

دراسة قياسية للتنبؤ بسعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري على المدى القصير

عبد القادر دربال

أستاذ التعليم العالي
كلية العلوم الاقتصادية جامعة وهران

محمد رملي

أستاذ مساعد قسم «أ»
كلية العلوم الاقتصادية جامعة سعيدة

الملخص

تهدف هذه الدراسة في محاولة تطبيق اسلوب السلاسل الزمنية من خلال نموذج Box-Jenkins في التنبؤ بمستوى سعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي بالقيم النهائية وهذا على المدى القصير، وقد اجريت هذه الدراسة على البيانات الشهرية لسلسلة سعر الصرف الاسمي بفترة زمنية من يناير 2009 الى جوان 2015.

وتوصلت الدراسة إلى أن أفضل نموذج ينطبق على بيانات سلسلة سعر الصرف الاسمي هو نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى ذو التأثيرات الفصلية وان سعر الصرف الدينار الجزائري الاسمي مقابل الدولار الامريكي سوف يشهد تدهورا أي انخفاض سعر الصرف في الأشهر المقبلة وسوف يتراوح في حدود 100 دينار جزائري مقابل 01 دولار امريكي.

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف الاسمي، نموذج Box-Jenkins، مدى قصير، تنبؤ، انخفاض سعر الصرف.

رموز JEL: F31، E47، C53

Abstract :

An Empirical Study to Predict the Nominal Exchange Rate of the Dinar Algerian in Short Term

In this study, we attempt to apply the Box-Jenkins model to forecast the nominal exchange rate level of the Algerian dinar in contrast with the US dollar at final values in the short term.

This study was conducted on monthly data series for the nominal exchange rate over the period January 2009 to June 2015.

The results suggest that the best model applied to the nominal exchange rate data series is the autoregressive model of the first order a seasonal effects, with nominal Algerian dinar exchange rate will deteriorate in next months. It will be about 100 Algerian dinars per 1 US dollar.

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

(JEL) Classification: F31, E47, C53

تمهيد

المعاملات الاقتصادية داخل البلد غالبا ما يتم تسويتها عن طريق نفس عملة البلد ولكن في غالب الأحيان لا توجد عملة دولية يتم تداولها، أي تسوية المعاملات داخل البلد الا في الحالات الاستثنائية كنظام الدولار والاتحادات النقدية المشكلة لنفس العملة. فكل دولة لها عملتها الخاصة التي يتم إصدارها البنك المركزي وتستخدم لتمويل معاملاتهما. 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 للالتزامات 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 الماضي⁽¹⁾. كما يعرف أيضا بانه التقدير الكمي للقيم المتوقعة للمتغيرات التابعة في المستقبل القريب بناءً 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 الاقتصادية⁽²⁾.

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 والتي تتحصر في:

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

1- مولود حشمان (1998)، « نماذج وتقنيات التنبؤ قصير المدى»، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، ص77.

2- عبد القادر عطية (1998)، « الاقتصاد القياسي»، دار النشر الجامعية، الطبعة الثانية، ص 583.

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 الاسمي في ظل التغيرات الاقتصادية.

وبذلك فإن حدود البحث تعتمد هي كالاتي:

1- تقوم هذه الدراسة على التنبؤ بمستوى سعر الصرف الاسمي باستخدام أسلوب Box-Jenkins بفترة زمنية من يناير 2009 الى جوان 2015.

2- تقوم هذه الدراسة على التنبؤ بسعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي.

3- مصدر بيانات الدراسة سعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي هي من بنك الجزائر.

فرضيات الدراسة

- يمكن التنبؤ بمستوى سعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري باستخدام أسلوب Box-Jenkins خاصة للسلاسل الزمنية ذات النمو المتزايد في القيم.

- الاطلاع بمستوى سعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري المستقبلي يساعدنا في رسم سياسة سعر الصرف المستقبلية.

النماذج والادوات المستخدمة في الدراسة.

حسب طبيعة الموضوع ولما لفته فإننا نستخدم طريقتين لتحليل البيانات كالاتي:

1. طريقة Box-Jenkins والتي تتمثل في:

- نماذج الانحدار الذاتي. Autoregressive

- نماذج المتوسطات المتحركة. Moving-Average

- نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة ARMA

2. البرنامج الاحصائي 8 EViews وتطبيقه على البيانات المتاحة مع شرح لطريقة Box-Jenkins ومن ثم يتم التنبؤ بالقيم المستقبلية.

أولاً: الإطار النظري لسعر الصرف

1. سعر الصرف الاسمي

يعرف سعر الصرف على انه مقياس لعملة احدى 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 تبعاً للطلب والعرض عليها في سوق الصرف في لحظة زمنية ما. وينقسم سعر الصرف الاسمي الى سعر صرف رسمي أي المعمول به فيمل يخص المبادلات التجارية 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 البلد⁽¹⁾.

2. كيفية تحديد أسعار الصرف

غالباً ما تقتصر عمليات تحديد أسعار الصرف في ثلاث حالات نحددها في الاتي⁽²⁾:

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 مالم 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 أو 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 لتجاريتها الخارجية. كما تعتمد الدول أيضا عملة التدخل (غالبا الدولار الأمريكي) يتم إرساء القيمة المحددة يوميا في سوق الصرف للعملة الوطنية.

1- عبد المجيد قدي (2005)، « المدخل إلى السياسات الاقتصادية الكلية»، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، صص 103-104.

2- محمود حميدات (1966)، « مدخل للتحليل النقدي»، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، ص 111.

4. العوامل المؤثرة في سعر الصرف

عادة ما تتعرض العملة الى تقلبات مستمرة تحدث تغيرات في المعاملات الاقتصادية للدولة نتيجة تأثير مجموعة من العوامل نذكر أهمها⁽¹⁾:

- **التغيرات في قيمة الصادرات والواردات:** عندما ترتفع قيمة الصادرات مقارنة بالواردات فان 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. وكنتيجة 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 (في الاجل 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 تخذون قراراتهم المالية بناءً على هذه الاخبار.

1- عرفان تقي الحسيني (2002)، « التمويل الدولي»، دار مجدلاوي للنشر، الطبعة الثانية، الأردن، ص ص 158-159.

ثانياً: الإطار التطبيقي القياسي للدراسة

قبل الشروع في منهجية Box-Jenkins لابد من التعرف أولاً 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 وهي⁽¹⁾:

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

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

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:

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

1- فارس غانم أحمد، عائدة يونس محمد، هالة نافع فتحي (2013)، « التنبؤ الإلكتروني لفعاليات الاركاض للنساء باستخدام الشبكات العصبية»، مجلة الرافيدين لعلوم الحاسوب والرياضيات المجلد (10) العدد(1)، ص 311.

2. منهجية Box-Jenkins

تعد الأكثر استخداماً في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية، وهي تقوم على مجموعة من المراحل⁽¹⁾:

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

المرحلة الثانية: تعرف النموذج المناسب من عائلة نماذج ARIMA.

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 او 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⁽²⁾:

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

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

بحيث p يمثل فترة الابطاء في النماذج.

- إذا كان حد الخطأ يعاني e_t من الارتباط الذاتي Autocorrelation فيمكن أن يصحح بإضافة

عدد مناسب من حدود الفروق المبطنّة 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 ذاتياً.

من اجل اختبار ADF نستعمل طريقة المربعات الصغرى MCO لتقدير النماذج التالية وذلك حسب

ترتيب فترة الابطاء p المستعملة في كل نموذج والتي ستحدد في نموذجنا باستعمال معيار Schwarz

Info Criterion

$$\Delta Y_t = pY_{t-1} + \sum_{j=2}^p \phi_j Y_{t-j-1} + C + e_t$$

النموذج الأول: في حالة وجود قيمة الثابت:

النموذج الثاني: في حالة وجود مركبة الاتجاه العام وقيمة الثابت:

$$\Delta Y_t = pY_{t-1} + \sum_{j=2}^p \phi_j Y_{t-j-1} + C + bt + e_t$$

1- 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 ص 127-128.

2- P. Wang (2003), «Financial Econometrics: Methode and Models», Routledge, USA, P16.

النموذج الثالث: في حالة عدم وجود قيمة ثابتة ومركبة الاتجاه العام:

$$\Delta Y_t = pY_{t-1} + \sum_{j=2}^p \phi_j Y_{t-j} + e_t$$

اختبار الفرضيتين التاليتين

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

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

المرحلة الثانية: التعرف على النموذج المناسب من عائلة نماذج ARI-

(1) MA

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) إذن ان:

- دالة الارتباط الذاتي الجزئي تحدد لنا رتبة السياق $AR(p)$ إذا أصبحت هذه الدالة غير معنوية بعد عدد معين من التباطؤ، يكون عدد التباطؤ معنوي هو رتبة AR

- بينما تحدد لنا دالة الارتباط الذاتي رتبة السياق $MA(q)$ إذا أصبحت هذه الدالة غير معنوية بعدد عدد معين من التباطؤ، يكون عدد التباطؤ معنوي هو q رتبة سياق المتوسط المتحرك.

- أما إذا كانت قيم كل من (A.C.F) تتخامد ولا تنعدم بعد عدد معين من التباطؤ 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

المصدر:

Bourbonnais. R, Usunier. J.C (2001) Prévisions des Ventes, Théorie et Pratique; Édition Economica, Paris, P 89.

المرحلة الثالثة : تقدير النموذج⁽¹⁾

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 يفرض بالفرض.

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 نفسه.

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 المعلمة المقدرة: ونستخدم اختبار Student، للتعرف من اختلاف المعلمة 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_i يحاكي تشويشا أبيضاً أو خطأً أبيضاً، بمعنى أن الأخطاء مستقلة فيما بينها من أجل هذا الفرض نستخدم إحصائية: Ljung-Box⁽²⁾ سلسلة (سيرورة) الخطأ الأبيض تكون على النحو التالي: $p_1 = p_2 = \dots = p_h = 0$ ثم نجري اختبار الفرضيتين الآتيتين:

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

الفرضية البديلة H_1 : يوجد على الأقل p_i يختلف جوهرياً عن 0. ثم نستخدم العلاقة التالية التي تعطي إحصائية Ljung-Box: $Q' = n(n+2) \sum_{k=1}^h \frac{\hat{P}_k^2}{n-k}$ حيث: \hat{P}_k 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'_{cal} وبالتالي تقارن مع Q'_{cal} ونرفض بموجبها الفرضية القائلة بأن سلسلة البواقي تتبع تشويشا أو خطأً أبيضاً إذا كانت $Q'_{tab} < Q'_{cal}$.

1- نفس المرجع، ص 133.

2- 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.

ولكن هل الخطأ الأبيض يتبع التوزيع الطبيعي:

لإثبات هذه الفرضية نستخدم اختبار Jarque-Bera (1) الذي يحدد بالصيغة التالية:

$$JB = \frac{n}{6} \left(S + \frac{(K-3)^2}{4} \right)$$

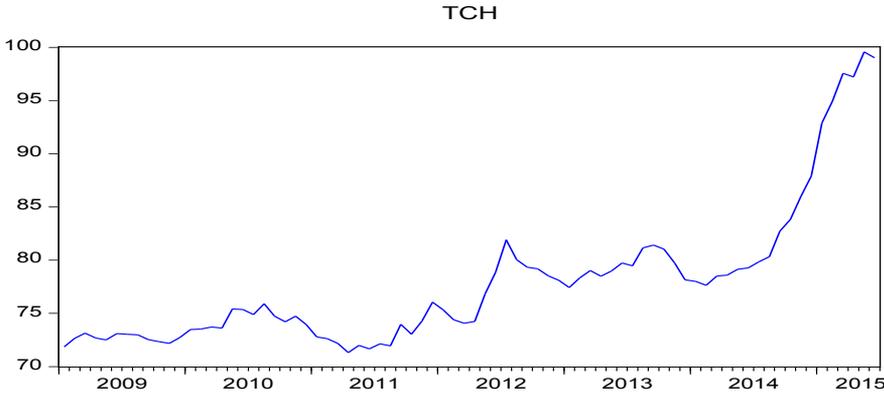
$S = \frac{\hat{\mu}_3}{\hat{\sigma}^3} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right)^{3/2}}$ $K = \frac{\hat{\mu}_4}{\hat{\sigma}^4} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4}{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right)^2}$	<p>حيث: S تمثل معامل Skewness وK معامل Kurtosis على التوالي:</p>
---	--

إذا كان S وK يخضعان لتوزيع طبيعي فان: 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 بالدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي المصرح بها من قبل البنك الجزائري، وهذا بفترة زمنية تمتد من جانفي 2009 الى غاية جوان 2015. الشكل (1): سعر الصرف الاسمي بالدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي.



المصدر: مخرجات EViews 8 بالاعتماد على بيانات بنك الجزائر 2015.

1- 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.

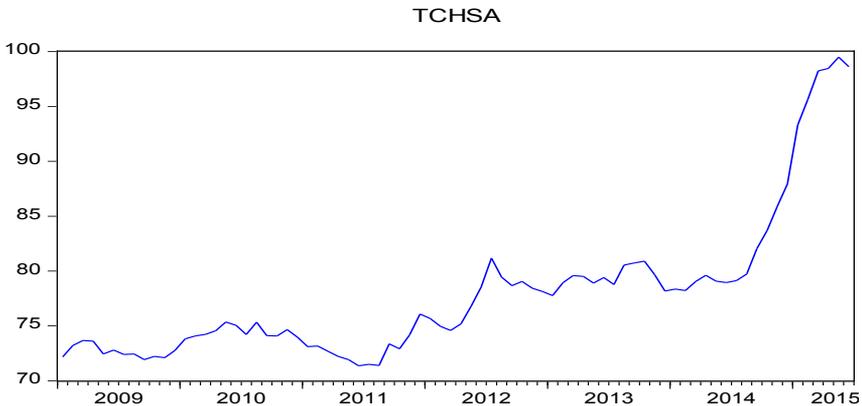
يلاحظ من الشكل البياني (1) انه هناك تذبذبات قد تكون مركبة اتجاه عام او مركبة موسمية نحاول الكشف عنها باستعمال الاختبارات غير الحرة لأنه بيانيا يصعب الكشف عنهما، وان كانت موجودة نحاول نزعها في مرحلة اولية، وبعد مرحلة موائية نحاول ادخالهما لتتحول السلسلة الزمنية النماذج آنية (Holt) والمشتقة من نماذج (Brown).

- **الكشف عن مركبة الاتجاه العام:** للكشف عن مركبة الاتجاه العام، قمنا بالاستعانة بأحد الاختبارات حرة التوزيع وهو اختبار الاشارة (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 العام⁽¹⁾.

- **الكشف عن الاتجاه الفصلي⁽²⁾:** نعتمد 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.

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

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



(المصدر: Bank of Algeria (2015))

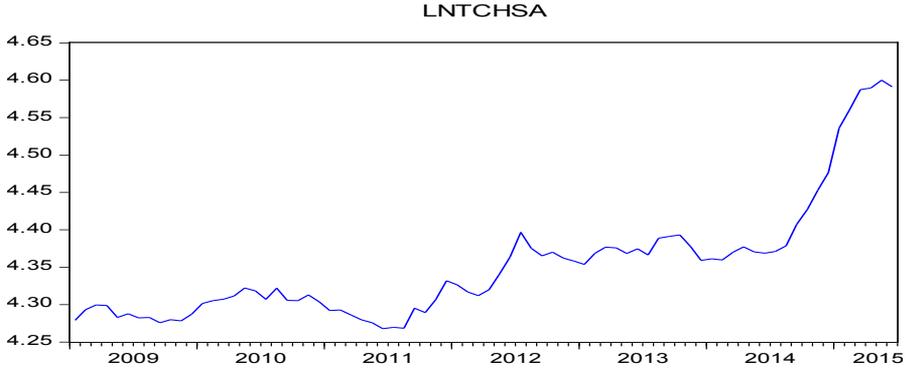
1- القيمة المحسوبة لهذا الاختبار هي: $|Z| = \frac{V - U_v}{6_v} = \frac{35 - \frac{71}{2}}{\sqrt{\frac{71}{4}}} = 0.1240$ أقل من القيمة الجدولية 1.96 ومنه نقبل بالفرضية H_0 ، أي السلسلة خالية من مركبة الاتجاه العام

2- القيمة المحسوبة لهذا الاختبار هي: $|Kw| = \frac{12}{T(T+1)} \sum_{i=1}^p \frac{R_i^2}{n_i} - 3(T+1) = -108,289106$

اكبر من قيمة $\chi^2_{1,5\%} = 9,675$ ، ومنه نقبل بالفرضية H_1 ، أي السلسلة تحتوي على المركبة الفصلية.

من 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 (LNTCHSA) من ناحية استقرار الارتباط. (Covariance Stationary).

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



المصدر: مخرجات 8 EViews بالاعتماد على بيانات بنك الجزائر 2015.

المرحلة الأولى: فحص استقرار السلسلة الزمنية

في هذه المرحلة نطبق اختبار Augmented Dichy-Fuller للكشف عن جذر الوحدة لبيانات السلسلة الزمنية. واعطت 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	0.923906	3.470032

المصدر: مخرجات 8 EViews.

بمقارنة النتائج المتحصل عليها نجد أن قيمة Student المحسوبة اكبر من القيمة الجدولية وعليه نقبل بالفرضية H_0 ومنه السلسلة الزمنية غير مستقرة.

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

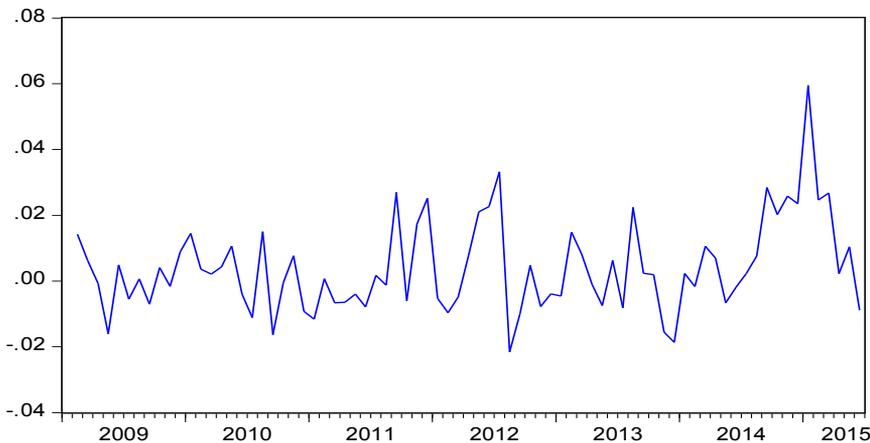
الاختبار	قيمة t المحسوبة	القيمة النظرية عند $\alpha = 0,05$
ADF	6.374738	3.470032

المصدر: مخرجات 8.EVIEWS.

اختبار الفرق الأول بين بأنه قيمة Student المحسوبة اكبر من القيمة النظرية، وعليه تقبل بالفرضية H_1 أي، لا يوجد جذر احادي 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.

Differenced LNTCHSA



المصدر: مخرجات 8.EVIEWS.

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: $SARIMA(0, 1, 1)$ ، $SARIMA(1, 1, 0)$. كما تشير الى انه هناك عدة نماذج لنموذج المتوسطات المتحركة بدءا من النموذج: $SARIMA(0, 1, 2)$ الى غاية النموذج: $SARIMA(0, 1, 8)$

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

Sample: 2009M01 2015M06
Included observations: 78

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.915	0.915	67.831	0.000
		2	0.817	-0.120	122.69	0.000
		3	0.721	-0.040	165.97	0.000
		4	0.617	-0.106	198.11	0.000
		5	0.522	-0.005	221.38	0.000
		6	0.437	-0.002	237.95	0.000
		7	0.376	0.081	250.36	0.000
		8	0.322	-0.019	259.62	0.000
		9	0.280	0.016	266.69	0.000
		10	0.246	-0.002	272.22	0.000
		11	0.222	0.039	276.83	0.000
		12	0.207	0.020	280.88	0.000
		13	0.198	0.033	284.66	0.000
		14	0.191	-0.010	288.21	0.000
		15	0.188	0.030	291.70	0.000
		16	0.185	-0.000	295.15	0.000
		17	0.192	0.077	298.91	0.000
		18	0.198	-0.002	302.99	0.000
		19	0.203	0.017	307.35	0.000
		20	0.200	-0.045	311.67	0.000
		21	0.185	-0.053	315.39	0.000
		22	0.162	-0.031	318.32	0.000
		23	0.142	0.041	320.61	0.000
		24	0.127	0.029	322.49	0.000
		25	0.109	-0.025	323.89	0.000
		26	0.097	0.018	325.03	0.000
		27	0.088	-0.011	325.97	0.000
		28	0.072	-0.042	326.62	0.000
		29	0.051	0.022	327.09	0.000
		30	0.055	0.019	327.48	0.000
		31	0.038	-0.081	327.67	0.000
		32	0.014	-0.054	327.70	0.000

المصدر: مخرجات 8.EVIEWS.

المرحلة الثالثة والرابعة تقدير النماذج المقترحة والتحقق من صلاحيتها

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) ان قيمة دالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF عند الفجوة الاولى تقع

خارج مجال الثقة أي: (AR(1)) وبإجراء عملية التقدير تحصلنا على النتائج التالية.

الجدول (4): النتائج الاولية لتقدير نموذج SARIMA(1.1.0)

Dependent Variable: DLNTCHSA

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2009M03 2015M06

Included observations: 76 after adjustments

Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	.Prob
C	0.003996	0.002207	1.810375	0.0743
(AR(1	0.262115	0.112358	2.332859	0.0224
R-squared	0.068506	Mean dependent var		0.004073
Adjusted R-squared	0.055918	S.D. dependent var		0.014609
S.E. of regression	0.014195	Akaike info criterion		-5.645947
Sum squared resid	0.014910	Schwarz criterion		-5.584611
Log likelihood	216.5460	.Hannan-Quinn criter		-5.621434
F-statistic	5.442233	Durbin-Watson stat		2.102667
(Prob(F-statistic	0.022377			

Inverted AR Roots

26.

المصدر: مخرجات 8.EVIEWS.

من الجدول (4) نلاحظ الثابت غير معنوي، مما يتحتم حذفه من الدراسة وإعادة تقدير النموذج

من جديد.

الجدول (5): النتائج النهائية لتقدير نموذج SARIMA(1.1.0)

Dependent Variable: DLNTCHSA

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2009M03 2015M06

Included observations: 76 after adjustments

Convergence achieved after 2 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	.Prob
(AR(1	0.317520	0.109168	2.908535	0.0048
R-squared	0.030562	Mean dependent var		0.004073
Adjusted R-squared	0.030562	S.D. dependent var		0.014609
S.E. of regression	0.014384	Akaike info criterion		-5.632336
Sum squared resid	0.015517	Schwarz criterion		-5.601668
Log likelihood	215.0288	.Hannan-Quinn criter		-5.620079
Durbin-Watson stat	2.151934			
Inverted AR Roots			32.	

المصدر: مخرجات 8 EViews

نتائج الجدول (5) تبرز بان معلمة الانحدار الذاتي هي معنوية وعليه النموذج المقدر هو كالاتي:

$$\hat{X}_t = 0.3175201x_{t-1}$$

- التحقق من ملائمة النموذج SARIMA(1,1,0) للسلسلة الزمنية

من اجل التحقق من ملائمة النموذج نقوم بالتمثيل البياني للارتباط الذاتي للبواقي والمدرج التكراري

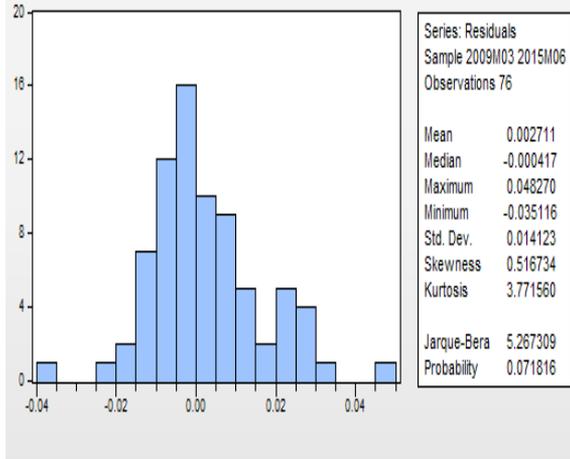
من خلال الشكل (6)، (7).

الشكل (6): بيان دالة الارتباط الذاتي

Sample: 2009M01 2015M06
Included observations: 76
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.125	-0.125	1.2257	
		2	0.215	0.202	4.9157	0.027
		3	-0.026	0.022	4.9699	0.083
		4	0.064	0.022	5.3106	0.150
		5	-0.092	-0.088	6.0168	0.198
		6	0.093	0.062	6.7472	0.240
		7	0.017	0.072	6.7734	0.342
		8	0.010	-0.013	6.7824	0.452
		9	-0.156	-0.185	8.9416	0.347
		10	0.157	0.125	11.145	0.266
		11	-0.164	-0.064	13.604	0.192
		12	-0.028	-0.112	13.677	0.251
		13	-0.004	0.028	13.678	0.322
		14	-0.040	-0.038	13.829	0.386
		15	-0.015	0.027	13.850	0.461
		16	0.013	0.012	13.867	0.536
		17	-0.079	-0.111	14.489	0.562
		18	-0.023	-0.031	14.548	0.628
		19	-0.019	0.060	14.583	0.690
		20	0.034	-0.008	14.709	0.741
		21	0.065	0.096	15.170	0.767
		22	-0.088	-0.106	16.020	0.769
		23	0.126	0.061	17.793	0.718
		24	-0.067	0.029	18.305	0.741
		25	-0.090	-0.182	19.249	0.739
		26	0.009	-0.018	19.259	0.785
		27	-0.052	-0.002	19.586	0.811
		28	0.048	0.058	19.867	0.836
		29	-0.128	-0.141	21.944	0.784
		30	0.208	0.187	27.524	0.543
		31	-0.033	0.029	27.664	0.588
		32	0.064	0.091	28.211	0.610

الشكل (7): المدرج التكراري للبواقي



المصدر: مخرجات 8.EVIEWS.

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 الابيض يتبع التوزيع الطبيعي، قمنا بالاستعانة بالشكل (7) الذي يمثل المدرج التكراري للبوافي حيث نلاحظ ان الخطأ الابيض متناظر بالنسبة الى 0 وله الشكل الطبيعي، ومن خلال اختبار Jarque-Bera نجد أن: $JB = 2.949321 < x_{0.05,2}^2 = 5.26$ وبالتالي الخطأ الابيض يتبع التوزيع الطبيعي وبالتالي النموذج المستخدم ملائم للدراسة.

- 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: (1) MA) وبإجراء عملية التقدير تحصلنا على النتائج التالية:

الجدول (6): نتائج تقدير النموذج (SARIMA(0.1.1

Dependent Variable: DLNTCHSA

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2009M02 2015M06

Included observations: 77 after adjustments

Convergence achieved after 16 iterations

MA Backcast: 2009M01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	.Prob
C	0.004145	0.001916	2.163596	0.0337
(MA(1	0.178310	0.114830	1.552823	0.1247
R-squared	0.046109		Mean dependent var	0.004165
Adjusted R-squared	0.033390		S.D. dependent var	0.014535
S.E. of regression	0.014290		Akaike info criterion	-5.632889
Sum squared resid	0.015315		Schwarz criterion	-5.572011
Log likelihood	218.8662		Hannan-Quinn criter	-5.608538
F-statistic	3.625338		Durbin-Watson stat	1.891041
(Prob(F-statistic	0.060742			

Inverted MA Roots

18.-

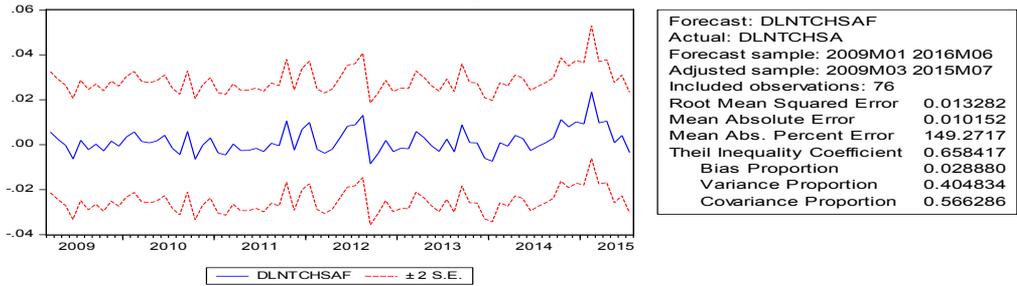
المصدر: مخرجات 8.EVIEWS.

من الجدول (6) نلاحظ ان المعلمة المقدرة للمتوسط المتحرك الفصلي عند الفجوة الاولى هي غير معنوية والنموذج. وبالتالي هذا النموذج غير ملائم للدراسة.

المرحلة الخامسة : التنبؤ باستخدام النموذج المختار

توفر لدينا نموذج واحد ملائم للدراسة والذي يتمثل في نموذج الانحدار الذاتي الموسمي SARI- $(MA(1, 1, 0))$ وهو النموذج الوحيد الذي سوف نعتد عليه في عملية التنبؤ قصير المدى لسعر الصرف الاسمي بالقيم النهائية للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي.

الشكل (8): القيم التنبؤية للنموذج SARIMA(1.1.0)



المصدر: مخرجات 8.EVIEWS.

نحاول بتلخيص هذه النتائج للشكل (8) في الجدول الموالي (7):

الجدول (7): القيم التنبؤية للنموذج SARIMA(1.1.0) لسعر الصرف الاسمي بالقيم النهائية للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي.

	LNTCH-F	TCH-F
2015M07	4,5977	99,2557
2015M08	4,6032	99,8031
2015M09	4.6103	100,5142
2015M10	4,6158	101,0686
2015M11	4,6232	101,8193
2015M12	4,7002	109,9691
2016M01	4,7099	111,0410
2016M02	4,7201	112,1794
2016M03	4,7576	116,4660
2016M04	4,7405	114,4914
2016M05	4,7636	117,1669
2016M06	4,6030	99,7832

المصدر: مخرجات 8.EVIEWS.

من خلال الجدول (7): تمثل LNTCH-F القيم التنبؤية في صورة لوغاريتمات لسعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي بالقيم النهائية بفترة اعتبارها قصيرة المدى من شهر جويلية 2015 الى غاية شهر جوان 2016 وهذا حتى لا يفقد التنبؤ مصداقيته. اما قيم F-TCH فهي قيم في شكلها النهائي محولة بدالة عكسية (اسية) انطلاقا من القيم السابقة ل: LNTCH-F.

ثالثاً: نتائج الدراسة

تمثل الهدف الرئيسي من هذه المحاولة بإيجاد 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 سعر 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 ورأسمي السياسة النقدية بان يراعوا الى هذا التدهور في القيمة الاسمية للدينار وهذا بالنظر حلقة السعر والاجر على المدى القصير ومراجعة الية سعر صرف الدينار.