج نفسه¹⁰.

المرحلة الرابعة: فحص النموذج للتحقق من ملائمته للسلسلة الزمنية

بعد عملية التقدير تأتي مرحلة الاختبار جودة النموذج والتي ترتبط ارتباطاً مباشراً بمرحلة التعرف، وتكون هذه الاختبارات كالآتي:

- 1- اختبار معنوية المعلمات المقدرة: ونستخدم اختبار Student، للتعرف من اختلاف المعلمات عن 0 أم لا، وذلك من خلال قسمة المعلمة المقدرة على انحرافها المعياري وتقارن بالقيمة الجدولية التي توافق مستوى المعنوية: α ودرجات الحرية $n-k$.

2- اختبار الخطأ الأبيض Tests de bruit blanc: من أجل التأكد من أن البواقي ε_t يحاكي تشويشا أبيضاً

أو خطأ أبيض، بمعنى أن الأخطاء مستقلة فيما بينها من أجل هذا الغرض نستخدم إحصائية Ljung-

Box¹¹ سلسلة (سيرورة) الخطأ الأبيض تكون على النحو التالي : $p_1 = p_2 = \dots = p_h = 0$

ثم نجري اختبار الفرضيتين الآتيتين:

الفرضية العدمية $H_0 : p_1 = p_2 = \dots = p_h = 0$

الفرضية البديلة H_1 : يوجد على الأقل p_i يختلف جوهرياً عن 0.

ثم نستخدم العلاقة التالية التي تعطي إحصائية Ljung-Box Q' : $Q' = n(n+2) \sum_{k=1}^h \frac{\hat{p}_k^2}{n-k}$ حيث: $\hat{p}_k^2$

قيمة الارتباط الذاتي من الدرجة k ، h معامل التأخر.

Q' تتبع توزيع χ^2 (Chi-deux) بدرجة حرية h ومعنوية α والتي يتم على أساسها استخراج قيمة Q'_{tab}

وبالتالي تقارن مع Q'_{cal} ونرفض بموجبها الفرضية القائلة بأن سلسلة البواقي تتبع تشويشا أو خطأ أبيضاً إذا كانت

$$Q'_{tab} < Q'_{cal}.$$

ولكن هل الخطأ الأبيض يتبع التوزيع الطبيعي:

لإثبات هذه الفرضية نستخدم اختبار Jarque-Bera¹² الذي يحدد بالصيغة التالية: $JB = \frac{n}{6} \left(S + \frac{(K-3)^2}{4} \right)$

حيث: S تمثل معامل Skeweness و K معامل Kurtosis على التوالي:

$$S = \frac{\hat{\mu}_3}{\hat{\sigma}^3} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right)^{3/2}}$$

$$K = \frac{\hat{\mu}_4}{\hat{\sigma}^4} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4}{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right)^2},$$

-إذا كان S و K يخضعان لتوزيع طبيعي فإن: اختبار JB يتبع توزيع χ^2 (Chi-deux) حيث 2 درجة الحرية.

-إذا كان $JB < \chi^2_{1-\alpha}$ عند 2 درجة الحرية، ومستوى المعنوية $1-\alpha$: نرفض الفرضية العدمية H_0 ونقبل

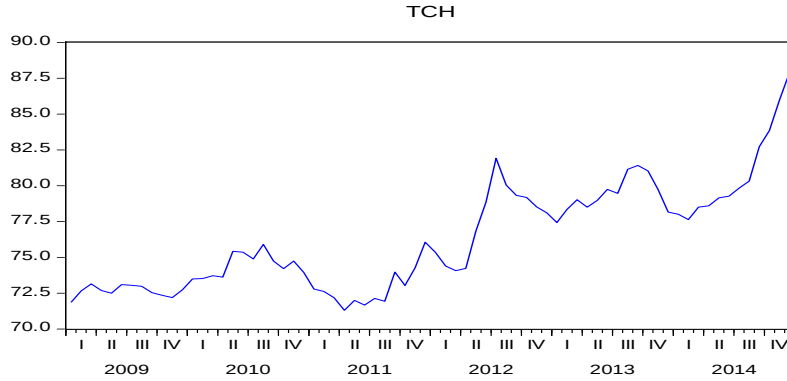
بالفرضية البديلة H_1 أي: الخطأ الأبيض لا يتبع التوزيع الطبيعي.

3- بيانات الدراسة

لدينا سلسلة زمنية تمثل سعر الصرف الاسمي بالقيم النهائية للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي

المصرح بها من قبل البنك الجزائري، وهذا بفترة زمنية تمتد 01 جانفي 2009 الى غاية 31 ديسمبر 2014.

الشكل (1): سعر الصرف الاسمي بالقيم النهائية للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي.



المصدر: من اعدادنا بالاعتماد على EVIEWS 8

يلاحظ من الشكل البياني (1) انه هناك تذبذبات قد تكون مركبة اتجاه عام او مركبة موسمية نحاول الكشف عنها باستعمال الاختبارات غير الحرة لأنه بيانيا يصعب الكشف عنهما، وان كانت موجودة نحاول نزعها في مرحلة اولية، وبعد مرحلة مواءمة نحاول ادخالهما لتتحول السلسلة الزمنية الى نماذج آنية (HOLT) والمشتقة من نماذج (BROWN).

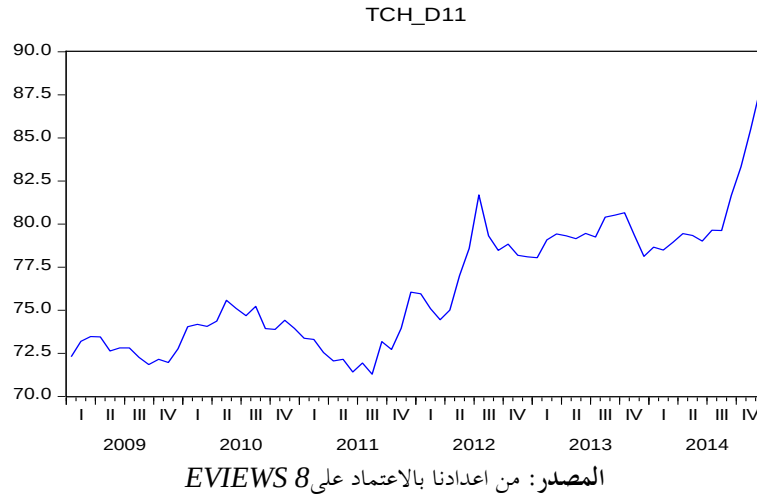
- الكشف عن مركبة الاتجاه العام: للكشف عن مركبة الاتجاه العام، قمنا بالاستعانة بأحد الاختبارات حرة التوزيع وهو اختبار الإشارة (Sign test) الذي يعتمد على إشارة الفروقات من الدرجة الأولى، من موجبة وسالبة كما يفترض هذا الاختبار التوزيع العشوائي للمعطيات. وحسب هذا الاختبار وجدنا ان السلسلة الزمنية خالية من مركبة الاتجاه العام¹.
- الكشف عن الاتجاه الفصلي²: نعلم على اختبار Kruskal Wallis وهو يستعمل خصيصا للكشف عن المركبة الفصلية وحتى لا يكون هذا الاختبار مغالطا يجب نزع مركبة الاتجاه العام من السلسلة قبل محاولة الكشف عن المركبة الفصلية، وحسب هذا الاختبار تبين انه تتوفر مركبة فصلية.

¹ القيمة المحسوبة لهذا الاختبار هي: $|Z| = \frac{V - U_v}{6_v} = \frac{35 - \frac{71}{2}}{\sqrt{\frac{71}{4}}} = 0.1186$ أقل من القيمة الجدولية 1.96 ومنه نقبل بالفرضية H_0 ، أي السلسلة خالية من مركبة الاتجاه العام

² القيمة المحسوبة لهذا الاختبار هي: $|Kw| = \frac{12}{T(T+1)} \sum_{i=1}^p \frac{R_i^2}{n_i} - 3(T+1) = -107,365297$ أكبر من قيمة $\chi^2_{11,5\%} = 19,675$ ومنه نقبل بالفرضية H_1 ، أي السلسلة تحتوي على المركبة الفصلية.

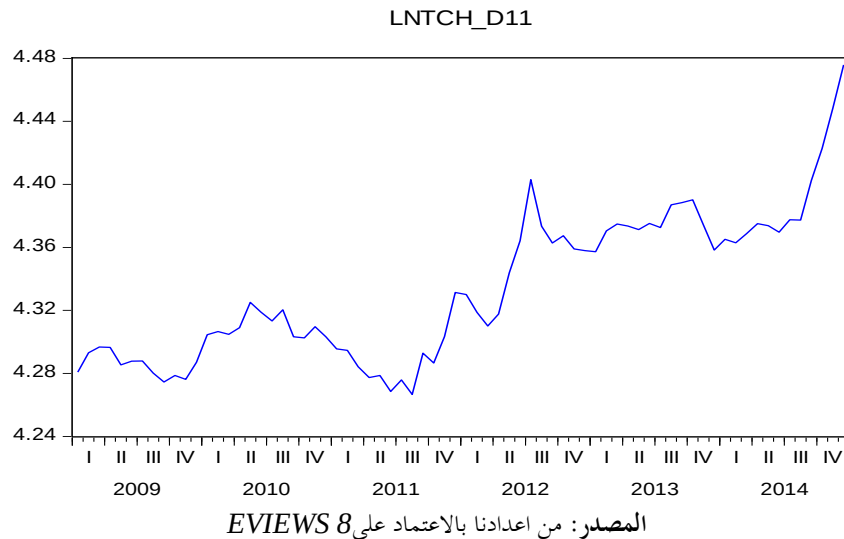
نقوم بعملية التعديل الموسمي مباشرة من البرنامج الاقتصادي *EViews 8*، ومن خلال البرنامج تم إزالتها وهذا باستخدام أسلوب المتوسطات المتحركة مع احتساب المؤشرات الفصلية.

الشكل (2): سعر الصرف الاسمي بالقيم النهائية للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي بعد إزالة المركبة الفصلية.



ومن رسم المشاهدات الخالية من المركبة الفصلية مع الزمن الشكل (2) يلاحظ تزايد سعر صرف الدينار مقابل الدولار عبر الزمن مما يعني أن السلسلة الزمنية غير مستقرة، كما يلاحظ وجود تقلبات كبيرة، بحيث يقترح ذلك استخدام السلسلة في صورة لوغاريتم الشكل (3) حيث يساعد (LNTCH_D11) من ناحية استقرار الارتباط (Covariance Stationary).

الشكل (3): لوغاريتم سعر الصرف الاسمي بالقيم النهائية للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي بعد إزالة المركبة الفصلية.



المرحلة الأولى: فحص استقرار السلسلة الزمنية

في هذه المرحلة نطبق اختبار Augmented Dichy-Fuller للكشف عن جذر الوحدة لبيانات السلسلة الزمنية، وأعطت نتائج هذا الاختبار حسب الجدول (2):

الجدول (2): نتائج اختبار Augmented Dichy-Fuller لسلسلة لوغاريتم سعر الصرف الاسمي بالقيم النهائية للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي

الاختبار	قيمة t المحسوبة	القيمة النظرية عند $\alpha = 0,05$
ADF	1.061228	3.474363

المصدر: من اعدادنا بالاعتماد على *EVIEWS 8*.

بالمقارنة نجد أن قيمة Student المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية إذن تقبل بالفرضية H_0 ومنه السلسلة الزمنية غير مستقرة.

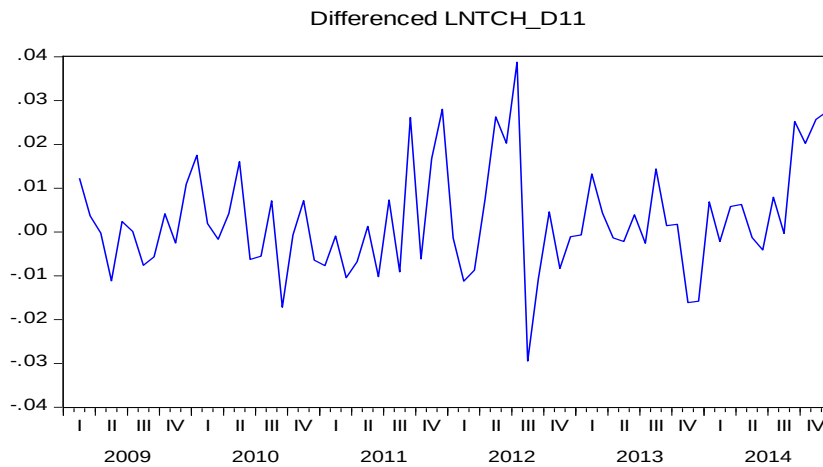
الجدول (3): نتائج اختبار Augmented Dichy-Fuller لوغاريتم الفروق الاولى سعر الصرف الاسمي بالقيم النهائية للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي بعد إزالة المركبة الفصلية.

الاختبار	قيمة t المحسوبة	القيمة النظرية عند $\alpha = 0,05$
ADF	6.823852	3.474363

المصدر: من اعدادنا بالاعتماد على *EVIEWS 8*.

نلاحظ أن القيمة الجدولية أقل من القيمة المحسوبة. إذن تقبل بالفرضية H_1 أي لا يوجد جذر أحادي في السلسلة الزمنية، ويصبح الشكل البياني للسلسلة الناتجة كما يظهر في الشكل رقم (4)، إذ يبدو من الشكل أنها أصبحت مستقرة.

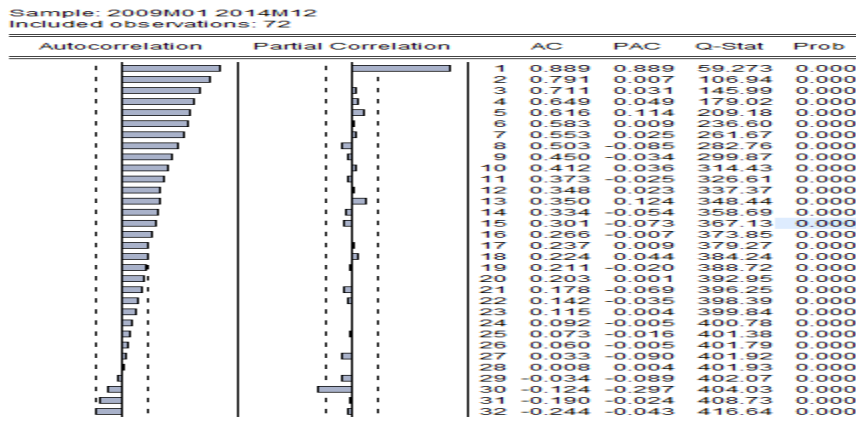
الشكل (4): سعر الصرف الاسمي بالقيم النهائية للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي بعد تطبيق مرشح الفروق الأولى.



المرحلة الثانية: التعرف على النموذج المناسب الذي يمثل سلسلة الفروق الأولى

من خلال الشكل (5) وبعد فحص دالة الارتباط الذاتي ACF ودالة الارتباط الذاتي الجزئي $PACF$ لسلسلة الفروق الأولى يقود إلى النماذج الآتية: $SARIMA(1.1.0)$, $SARIMA(0.1.1)$, $SARIMA(30.1.0)$. كما نشير إلى أنه هناك عدة نماذج لنموذج المتوسطات المتحركة بدءاً من نموذج: $SARIMA(0.1.2)$ إلى غاية نموذج: $SARIMA(0.1.18)$

الشكل (5): بيان دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الجزئي لسلسلة سعر الصرف الإسمي الشهري.



المصدر: من اعدادنا بالاعتماد على *EVIEWS 8*.

المرحلة الثالثة والرابعة تقدير النماذج المقترحة والتحقق من ملائمتها للسلسلة الزمنية

بعدما تحصلنا على النماذج الممكنة، نقوم بتقدير معلمات النموذج، ثم اختبار معنوية هذه المعلمات.

• تقدير النموذج $SARIMA(1.1.0)$

نلاحظ من خلال الشكل (5) أن قيمة دالة الارتباط الذاتي الجزئي $PACF$ عند الفجوة الأولى تقع خارج مجال الثقة أي: $AR(1)$ وبإجراء عملية التقدير تحصلنا على النتائج التالية.

الجدول (4): نتائج تقدير النموذج $SARIMA(1.1. 0)$

Dependent Variable: LNTCH_D11				
Method: Least Squares				
Date: 07/12/15 Time: 00:04				
Sample (adjusted): 2009M02 2014M12				
Included observations: 71 after adjustments				
Convergence achieved after 4 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.223222	0.157471	26.81898	0.0000
AR(1)	1.025331	0.034145	30.02835	0.0000
R-squared	0.928917	Mean dependent var	4.334395	
Adjusted R-squared	0.927887	S.D. dependent var	0.046584	
S.E. of regression	0.012509	Akaike info criterion	-5.896893	
Sum squared resid	0.010798	Schwarz criterion	-5.833155	
Log likelihood	211.3397	Hannan-Quinn criter.	-5.871546	
F-statistic	901.7020	Durbin-Watson stat	1.625292	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	1.03			
Estimated AR process is nonstationary				

المصدر: من اعدادنا بالاعتماد على *EVIEWS 8*.

من الجدول (4) نلاحظ ان المعلمات المقدرة كلها معلمات معنوية والنموذج المقدّر هو:

$$\hat{X}_t = 4.223222 + 1.025331x_{t-1}$$

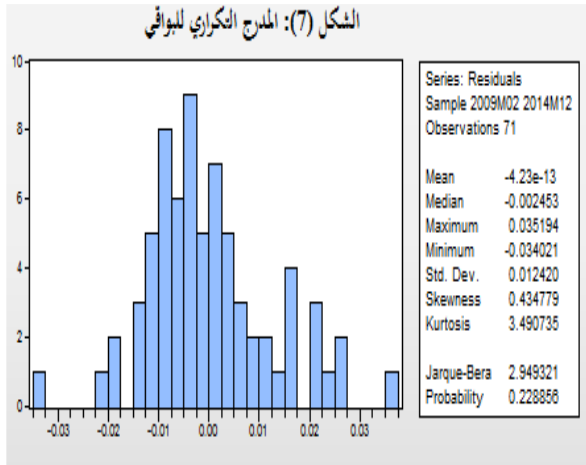
• التحقق من ملائمة النموذج $SARIMA(1.1.0)$ للسلسلة الزمنية

من اجل التحقق من ملائمة النموذج نقوم بالتمثيل البياني للارتباط الذاتي للبواقي والمدرج التكراري من خلال الشكل (6)، (7)

الشكل (6): بيان دالة الارتباط الذاتي

Sample: 2009M01 2014M12
Included observations: 71
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.160	0.160	1.8977	0.143	
2	0.057	0.032	2.1438	0.143	
3	-0.040	-0.055	2.2634	0.322	
4	-0.166	-0.158	4.3883	0.222	
5	-0.030	0.025	4.4575	0.348	
6	0.032	0.051	4.5386	0.475	
7	0.164	0.149	6.7144	0.348	
8	-0.024	-0.109	6.7624	0.454	
9	-0.152	-0.167	8.7028	0.368	
10	0.035	0.121	8.8047	0.455	
11	-0.193	-0.157	12.028	0.283	
12	-0.246	-0.263	17.341	0.098	
13	0.023	0.075	17.387	0.136	
14	-0.012	0.015	17.400	0.182	
15	0.016	-0.041	17.422	0.234	
16	-0.028	-0.083	17.497	0.290	
17	-0.123	-0.169	18.952	0.271	
18	-0.086	0.024	19.669	0.292	
19	-0.029	0.109	19.752	0.347	
20	0.095	-0.071	20.677	0.355	
21	0.088	-0.039	21.472	0.370	
22	-0.082	-0.083	22.177	0.389	
23	0.058	0.040	22.538	0.428	
24	-0.139	-0.168	24.679	0.367	
25	-0.160	-0.207	27.577	0.278	
26	0.000	-0.020	27.577	0.328	
27	-0.051	-0.037	28.016	0.358	
28	0.070	-0.037	28.602	0.380	
29	0.192	0.109	33.173	0.229	
30	0.141	0.057	35.702	0.182	
31	0.008	-0.031	35.710	0.218	
32	-0.101	-0.025	37.075	0.209	



المصدر: من إعدادنا بالاعتماد على *EVIEWS 8*.

اختبار Ljung-Box وبالاعتماد على احصائية Q-Statistics كما يظهر في الشكل (6) يشير إلى عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء، حيث كل الاحتمالات الاحصائية أكبر من 05% ويؤكد ذلك دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للبواقي أي كل الحدود تقع داخل مجال الثقة، وبالتالي نقبل بالفرضية H_0 القائلة ان البواقي هي خطأ ابيض.

من اجل معرفة هل ان هذا الخطأ الأبيض يتبع التوزيع الطبيعي، قمنا بالاستعانة بالشكل (7) الذي يمثل المدرج التكراري للبواقي حيث نلاحظ ان الخطأ الأبيض متناظر بالنسبة الى 0 وله الشكل الطبيعي، ومن خلال اختبار Jarque-Bera نجد أن: $JB = 2.949321 < x_{0.05,2}^2 = 5.99$ وبالتالي الخطأ الأبيض يتبع التوزيع الطبيعي وبالتالي النموذج المستخدم ملائم للدراسة.

• بالنسبة للنموذج $SARIMA(30.1.0)$ فهو غير ملائم للدراسة، انظر الملحق رقم 01.

• تقدير النموذج $SARIMA(0.1.1)$

نلاحظ من خلال الشكل (5) ان قيمة دالة الارتباط الذاتي الجزئي $PACF$ عند الفجوة الاولى تقع خارج مجال الثقة أي: $MA(1)$ وبإجراء عملية التقدير تحصلنا على النتائج التالية:

الجدول (5): نتائج تقدير النموذج $SARIMA(0.1.1)$

Dependent Variable: LNTCH_D11
Method: Least Squares
Date: 07/12/15 Time: 00:52
Sample: 2009M01 2014M12
Included observations: 72
Convergence achieved after 14 iterations
MA Backcast: 2008M12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.334862	0.006145	705.4165	0.0000
MA(1)	0.890875	0.053152	16.76085	0.0000

R-squared	0.655257	Mean dependent var	4.333652
Adjusted R-squared	0.650332	S.D. dependent var	0.046683
S.E. of regression	0.027605	Akaike info criterion	-4.314271
Sum squared resid	0.053342	Schwarz criterion	-4.251030
Log likelihood	157.3138	Hannan-Quinn criter.	-4.289095
F-statistic	133.0496	Durbin-Watson stat	0.603226
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted MA Roots	-.89
-------------------	------

المصدر: من إعدادنا بالاعتماد على *EVIEWS 8*.

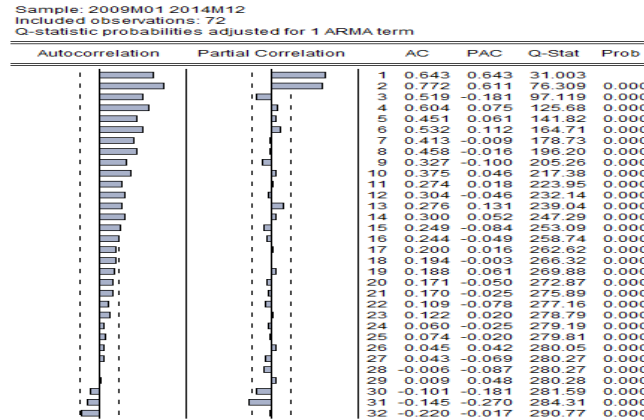
من الجدول (5) نلاحظ ان المعلمات المقدرة كلها معلمات معنوية والنموذج المقدر هو:

$$\hat{X}_t = 4.334862 + 0.890875e_{t-1}$$

• التحقق من ملائمة النموذج $SARIMA(0.1.1)$ للسلسلة الزمنية

كذلك من اجل التحقق من ملائمة النموذج نقوم بالتمثيل البياني للارتباط الذاتي للبواقي

الشكل (8): بيان دالة الارتباط الذاتي

المصدر: من إعدادنا بالاعتماد على *EVIEWS 8*.

من خلال احصائية Q-Statistics في الشكل (8) نلاحظ وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء، حيث كل الاحتمالات الاحصائية اقل من القيمة الحرجة 05% ويؤكد ذلك دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للبواقي أي معظم الحدود تقع خارج مجال الثقة، وبالتالي نقبل بالفرضية H_1 القائلة ان البواقي هي ليست بخطأ ابيض، وبالتالي هذا النموذج غير ملائم للدراسة.

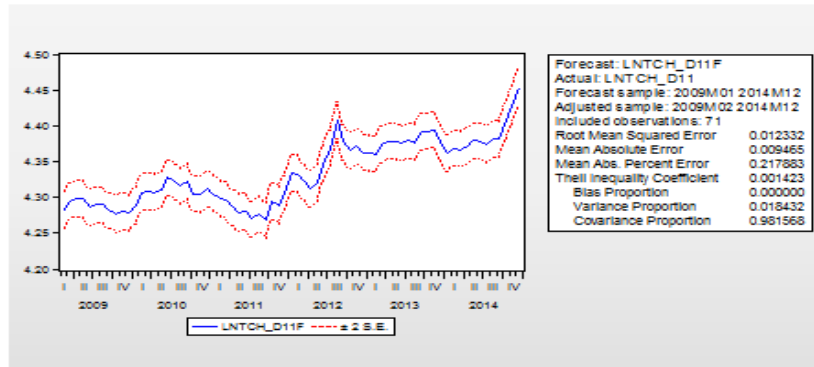
تقدير النماذج المختلطة

طالما وجدنا أن جودة النموذج $SARIMA(1.1.0)$ هي محققة وجودة النموذج $SARIMA(0.1.1)$ غير محققين، فانه حتما النماذج المختلطة تكون غير صالحة للدراسة وبالتالي كذلك عملية التنبؤ.

المرحلة الخامسة: التنبؤ باستخدام النموذج المختار

توفر لدينا نموذج واحد ملائم للدراسة والذي يتمثل في نموذج الانحدار الذاتي الموسمي $SARIMA(1.1.0)$ وهو النموذج الوحيد الذي سوف نعتمد عليه في عملية التنبؤ قصير المدى لسعر الصرف الاسمي بالقيم النهائية للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي.

الشكل (9): القيم التنبؤية للنموذج $SARIMA(1.1.0)$



المصدر: من اعدادنا بالاعتماد على *EVIEWS 8*.

نحاول بتلخيص هذ النتائج للشكل 9 في الجدول

الجدول (6): القيم التنبؤية للنموذج $SARIMA(1.1.0)$ لسعر الصرف الاسمي بالقيم النهائية للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي.

	LNTCH_D11F	TCH D11F
2015M01	4,5723	96,7670
2015M02	4,5811	97,6264
2015M03	4,5902	98,5156
2015M04	4,5995	99,4357
2015M05	4,609	100,3880
2015M06	4,6188	101,3739
2015M07	4,6288	102,3948
2015M08	4,6391	103,4523
2015M09	4,6496	104,5479
2015M10	4,6604	105,6833
2015M11	4,6715	106,8603
2015M12	4,6828	108,0806

المصدر: من اعدادنا بالاعتماد على *EVIEWS 8*.

من خلال الجدول تمثل LNTCH_D11F القيم التنبؤية في صورة لوغاريتمات لسعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي بالقيم النهائية بفترة اعتبرناها قصيرة المدى من شهر جانفي 2015 الى غاية شهر ديسمبر 2015 وهذا حتى لا يفقد التنبؤ مصداقيته. اما قيم TCH D11F فهي قيم في شكلها النهائي محولة بدالة عكسية (اسية) انطلاقا من القيم السابقة ل: LNTCH_D11F.

ثالثاً: نتائج الدراسة

لقد كان الهدف الرئيسي من هذه المحاولة هو محاولة إيجاد قيم مستقبلية لسعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي بالقيم النهائية الشهرية خاصة على المدى القصير مما يجعل في إمكانية التحكم فيه امرا يسيرا وخاصة ان الجزائر تعتمد على نظام الصرف الموجه، وهذا بمحاولة الوصول إلى أفضل الطرق والأساليب الإحصائية التي يمكن استخدامها في التنبؤ والتي تعطى أفضل النتائج الممكنة حتى يمكن الاعتماد عليها لاتخاذ القرارات المناسبة عن طريق منهجية Box-Jenkins ، وقد بينت نتائج هذه المحاولة بان سعر الصرف الدينار مقابل الدولار سوف يشهد تدهورا أي انخفاض سعر الصرف في الأشهر المقبلة وسوف يتراوح في حدود 100 دينار جزائري مقابل 1 دولار امريكي بعدما كان في سنوات في الآونة الاخيرة في حدود 70 الى 80 دولار حيث تبين لنا سعر الصرف الإسمي للدينار الجزائري هو متأثر كثيرا بالصدمات النقدية والصدمات الحقيقية ومنه فإن سعر الصرف الإسمي سيكون له اتجاه الانخفاض في القيمة. وربما على صانعي القرار وراسمي السياسة النقدية بان يراعوا الى هذا التدهور في القيمة الاسمية للدينار وهذا بالنظر حلقة السعر والاجر على المدى القصير والبعيد ومراجعة الية سعر صرف الدينار.

الملحق رقم 01

● النموذج: $SARIMA(30.1.0)$

نتائج تقدير النموذج النهائية

Sample (adjusted): 2011M07 2014M12
Included observations: 42 after adjustments
Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(30)	1.014350	0.001229	825.6584	0.0000
R-squared	0.321319	Mean dependent var	4.361370	
Adjusted R-squared	0.321319	S.D. dependent var	0.041555	
S.E. of regression	0.034234	Akaike info criterion	-3.887693	
Sum squared resid	0.048050	Schwarz criterion	-3.846320	
Log likelihood	82.64156	Hannan-Quinn criter.	-3.872528	
Durbin-Watson stat	0.222542			

نتائج تقدير النموذج الأولية

Sample (adjusted): 2011M07 2014M12
Included observations: 42 after adjustments
Convergence achieved after 404 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	177.1572	125547.3	0.001411	0.9989
AR(30)	0.999643	0.259135	3.857612	0.0004
R-squared	0.320380	Mean dependent var	4.361370	
Adjusted R-squared	0.303390	S.D. dependent var	0.041555	
S.E. of regression	0.034683	Akaike info criterion	-3.838692	
Sum squared resid	0.048116	Schwarz criterion	-3.755946	
Log likelihood	82.61253	Hannan-Quinn criter.	-3.808362	
F-statistic	18.85646	Durbin-Watson stat	0.220253	
Prob(F-statistic)	0.000094			

بيان دالة الارتباط الذاتي

Sample: 2009M01 2014M12
Included observations: 42
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.818	0.818	30.134		
2	0.593	-0.228	46.387	0.000	
3	0.386	-0.075	53.431	0.000	
4	0.204	-0.079	55.455	0.000	
5	0.165	0.293	56.808	0.000	
6	0.162	-0.040	58.155	0.000	
7	0.151	-0.054	59.363	0.000	
8	0.089	-0.201	59.796	0.000	
9	-0.005	0.006	59.798	0.000	
10	-0.023	0.231	59.830	0.000	
11	-0.007	0.026	59.832	0.000	
12	0.075	0.092	60.177	0.000	
13	0.191	0.055	62.507	0.000	
14	0.216	-0.098	65.586	0.000	
15	0.205	0.050	68.467	0.000	
16	0.161	0.019	70.315	0.000	
17	0.071	-0.135	70.683	0.000	
18	0.021	-0.028	70.716	0.000	
19	-0.036	-0.122	70.818	0.000	
20	-0.108	-0.123	71.804	0.000	

المصدر: من اعدادنا بالاعتماد على *EVIEWS 8*.

- قائمة المراجع:

- ¹ مولود حشمان (1998)، " نماذج وتقنيات التنبؤ قصير المدى"، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، ص 77.
- ² عبد القادر عطية (1998)، " الاقتصاد القياسي"، دار النشر الجامعية، الطبعة الثانية، ص 583.
- ³ عبد المجيد قدي (2005)، " المدخل إلى السياسات الاقتصادية الكلية"، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، ص 103-104.
- ⁴ محمود حميدات (1966)، " مدخل للتحليل النقدي"، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، ص 111.
- ⁵ عرفان تقي الحسيني (2002)، " التمويل الدولي"، دار مجدلاوي للنشر، الطبعة الثانية، الأردن، ص 158-159.
- ⁶ فارس غانم أحمد، عائدة يونس محمد، هالة نافع فتحي (2013)، " التنبؤ الالكترونى لفعاليات الاركاض للنساء باستخدام الشبكات العصبية"، مجلة الرافدين لعلوم الحاسوب والرياضيات المجلد (10) العدد(1)، ص 311.
- ⁷ عثمان نقار، منذر العواد (2011)، "منهجية Box-Jenkins في تحليل السلاسل الزمنية والتنبؤ: دراسة تطبيقية على أعداد تلاميذ الصف الأول من التعليم الأساسي في سورية"، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد، 27، العدد الثالث، ص 127، 128.
- ⁸ P. Wang (2003), "Financial Econometrics :Methode and Models", Routledge, USA, P16.
- ⁹ عثمان نقار، منذر العواد، مرجع سبق ذكره، ص 132، 133.
- ¹⁰ نفس المرجع، ص 133.
- ¹¹ Ljung, G.M., and Box G.E.P. (1978), "On a Measure of the Lack of Fit in Time Series Models". Biometrika, n65, PP 297-303
- ¹² Jarque, C. M., and A. K. Bera (1987), "A Test for Normality of Observations and Regression Residuals " International Statistical Review, Vol. 55, No. 2, PP 163-172.