

بناء نموذج تنبئي لسعر صرف الدينار الجزائري، محاولة قياسية باستعمال مقارنة نماذج السلاسل الزمنية

- بن بجمة وسيلة، طالبة دكتوراه. مخبر مستقبل الاقتصاد الجزائري خارج المحروقات، كلية العلوم الاقتصادية، التجارية وعلوم التسيير، جامعة امحمد بوقرة، بومرداس. (w.benbekhma@univ-boumerdes.dz)
- د. بوشه محمد، أستاذ محاضر (أ)، مخبر مستقبل الاقتصاد الجزائري خارج المحروقات، كلية العلوم الاقتصادية، التجارية وعلوم التسيير، جامعة امحمد بوقرة، بومرداس. (m.boucha@univ-boumerdes.dz)

تاريخ النشر: 2021/10/15

تاريخ القبول: 2021/08 /24

تاريخ الاستلام: 2021/04 /02

ملخص:

تهدف هذه الدراسة الى محاولة بناء نموذج تنبئي لسعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي، باستعمال معطيات شهرية للفترة الممتدة من 1-1990 الى 9-2017 واعتماد على مقارنة النماذج ذات المتغير الوحيد، ومنهجية بوكس جنكينز في تحليل السلاسل الزمنية، الى جانب طريقة (Hyndman et al, 2008) في تحديد نموذج (ARIMA) المناسب. بينت نتائج الدراسة انه يمكن تمثيل سلوك سلسلة سعر صرف الدينار الجزائري من خلال نموذج $ARIMA(3,1,2)(0,0,1)$ ، وبينت دراسة الخصائص التنبئية للنموذج قدرته على محاكاة متوسط السلسلة للفترة المتنبئ بها بطريقة جيدة، كما اظهرت الخصائص الإحصائية للنموذج تفوقه على النماذج الأخرى.

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف، نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة، التنبؤ.

تصنيف JEL: C32, C53, F31

Abstract:

The purpose of this paper is to perform predictions of algerian dinar exchange rate ,using monthly data between the dates of january 1990 and september 2017 , based on univariate time series models ,the Box–Jenkins methodology is applied and several alternative specifications are tested such (Hyndman , Khandakar ,2008) method in the modelling of original time series, the research identifies the model of $ARIMA (3,1,2)(1,0,0)$ as most suitable for forecasting the algerian dinar exchange rate, and produce fitted values that very closely track the actual values of the time series.

Keywords: exchange rate, ARIMA models, forecasting

Jel Classification : C32, C53, F31

* بن بجمة وسيلة (w.benbekhma@univ-boumerdes.dz).

مقدمة:

أصبحت النمذجة القياسية في عصرنا الحالي من أهم الوسائل المنهجية المستعملة في اتخاذ قرارات السياسة الاقتصادية، إذ تطور استعمالها من مقارنة استخراج العلاقات السببية التي تجمع بين المتغيرات الاقتصادية إلى فكرة الفصل بين علاقات المدى القصير والمدى البعيد، ثم إلى تحديد الآثار المباشرة وغير مباشرة لهذه العلاقات. في اتجاه موازي شهد مجال تحليل السلاسل الزمنية تطورا كبيرا مستعينا بالتطور المشاهد في علوم الرياضيات وفرع برمجيات الاعلام الآلي، وشهدت الدراسات الخاصة ببناء نماذج للتنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية انتشارا واسعا بين مراكز البحث المختلفة.

تعتبر دراسة خصائص السلسلة الزمنية من أهم الشروط الأساسية لإمكانية بناء نموذج تنبئي يحاكي التطور المستقبلي لسلوك هذه الأخيرة، في هذا الإطار تعتبر دوال الارتباط الذاتي الكلية والجزئية إلى جانب اختبارات جذر الوحدة من أهم هذه الخصائص، فهي المحدد الأساسي لنوع النموذج التنبئي الملائم لتطور السلوك المستقبلي للسلسلة. علما أن نماذج السلاسل الزمنية كلها مشتقة من نموذجين أساسيين، هما نموذج الانحدار الذاتي ونموذج المتوسطات المتحركة، أما باقي النماذج المشهورة فهي خليط ما بين هذين النموذجين أشهرها نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة (ARMA)، ونموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة مع مدخلات إضافية (ARMAX).

تنوعت المناهج المستعملة في تحديد السيورورات المولدة لمعطيات السلاسل الزمنية التي تهدف إلى استخراج النموذج التنبئي المناسب لها، وقد كان من أشهر هذه المناهج منهجية بوكس جنكينز (Box-Jenkins, 1976) التي اشتهرت بمراحلها البسيطة وخطواتها الأربع المحددة بدقة لكيفية العمل عند كل خطوة. وقد أعطت في الكثير من الأبحاث المتعلقة ببناء نماذج التنبؤ نتائج جيدة تعادل نتائج النماذج الانحدارية، غير أن سهولة تطبيقها من حيث عدم احتياجها لمعطيات كثيرة عكس النماذج الانحدارية يجعل منها أداة مفضلة لدى الكثير من الباحثين في صياغة نماذج للتنبؤ. من كل ما سبق تتضح إشكالية بحثنا في التساؤل التالي:

• إشكالية الدراسة

ما هو النموذج الأمثل للتنبؤ بسلسلة سعر الصرف الدينار الجزائري بالاعتماد على مقارنة بوكس جنكينز.

• فرضيات الدراسة

سوف نعتمد في هذه الدراسة على مجموعة من الفرضيات نحددها في:

-تسمح خصائص سلوك سلسلة سعر صرف الدينار الجزائري في تمثيلها في شكل نموذج (ARIMA).

-تمثل منهجية بوكس جنكينز أحسن مقارنة للتنبؤ قصير المدى.

-سلسلة سعر الصرف خالية من أية تغيرات هيكلية في الفترة المحددة للدراسة.

• أهداف الدراسة

تهدف هذه الدراسة الى محاولة بناء نموذج تنبئي باستعمال منهجية بوكس جنكينز لسلسلة سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي، من خلال تحديد النموذج الأمثل، التحقق من جودة خصائصه التنبؤية ومن ثم معرفة اتجاه أسعار الصرف للفتترات اللاحقة.

• منهج ومحاور الدراسة

سنعتمد في دراستنا على أدوات القياس الاقتصادي في تحليل السلاسل الزمنية، من خلال تحليل دوال الارتباط الكلي والجزئي الى جانب اختبارات الاستقرار ومعايير المعلومات المستعملة في تحديد النموذج المناسب، وأخيرا المعايير الإحصائية لجودة التنبؤ. اما محاور الدراسة فمقسمة كالآتي:

في المحور الأول سنتناول ملخص عن الدراسات السابقة في موضوع البحث سواء الخاصة بالتنبؤ بسعر الصرف المحلي او أسعار الصرف الأجنبية المعتمدة على نماذج (ARIMA) ومشتقاتها، ثم سنتبعه في المحور الثاني بالإطار النظري الخاص بإشكالية النماذج المستعملة في التنبؤ بأسعار الصرف والنقاشات التي أحاطت بأهم الاستنتاجات المستخلصة من البحوث الأساسية في هذا المجال. اما المحور الثالث فقد خصصناه للدراسة التطبيقية والتي اشتملت على دراسة وصفية لمتغيرة سعر الصرف، اختبارات الاستقرار، تحديد التمثيل المناسب في عائلة نماذج (ARIMA)، وأخيرا استعمال النموذج للتنبؤ بعد التأكد من جودته.

أولاً-الدراسات السابقة

دراسة (Boumaali, Mesbahi, 2010)¹ حاول الباحثان من خلالها مقارنة أداء نموذج خطي (ARMA) مع نموذج غير خطي بوجود اثر (ARCH-GARCH) للتنبؤ بأسعار صرف الدينار الجزائري مقابل عملة الأورو، وقد استنتج الباحثان ان نموذج (MA(1)) لا يمكنه منافسة نموذج (MA(1)) بوجود اثر (GARCH(1,1)) للتعبير عن تقلبات سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الاورو.

دراسة (Adouka, Chenini, Bengana, 2014)² حاول أصحاب البحث نمذجة تقلبات سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي، ومن ثم استعمال النموذج للتنبؤ بثلاث اشهر الأولى لسنة 2014، بينت نتائج الدراسة ان النموذج الممثل لتقلبات سعر الصرف الدينار الجزائري يتوافق مع نموذج (ARMA) غير خطي بوجود اثر (ARCH).

دراسة (EL Amri. & EL Bouhadi, 2019)³ وهي دراسة تشبه الى حد بعيد الدراسة السابقة وهي متعلقة بنمذجة تقلبات سعر صرف الدرهم المغربي مقابل الدولار الأمريكي، مع محاولة اجراء عملية التنبؤ للفتترات اللاحقة، وقد وجد الباحثان ان سلسلة سعر الصرف تتميز بخاصية التطاير و بإجراء اختبار (ARCH) تبين ان التمثيل الملائم لسلوك السلسلة هو نموذج (ARIMA) مع وجود اثر (ARCH)، ثم في مرحلة ثانية من البحث تم تقدير عدة أنواع من النموذج السابق وتبين في النتيجة النهائية ان احسن نموذج للتنبؤ هو نموذج (GJR GARCH).

-دراسة (Gritli, 2018)⁴ هدفت هذه الدراسة الى محاولة التنبؤ بتقلبات سعر صرف الدينار التونسي مقابل عملة الأورو باستعمال نموذج (ARIMA (0,1,1)، بينت نتائج الدراسة انخفاض في سعر صرف الدينار وارتباط هذا الانخفاض بسياسة البنك المركزي التونسي.

-دراسة (Lardic, Mignon, 1999)⁵ حاول الباحثان استعمال خاصية الذاكرة الطويلة لبعض سلاسل سعر الصرف بهدف التنبؤ بأسعار الصرف. ومنها استعمالا نموذج (ARFIMA)⁶ للتنبؤ بأسعار الصرف لكل من الدولار الكندي مقابل الدولار الأمريكي، والفرنك الفرنسي والليرة الإيطالية، وقد بين الباحثان ان هذه النماذج تعطي تنبؤات أحسن من النماذج الأخرى المستعملة في هذا الإطار.

ثانيا-الإطار النظري للدراسة

ان تميز سلاسل سعر الصرف بخاصية التقلبات المتواترة يجعل من عملية التنبؤ بقيمها المستقبلية من الأمور المعقدة عكس الكثير من المتغيرات الاقتصادية، اهم نتيجة لهذه الخاصية هي ان أحسن توقع يمكن بنائه لهذه السلسلة يتوافق مع نموذج السير العشوائي، وهي النتيجة المستخرجة من أبحاث (Meese et Rogoff, 1983)، اذ يتفق الباحثان على ان نموذج السير العشوائي يمثل احسن نموذج يوافق سلوك سلسلة سعر الصرف⁷، و انطلاقا من هذه الأبحاث بينت الكثير من الدراسات على انه من الصعب تفسير تقلبات سعر الصرف من خلال متغيرات الاقتصاد الكلي، وبالتالي فان نموذج السير العشوائي هو النموذج الأمثل للتنبؤ بأسعار الصرف مقارنة بالنماذج الأخرى الموجودة. اخرون مثل (Rossi, 2005) ركزوا على إشكالية ان نموذج السير العشوائي ليس نموذج اقتصادي⁸ وبالتالي فالاعتماد عليه تشوبه بعض العيوب المنهجية.

توسعت النقاشات الخاصة بأحسن الطرق القياسية المعتمدة لإجراء تنبؤات جيدة لأسعار الصرف، وتركز جوهر الخلاف في ماهية النموذج الذي يمكن له إعطاء تنبؤات أحسن من نموذج السير العشوائي، وتفرعت هذه النماذج بين النماذج الخطية والغير خطية الأحادية المتغير والمتعددة المتغيرات.

تعتبر النماذج الإحصائية ذات المتغير الوحيد نماذج تشتمل على مجموعة من التقنيات الرياضية والاحصائية، وتستعين هذه التقنيات بتاريخ السلسلة بهدف التنبؤ المستقبلي للمتغيرات المدروسة⁹. وعادة تستعمل هذه النماذج انطلاقا من الخاصية الأساسية المتعلقة بارتباط قيم السلسلة فيما بينها بعلاقة خطية يمكن استعمالها بكل بساطة للتنبؤ بالقيم المستقبلية، فعادة يمكن مشاهدة ارتباطات كبيرة عند تأخيرات متدنية، هذا يعني ان السيرورات ذات الذاكرة القصيرة مثل نماذج (ARMA) تكون كافية لنمذجة بنية الارتباط الموجودة داخل السلاسل الزمنية¹⁰. مع الإشارة الى انه من الشروط الأساسية لتطبيق هذه النماذج واستعمالها للتنبؤ هو توفر السلسلة على شرط الاستقرار. اما اذا كانت السلسلة مستقرة حول اتجاه عام محدد فإننا نستعمل مركبة الاتجاه العام لإجراء عملية التنبؤ، عكس ذلك و في حالة السلسلة غير مستقرة (تحتوي على جذر الوحدة) فان عملية التنبؤ تتطلب البحث عن وجود علاقات للتكامل المشترك مما يعقد أكثر من عملية التنبؤ¹¹.

ثالثا - الدراسة التطبيقية

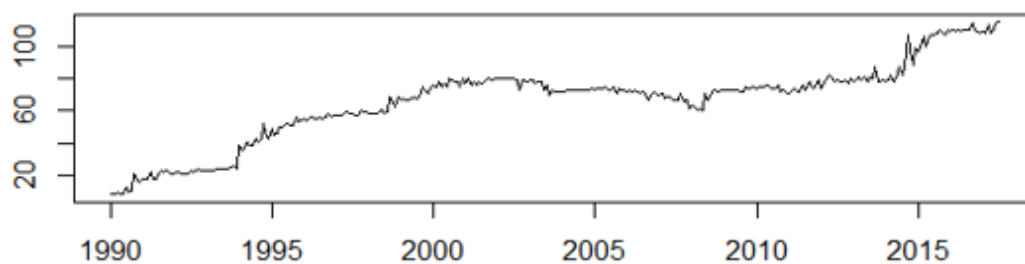
1- منهجية الدراسة التطبيقية

سنعتمد في دراستنا التطبيقية على منهجية (Box-jenkins,1976)، تحديد ، تقديره، تأكيد جودة النموذج¹² بمعنى تحديد الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية من خلال تأكيد أو نفي استقراريتها، من خلال أولاً دوال الارتباط الذاتي الكلية والجزئية، ثم من خلال اختبارات جذر الوحدة التي سنقتصر في عملنا هذا على اختبار (ADF) واختبار (PP). ثم في مرحلة ثانية اختبار إمكانية تمثيلها في شكل نموذج (ARMA) من خلال محاولة تحديد رتبة النماذج المرشحة باستعمال معايير المعلومات لكل من (AIC) و (SBC)، ومن ثم تقدير هذه النماذج بالطريقة المناسبة. في المرحلة الثالثة سنتحقق من الجودة الإحصائية والتنبؤية للنماذج المرشحة واختيار النموذج المناسب، أخيراً وبعد التحقق من توفر الشروط الضرورية لإمكانية استعمال النموذج المختار في إجراء عملية التنبؤ، نقوم بإجراء عملية التنبؤ خارج مجال عينة الدراسة ومراقبة أداء النموذج من خلال مقارنة القيم الحقيقية مع القيم المتوقعة.

2- تحليل سلسلة سعر الصرف

تمثل هذه السلسلة معطيات شهرية لسعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي للفترة الزمنية 1-1990 الى 9-2017، المعطيات مستخرجة من بيانات البنك الدولي، الشكل التالي يبين التمثيل البياني للمتغيرة، والتي سنرمز لها بالرمز (tc).

الشكل رقم (1): المنحنى البياني لتطور سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي



المصدر: مخرجات برنامج R

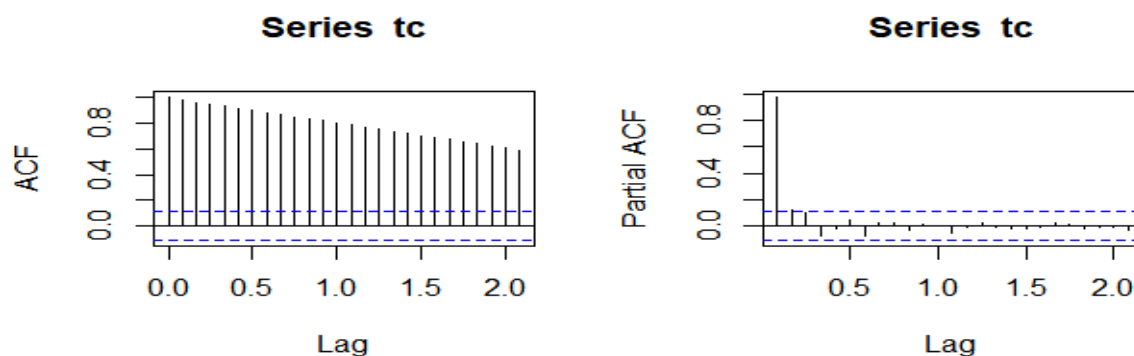
من خلال الشكل البياني لسلسلة سعر الصرف نلاحظ وجود اتجاه نحو الزيادة من بداية الفترة الى نهايتها، وبالتالي إمكانية وجود مركبة اتجاه عام قد تكون خطية أو عشوائية، وهذا ما سنؤكد منه عند إجراء اختبار جذر الوحدة، اقتصادياً هذا يعني ان سعر الصرف الدينار الجزائري لكل الفترة في حالة انخفاض اتجاه عملة الدولار الأمريكي وفقد الكثير من قيمته من سنة 1990 الى سنة 2017.

أ-1-دالتي الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية:

تكون السلسلة الزمنية المشاهدة تحقيق لسيروية عشوائية مستقرة إذا كانت تتذبذب حول قيمة متوسطة مستقرة، وإذا كان تباين تقلباتها ثابت عبر الزمن، كما ان ارتباطات قيمها الحالية مع قيمها السابقة تتكرر بانتظام وبصورة مستقرة عبر الزمن¹³.

من خلال التمثيل البياني لدالة الارتباط الكلية والجزئية يتم ملاحظة شكل دالة الارتباط ومعرفة ما إذا كانت السلسلة مستقرة أم لا، حيث تكون السلسلة مستقرة إذا كانت جميع معاملات دالة الارتباط الذاتي ρ_k معدومة، أي تقع داخل مجال الثقة من أجل كل قيمة $k > 0$.

الشكل رقم (2): تمثيل دالة الارتباط الذاتي البسيطة و دالة الارتباط الذاتي الجزئية



المصدر: مخرجات برنامج R

نلاحظ من خلال الشكل رقم (2) خروج نتوءات، من مجال الثقة في كل المعاملات المحسوبة من أجل كل الفجوات كما انها تتناقص بشكل هندسي، مما يعني وجود مركبة الاتجاه العام داخل السلسلة، كما تختلف كل المعاملات المحسوبة معنويا عن الصفر عند مستوى معنوية 5%، مما يثبتنا بعدم استقرارية السلسلة.

أ-2-اختبارات جذر الوحدة

لا يمكن تحديد استقرارية السلسلة الا من خلال اختبارات جذر الوحدة المعروفة، سنقوم في هذه المرحلة بإجراء اختبارين لجذر الوحدة على سلسلة معدل الصرف هما اختبار (Dickey et Fuller,1979) واختبار (Phillips et Perron,1988).

يمثل اختبار (Dickey et Fuller,1979) اهم اختبارات جذر الوحدة حيث يقوم على الفرضيتين التاليتين:

سلسلة غير مستقرة $H_0 : \phi = 1$

سلسلة مستقرة $H_1 : |\phi| < 1$

يمكن تلخيص نتائج الاختباران في الجدول التالي:

جدول رقم (1): نتائج اختبار ADF و PP عند المستوى

	ADF	PP	عند المستوى
t-Statistic	-1.3630	-1.3304	نموذج بثابت
Prob.	0.6007	0.6162	
	n0	n0	
t-Statistic	-1.6259	-2.3266	نموذج ثابت واتجاه عام
Prob.	0.7809	0.4179	
	n0	n0	
t-Statistic	3.4107	1.8393	نموذج بدون ثابت او اتجاه عام
Prob.	0.9999	0.9844	
	n0	n0	

المصدر: مخرجات Eviews.10

من خلال نتائج الاختبارين نلاحظ ان جميع قيم الإحصاءات المحسوبة سواء في اختبار (ADF) او اختبار (PP) أكبر من القيم المجدولة عند جميع مستويات المعنوية، كما ان الاحتمالات المرافقة لها كلها أكبر من 0.05 مما يعني عدم إمكانية رفض فرض عدم لوجود جذر الوحدة، وهذا بالنسبة الى جميع النماذج المختبرة، مما يؤكد عدم استقرارية السلسلة عند المستوى نتيجة وجود مركبة اتجاه عام عشوائية.

هذا يقودنا في مرحلة ثانية الى اجراء الفروقات من الرتبة الأولى على السلسلة ومن ثم إعادة اجراء اختبار جذر الوحدة للتأكد من استقراريه السلسلة عند الفرق الأول، حيث ان طريقة (Box-Jenkins) تشترط استقرارية السلسلة محل التنبؤ. وعادة فان عملية اخذ الفروقات والتحويل اللوغاريتمي تسمح لنا بتحويل السلسلة غير المستقرة الى سلسلة مستقرة (Lasheras et al, 2015) (Mills et Markellos, 2008)، بالإضافة الى ذلك تسمح لنا دوال الارتباط الكلي والجزئي بنمذجة الطبيعة العشوائية للسلسلة الزمنية، وبالتالي يمكننا من احتواء المعلومات الخاصة بالتغيرات العشوائية، المركبة الدورية والارتباط التسلسلي داخل السلسلة (Ruby-Figueroa et al, 2017)¹⁴. يبين الجدول رقم (2) نتائج اختبار جذر الوحدة عند الفرق الأول.

جدول رقم (2): نتائج اختبار ADF و PP عند الفرق الاول

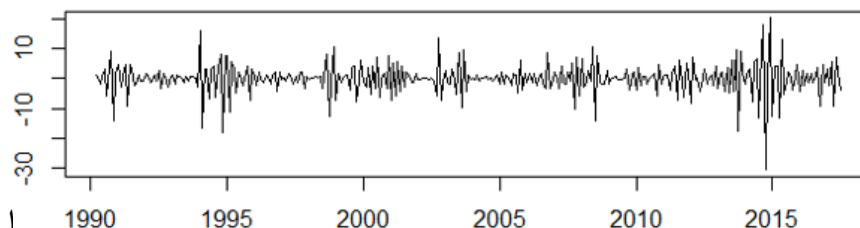
	ADF	PP	عند الفرق الاول
t-Statistic	-22.53	-28.95	نموذج بثابت
Prob.	0.0000	0.0000	
	***	***	
t-Statistic	-22.52	-29.04	نموذج ثابت واتجاه عام
Prob.	0.0000	0.0000	
	***	***	
t-Statistic	-11.77	-29.25	نموذج بدون ثابت او اتجاه عام
Prob.	0.0000	0.0000	
	***	***	

المصدر: مخرجات Eviews.10

نلاحظ ان جميع القيم المحسوبة لإحصاءات الاختبارين اقل من القيم المجدولة عند مستويات المعنوية المختلفة مما يدعونا الى رفض فرض عدم لوجود جذر الوحدة، وبالتالي فسلسلة سعر الصرف مستقرة عند

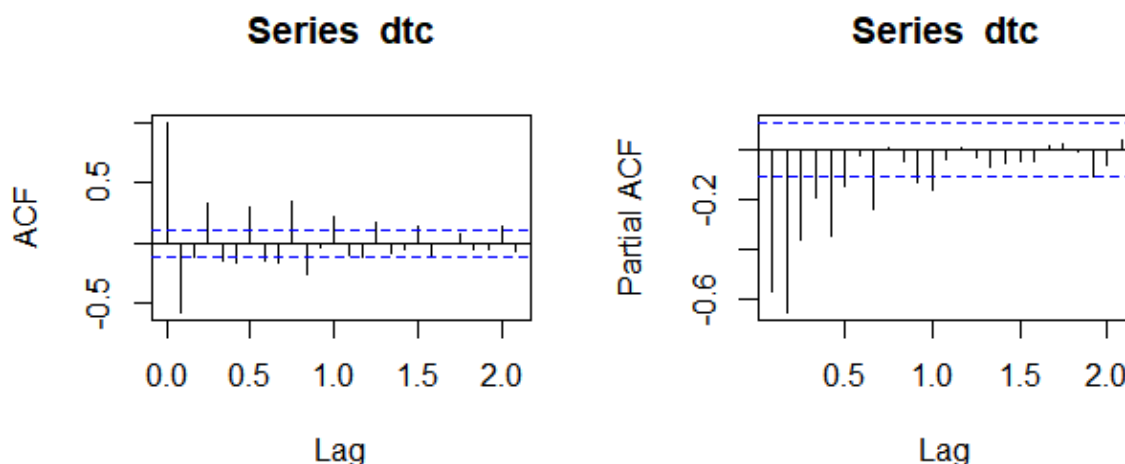
الفرق الأول او متكاملة من الرتبة الأولى. يمثل الشكل رقم (4) (5) التمثيل البياني لسلسلة الفرق الى جانب دالة الارتباط الكلية والجزئية.

الشكل رقم (4) التمثيل البياني لسلسلة الفرق الأول لسعر الصرف



المصدر: مخرجات برنامج R

الشكل رقم (5) التمثيل البياني لدالة الارتباط الكلية والجزئية



المصدر: مخرجات برنامج R

3- البحث عن الرتبة (p,q) و (P,Q) لتمثيل SARIMA

بعد التأكد من رتبة الاستقرار من خلال تحديد (d,D) حيث $(d=1)$ و $(D=0)$ (تم التأكد منها من خلال اختبار ((Canova-Hansen)، سوف نحاول في هذه المرحلة من الدراسة استخراج النموذج الممثل لسيرورة المعطيات الخاصة بسلسلة سعر الصرف من خلال تحديد الرتب (p,q) و (P,Q) باستعمال المنهجية المقترحة من قبل (Hyndman et Khandakar, 2008) الموجودة في امر (auto-arima) داخل برنامج (R)، اذ يعتبر الباحثان انه من الصعوبات الأساسية التي تواجه الباحثين عند استعمال نماذج (ARIMA) هو قرار اختيار الرتب (p) و (q) التي في كثير من الأحيان تكون بصورة ذاتية¹⁵. سوف نقوم باستعمال مقارنة تعظيم معاملات الانحدار بطريقة المعقولة العظمى، والبحث عن تدنية معيار (Akaike,1973) لتحديد الرتب المثالية، حيث يعطى هذا المعيار من خلال المعادلة التالية¹⁶:

$$AIC = T \ln(\hat{\sigma}_\varepsilon^2)$$

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2$$

حيث $(\hat{\sigma}_\varepsilon^2)$ هو مقدر (σ_ε^2) بطريقة المعقولة العظمى، (k) عدد المعالم المقدرة، (T) عدد المشاهدات. مقارنة التنبؤية باستعمال معيار (Aic) لاستخراج أحسن نموذج من النماذج المرشحة، تعطينا النتائج التالية:

الجدول رقم (4) النماذج المرشحة حسب معيار AIC

النموذج	AIC	النموذج	AIC	النموذج	AIC
ARIMA(2,1,2)(1,0,1)	1576.2	ARIMA(0,1,0)	1685.1	ARIMA(1,1,0)(1,0,0)	1606.2
ARIMA(0,1,1)(0,0,1)	1594.7	ARIMA(0,1,0)	1686.6	ARIMA(2,1,2)(0,0,1)	1578.9
ARIMA(2,1,2)(1,0,0)	1574.4	ARIMA(2,1,2)	1583.6	ARIMA(2,1,2)(2,0,0)	1581.3
ARIMA(2,1,2)(2,0,1)	1582.7	ARIMA(1,1,2)(1,0,0)	1581.9	ARIMA(2,1,1)(1,0,0)	1574.7
ARIMA(3,1,2)(1,0,0)	1567.6	ARIMA(3,1,2)	1584.2	ARIMA(3,1,2)(2,0,0)	1582.2
ARIMA(3,1,2)(1,0,1)	1569.4	ARIMA(3,1,2)(0,0,1)	1580.4	ARIMA(3,1,2)(2,0,1)	1583.7
ARIMA(3,1,1)(1,0,0)	1574.7	ARIMA(4,1,2)(1,0,0)	1575.6	ARIMA(3,1,3)(1,0,0)	1569.1
ARIMA(2,1,3)(1,0,0)	1568.2	ARIMA(4,1,1)(1,0,0]	1574.3	ARIMA(4,1,3)(1,0,0)	1571.2
ARIMA(3,1,2)(1,0,0)	1574.8				

المصدر مخرجات برنامج R

من خلال النتائج المتحصل عليها امكنا استخراج احسن نموذج من النماذج المرشحة وهو نموذج ARIMA(3,1,2)(1,0,0). مع الإشارة الى ان النموذج المختار مبني على أساس معيار (AIC) اذ يمثل بالنسبة الى (Ramos et al, 2015) و (Oliveira Neves et al, 2017) المعيار الأكثر استعمالاً بغية اختيار نموذج $(ARIMA(p,d,q))$ الملائم¹⁷. غير ان البعض الآخر (Sen et al, 2016) يفضل اختيار معيار شوارتز (SBC) اذ انه عادة يعطي ابطاءات (p) و (q) اقل من معيار (AIC) ، لهذا السبب قمنا بنفس المحاولة الأولى لاختيار النموذج الامثلي من عائلة نماذج $(ARIMA)$ وقد بينت النتائج ان النموذج الموافق هو نموذج ARIMA(2,1,0)(1,0,0). غير ان المفاضلة بين النموذجين من خلال مقارنة معايير جودة التنبؤ (الجدول رقم 5)) جعلتنا نستنتج ان النموذج $(ARIMA(3,1,2)(1,0,0))$ اكثر جودة تنبؤية من النموذج $(ARIMA(2,1,0)(1,0,0))$. مع الإشارة الى انه نتيجة ان المعطيات شهرية فان احتمال وجود مركبة فصلية داخل بيانات السلسلة تأخذ بعين الاعتبار اليا عند تنفيذ خوارزمية البحث عن افضل نموذج لتنبؤية قيمة معيار (AIC) ، رغم ان حقيقة السلسلة المدروسة (سعر الصرف) لا تتميز نظرياً في سلوكها بالمركبة الفصلية، الا انه من المعروف ان

معالجة المركبة الفصلية داخل البيانات تتم من خلال اجراء الفروقات المناسبة حسب رتبة هذه المركبة أولاً قبل النمذجة، او اتباع المقاربة الثانية واخذها بعين الاعتبار داخل النموذج المقدر من خلال اقحام تاخيرات متعددة للمركبة الفصلية داخل نموذج (ARIMA). كما انه تجدر الإشارة الى ان اختيار رتب اعلى ل (p) و (q) تغنيانا عادة عن هذا الاجراء¹⁸، من جهتنا نلاحظ ان المركبة الفصلية موجودة داخل النموذج المختار نتيجة عدم وجود قيم كبرى ل (p) و (q).

4- تقدير النموذج واستخراج خصائصه التنبؤية

يبين الجدول رقم (5) نتائج تقدير النموذجان (ARIMA(3,1,2)(1,0,0)) و (ARIMA(2,1,0)(1,0,0))، حيث يلاحظ ان جميع المعالم ذات معنوية إحصائية مقبولة، الى جانب معايير جودة التنبؤ الخاصة بكل من (ME) (RMSE) (MAE) (MPE) (MAPE) (MASE) لكل نموذج على حدا، عملية المقارنة تبين بشكل قاطع افضلية نموذج (ARIMA(3,1,2)(1,0,0)) على النموذج المستخرج حسب معيار (SBC).

الجدول رقم (5) مقارنة جودة النموذجين

ARIMA(3,1,2)(1,0,0)	ar1	ar2	ar3	ma1	ma2	sar1	drift
المعالم المقدرة	-1.4957	-1.302	-0.420	1.032	0.5934	0.1317	0.327
الخطأ المعياري	0.1438	0.1181	0.0787	0.1413	0.0921	0.0627	0.1002
ARIMA(2,1,0)(1,0,0)							
المعالم المقدرة	0.5291-	0.3388-				0.1817	0.3262
الخطأ المعياري	0.0518	0.0538				0.0580	0.0932
معايير جودة التنبؤ	ME	RMSE	MAE	MPE	MAPE	MASE	sigma^2
ARIMA(3,1,2)(1,0,0)	-0.006	2.54	1.61	-0.03	2.90	0.3	6.643
ARIMA(2,1,0)(1,0,0)	-0.008	2.598	1.64	-0.028	2.95	0.308	6.858

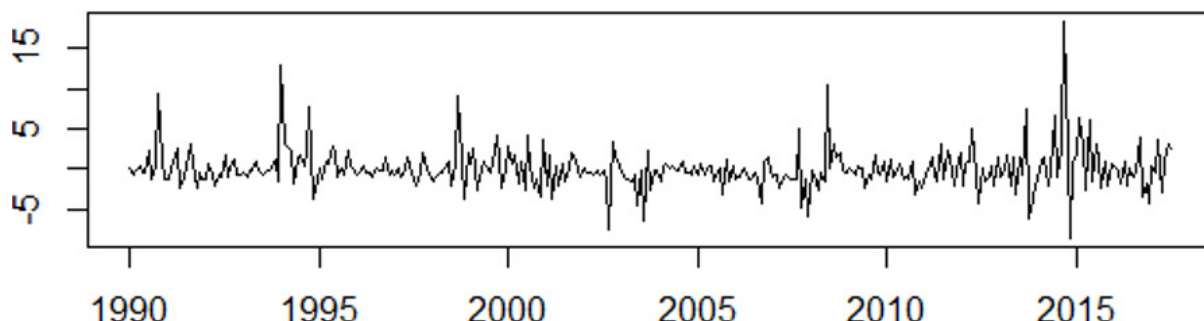
المصدر مخرجات برنامج R

يعتبر معيار متوسط الخطأ المطلق (MAE) و جذر متوسط الخطأ التربيعي (RMSE) معياران يعطيان معلومات حول جودة النماذج الانحدارية¹⁹، حيث يفضل النموذج التي تكون فيه هذه القيمتان الى جانب القيم الاخرى ادنى ما يمكن .

بعد اجراء عملية التقدير نقوم بفحص البواقي حتى نتأكد من الجودة الإحصائية للنموذج قبل استعماله في عملية التنبؤ، هذا يعني ضمناً التأكد من ان البواقي تتبع سيروية صخب ابيض، فاذا كانت كذلك فهذا يعني ان النموذج استخلص بطريقة جيدة المعلومات الموجودة في الانحدار الذاتي²⁰. لأجل هذا سنستعمل اختبار (Ljung-Box,1978) للكشف عن إمكانية وجود ارتباط تسلسلي بين البواقي بعدد تاخيرات (36) وليس ب(10) كما يقترح (Athanasopoulos, G., & Hyndman, R., 2013) اذ ان حجم عينة دراستنا كبير ويسمح بهذا الحد من التأخيرات، الى جانب استعمال اختبار (ARCH) ل (Engel,1982) للتأكد من تجانس تباين البواقي وبالتالي استقرارية البواقي بالنسبة الى التباين مما يمكننا من استنتاج ان البواقي مستقلة فيما بينها وتتبع نفس التوزيع الاحتمالي (IID). مع العلم ان عدد التأخيرات المستعملة في اختبار (ARCH) وبناء على معيار حفظ درجة المعنوية قد حددناه بتأخيرين فقط²¹.

الشكل رقم (6) يبين الرسم البياني لسلسلة بواقي التقدير، حيث نلاحظ عدم وجود نمط معين لسلوك البواقي مما يوحي بأنها تتبع سيرورة صخب ابيض.

الشكل رقم (6) التمثيل البياني لسلسلة البواقي



المصدر مخرجات برنامج R

يهدف تحليل الرسم البياني لبواقي تقدير النموذج من استخلاص بعض المشاهدات غير الطبيعية، في هذه الحالة فان هذه البواقي تمثل اثر التقلبات السريعة في سلسلة سعر الصرف (Abdie, Meslier,1979,p42)²²، حيث نلاحظ ان اهم هذه التقلبات موجودة في نهاية سنة 2014 وبداية 2015 اما ما عدى ذلك فنلاحظ ان سلوك البواقي يماثل سلوك سيرورة صخب ابيض بمتوسط معدوم وتباين ثابت. ولتأكيد ذلك نلجأ الى نتائج الاختبارات الإحصائية الممثلة في الجدول رقم (6).

الجدول رقم (6) نتائج اختبارات ARCH و Ljung-Box

		df	p-value
Box-Ljung test	40.429	36	0.281
ARCH LM-test	5.393	2	0.067

المصدر مخرجات برنامج R

من خلال النتائج المبينة في الجدول رقم (6) نلاحظ ان قيمة (χ^2) المحسوبة في الاختبارين اقل من القيمة المجدولة، كما يمكن ملاحظة ذلك من خلال القيم الاحتمالية المرافقة للإحصائية في الحالتين، والتي هي أكبر من 0.05، مما يعني قبول فرض عدم الخاص بعدم وجود الارتباط الذاتي التسلسلي بالنسبة الى اختبار (Ljung-Box) وثبات تباين الخطأ بالنسبة الى اختبار (ARCH)، هذا يعني ان البواقي مستقلة فيما بينها وتتبع نفس التوزيع الاحتمالي.

يبقى فقط تأكيد او نفي التوزيع الطبيعي لبواقي التقدير، سنستخدم في هذا الإطار مجموعة من الاختبارات المهمة من قبيل اختبار (Shapiro)، (Kolmogorov-Smirnov)، (Lilliefors) و (Anderson-Darling)، نتائج الاختبارات مبينة في الجدول رقم (7):

نتائج اختبارات التوزيع الطبيعي للبواقي

الجدول رقم (7)

Shapiro-Wilk	Kolmogorov-Smirnov	Lilliefors (Kolmogorov-Smirnov)	Anderson-Darling
W = 0.84049	D = 0.12824	D = 0.12824	A = 11.211
p-value < 2.2e-16	p-value = 3.737e-05	p-value = 2.514e-14	p-value < 2.2e-16

المصدر مخرجات برنامج R

تبين نتائج جميع الاختبارات عدم إمكانية قبول فرض عدم الخاص بالتوزيع الطبيعي للبواقي، حيث ان جميع القيم الاحتمالية المقابلة للإحصاءات المحسوبة اقل من 0.05، هذه النتيجة تؤكد عدم توزيع البواقي وفق القانون الطبيعي، وقد يعود سبب ذلك الى التغير المفاجئ المشاهد في نهاية سنة 2002. وبالتالي فالنتيجة النهائية هي ان البواقي مستقلة ذات نفس التوزيع المختلف عن التوزيع الطبيعي. وهذا يعني ان مجالات الثقة غير ذات مصداقية، عكس ذلك تبقى المقدرات غير متحيزة²³.

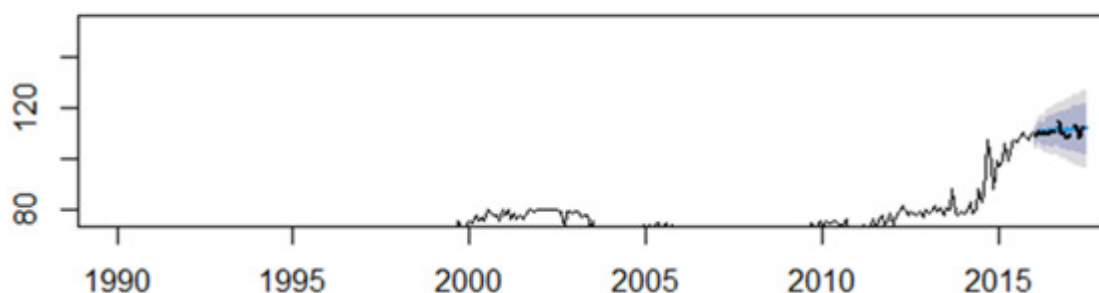
5- اختبار التنبؤ داخل العينة

يهدف هذا الاختبار الى التحقق من جودة النموذج التنبؤية، عن طريق إعادة تقدير النموذج المختار لجزء فقط من عينة الدراسة، ثم اجراء عملية التنبؤ لقيم الجزء الثاني من العينة ومقارنة القيم الحقيقية مع القيم المقدرة. فاذا كانت القيم المقدرة تحاكي القيم الحقيقية فهذا يعني ان النموذج ذا جودة تنبؤية عالية والعكس في حالة ابتعاد القيم المتنبئ بها مع القيم الحقيقية. الشكل رقم (7) يوضح بشكل جيد تقارب القيم التنبؤية مع متوسط القيم الحقيقية للجزء الثاني من العينة الممتد من (1-2016) الى (9-2017) مع العلم ان نموذج (ARIMA(3,1,2)(1,0,0)) المقدر خاص بالفترة الممتدة من (1-1990) الى (12-2015):

التنبؤ داخل العينة

الشكل رقم (7)

Forecasts from ARIMA(3,1,2)(1,0,0)[12]



المصدر مخرجات برنامج R

مساحة الأزرق الغامق تمثل مجال الثقة باحتمال خطأ 20%، اما مساحة الأزرق الفاتح فتمثل مجال الثقة باحتمال خطأ 5%. الخط الأزرق يمثل القيم المتنبئ بها، حيث نلاحظ بشكل واضح قدرة النموذج على تمثيل متوسط القيم المستقبلية لسلسلة سعر الصرف، وعدم وجود اية قيم تنبؤيه شاذة.

6- استعمال النموذج في التنبؤ

بعد ان تأكدت لنا جودة النموذج وانه يمكن الاعتماد عليه في اجراء عملية التنبؤ بأسعار الصرف للدينار الجزائري للفترة اللاحقة، نقوم في هذه المرحلة من البحث باستعماله لإجراء عملية التنبؤ بالقيم المستقبلية لـ 24 شهر القادم، يبين الجدول رقم (8) قيم التنبؤ المختلفة مع ما يقابلها من حدود مجال الثقة عند 80% (احتمال الخطأ 20%) و 95% (احتمال الخطأ 5%).

الجدول رقم (8) قيم التنبؤ لنموذج ARIMA(3,1,2)(1,0,0)

t	PF	L80	H80	L95	H95	t	P F	L80	H80	L95	H95
Aug 2017	114.3	111.0	117.6	109.2	119.3	Jan 2019	120.7	111.2	130.1	106.2	135.2
Sep 2017	116.9	113.2	120.7	111.2	122.6	Feb 2019	121.1	111.3	130.8	106.1	136.0
Oct 2017	115.5	111.4	119.6	109.2	121.8	Mar 2019	121.2	111.6	131.7	106.3	137.0
Nov 2017	115.5	110.7	120.3	108.2	122.8	Apr 2019	121.7	111.4	131.9	105.9	137.4
Dec 2017	116.5	111.3	121.7	108.5	124.5	May 2019	122.8	111.5	132.7	105.9	138.3
Jan 2018	116.3	110.8	121.8	107.9	124.7	Jun 2019	122.6	111.8	133.4	106.1	139.1
Feb 2018	116.4	110.4	122.4	107.2	125.5	Jul 2019	122.8	111.7	133.8	105.9	139.7
Mar 2018	117.9	111.6	124.2	108.3	127.6	Aug 2019	123.1	111.8	134.5	105.8	140.5
Apr 2018	117.0	110.4	123.6	107.0	127.1	Sep 2019	123.6	112.0	135.1	105.9	141.2
May 2018	117.6	110.7	124.6	107.0	128.3	Oct 2019	123.7	112.0	135.5	105.7	141.8
Jun 2018	118.9	111.6	126.1	107.8	130.0	Nov 2019	124.6	112.1	136.2	105.7	142.5
Jul 2018	118.8	111.3	126.3	107.3	130.2	Dec 2019	124.5	112.2	136.8	105.8	143.2
Aug 2018	119.0	111.1	127.0	106.9	131.2	Jan 2020	124.7	112.3	137.2	105.7	143.8
Sep 2018	119.9	111.7	128.2	107.3	132.5	Feb 2020	125.1	112.4	137.8	105.7	144.6
Oct 2018	119.7	111.2	128.3	106.6	132.8	Mar 2020	125.3	112.6	138.4	105.7	145.2
Nov 2018	120.1	111.2	129.0	106.5	133.7	Apr 2020	125.7	112.6	138.9	105.6	145.8
Dec 2018	120.7	111.5	129.8	106.6	134.7	May 2020	126.5	112.8	139.5	105.7	146.5

المصدر مخرجات برنامج R

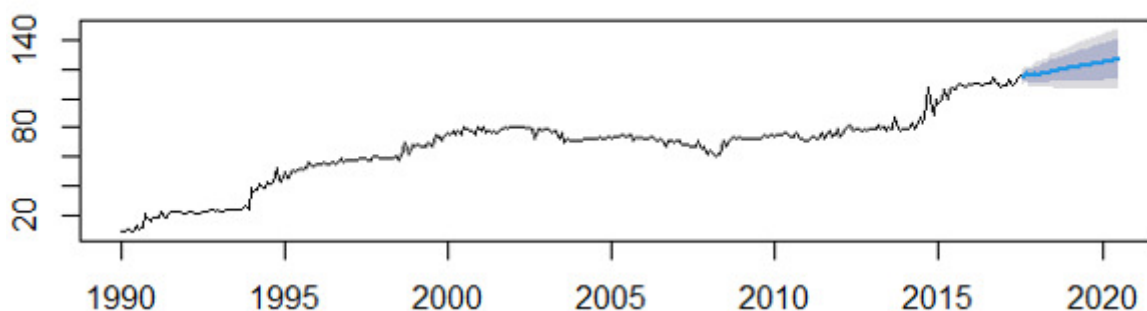
(PF) تمثل القيم التنبؤية، (t) فترات التنبؤ المختلفة، (L80) الحدود الدنيا لمجال الثقة عند احتمال 80 %، (H80) الحدود العليا لمجال الثقة عند احتمال 80 %، (L95) الحدود الدنيا لمجال الثقة عند احتمال 95 %، (H95) الحدود العليا لمجال الثقة عند احتمال 95%.

كما يمكن توضيح الصورة التنبؤية للنموذج بشكل اشمل من خلال التمثيل البياني لمحاكات القيم المتنبئ بها وملائمتها للتطور التاريخي لسلسلة سعر الصرف، الشكل رقم (8) يبين الاتجاه المستقبلي لقيم سعر الصرف اعتمادا على تنبؤات النموذج المقدر.

الاتجاه المستقبلي لقيم سعر الصرف

الشكل رقم (8)

Forecasts from ARIMA(3,1,2)(1,0,0)[12] with drift



المصدر مخرجات برنامج R

خاتمة:

حاولنا من خلال هذا البحث بناء نموذج تنبئي لسلسلة سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي للفترة الممتدة من 1-1990 الى 9-2017، مستعينين في ذلك بمنهجية (Box-Jenkins) واتباع الخطوات الأساسية لهذه المقاربة في نمذجة السلوك المستقبلي للسلاسل الزمنية، يمكن تلخيص نتائج البحث في النقاط التالية:

- سلسلة سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي لكل فترة الدراسة غير مستقرة، بمعنى انها تحتوي على المركبة العشوائية مما يجعلها معرضة في سلوكها المستقبلي لاستمرارية وديمومة اثار الصدمات العشوائية التي تتعرض لها خلال الفترات اللاحقة.

- بينت اختبارات جذر الوحدة ان السلسلة مستقرة عند الفرق الأول، واتفق الاختبارات المستعملان (ADF) و (PP) على هذه النتيجة عند جميع مستويات المعنوية المستعملة، وبالنسبة الى جميع النماذج المستخدمة في الاختباران. وهي نفس النتيجة الموجودة في العديد من الأبحاث الخاصة بنمذجة سعر صرف الدينار الجزائري، ما عدى بحث (Aduka, Chenini, Bengana, 2014) الذي وجد ان السلسلة مستقرة عند الفرق الثاني في الفترة المدروسة.

- اظهرت النتائج الخاصة بتحديد النموذج المناسب حسب منهجية (Box-Jenkins) إمكانية تمثيل السلسلة في شكل نموذج (ARIMA(3,1,2)(1,0,0)) اعتمادا على معيار المعلومات (AIC)، ونموذج (ARIMA(2,1,0)(1,0,0)) بالاستعانة بمعيار المعلومات (SBC). اختلاف تحديد الرتب (p,q) يؤكد حقيقة افراط معيار (AIC) في الرفع من عدد الرتب، وتخفيض معيار (SBC) للرتب المحددة لتمثيل نموذج (ARIMA) على العموم.

- بينت معايير جودة النموذج المستعملة (ME) (RMSE) (MAE) (MPE) (MAPE)، قوة النموذج (ARIMA(3,1,2)(1,0,0)) مقارنة مع نموذج (ARIMA(2,1,0)(1,0,0))، اذ ان جميع القيم المحسوبة لتلك

المعايير اصغر في النموذج المستخلص بالاعتماد على معيار (AIC) من النموذج المستخرج باستعمال معيار (SBC).

- بينت الخصائص الإحصائية لبواقي النموذج المقدر عدم اتباعها لنمط معين، وأكد اختبار الارتباط الذاتي للبواقي (Ljung-Box) واختبار تجانس تباين الخطأ (ARCH) خلو النموذج من وجود ارتباط او عدم تجانس تباين البواقي، عكس ذلك بينت اختبارات التوزيع الطبيعي المستعملة عدم إمكانية قبول فرض العدم الخاص بالتوزيع الطبيعي لهذه الأخيرة مما يعني ان البواقي مستقلة فيما بينها وتتبع نفس التوزيع الاحتمالي غير انها ليست طبيعية.

- استعمال النموذج في عملية التنبؤ بالقيم المستقبلية لسعر الصرف ومقارنتها مع القيم الحقيقية في حدود مجالات الثقة 80% و 95% بين جودة النموذج التنبؤية من حيث تقارب هذه القيم ومحاكاتها لمتوسط العينة المدروسة خلال كل فترة التنبؤ.

- عملية التنبؤ بالقيم المستقبلية بينت ان الاتجاه المستقبلي لمعدل صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي اتجاه موجب، مما يعني انخفاض قيمة الدينار الجزائري خلال الفترات اللاحقة مقابل الدولار الأمريكي، وهذا في حالة عدم اتخاذ اية قرارات اقتصادية من طرف البنك المركزي بهدف التأثير في هذا الاتجاه.

الهوامش:

1. Boumaali .D , Mesbahi.M, (2015), Modelisation de Volatilite du Taux de Change du Dinar Algerien/ Euro, Revue d'économie et de statistique appliquée, Volume 13, Numéro 1, Pages 308-320
2. Aduka, Chenini, Bengana,(2014), Peut-on modéliser la volatilité du taux de change de dinar algérien par un processus GARCH ? , - Volume 3, Numéro 2, Pages 25-44.
3. EL amri.Y, EL Bouhadi.A, (2019) «La modélisation du taux de change USD/MAD : Quel modèle économétrique adaptable pour la prévision ? » Revue Internationale des Sciences de Gestion « Numéro 5 : Octobre 2019 / Volume 2 : numéro 4 » p : 364 – 409
4. Gritli,M,I, (2018),What future of the Tunisian dinar against the euro? Prediction with the ARIMA model, Online at <https://mprapaper.uni-muenchen.de/83937/> MPRA Paper No. 83937, posted 15 Jan 2018 14:20 UTC.
5. Lardic.S, Mingnon.V (1999), La mémoire longue en économie : une revue de la littérature Journal de la société française de statistique, tome 140, no 2 (1999), p. 5-48
6. ARFIMA : auto regressive fractional integrated moving average
7. Lardic,Mignon, 1999,Op cit,p48
8. Mbaye, 2017,p8
9. EL amri. & EL Bouhadi, 2019,Op cit,p393
10. Lardic , Mingnon,1999,Op cit, p6
11. Goux,J,F (2010),Une Approche Deterministe du Taux de Change Euro-Dollar, La Documentation française | « Économie & prévision » 2010/4 n° 195-196 | pages 35 à 51,p35
12. Toure.M,(2000), Modele de Prevision pour L'indice des Prix a la Consommation des Menages a Bamako, Notes D'information et Statistiques, Banque Centrale des Etats de L'afrique de L'ouest, N° 504 Juin 2000..2p

13. Dor ,E (2000), Économétrie Synthèse de cours et Exercices corrigés, Copyright© 2009 Pearson Education France.p151.
14. Gritli,M,I, (2018),Op cit,p2
15. Hyndman.R.J, Khandakar,Y (2008), Automatic Time Series Forecasting: The forecast Package for R, Journal of Statistical Software, July 2008, Volume 27, Issue 3,p8.
16. Tatsa,S (2013), Modélisation et prévision de la consommation horaire d'électricité au Québec Comparaison de méthodes de séries temporelles, Maîtrise en Économie Maître ès arts (M.A.), Québec, Canada, © Sylvestre, 2013.18p
17. Gritli,M,I, (2018),Op cit,p4
18. Goude.Y (2020), Les processus ARIMA MAP-STA2 : Séries chronologiques, 2020-2021, p2
19. De Leverghem,A,D,F, (2017), Prédiction de la direction des taux de change à court terme : comparaison de méthodes, en vue de l'obtention du titre de Master en ingénieur de gestion, à finalité spécialisée, Année académique 2016-2017, Louvain School of Management.p54.
20. De Leverghem,A,D,F, (2017),Op cit,p58
21. Adouka et autre, 2014, Op cit , p35
22. Abadie.J, Meslier.F (1979), Étude de L'utilisation des Modeles A.R.I.M.A. pour la Prevision a tres Court Terme de L'energie Journaliere Poduite par Électricite de France, R.A.I.R.O. Recherche opérationnelle/Opérations Research (vol. 13, n° 1, février 1979, p. 42
23. Tatsa, 2013, Op cit, p44.

المراجع

1. Abadie.J , Meslier.F (1979) , Étude de L'utilisation des Modeles A.R.I.M.A. pour la Prevision a tres Court Terme de L'energie Journaliere Poduite par Électricite de France, R.A.I.R.O. Recherche opérationnelle/Opérations Research (vol. 13, n° 1, février 1979, p. 37 à 54)
2. Aduka, Chenini, Bengana,(2014), Peut-on modéliser la volatilité du taux de change de dinar algérien par un processus GARCH ? , – Volume 3, Numéro 2, Pages 25-44.
3. Boumaali .D , Mesbahi.M, (2015), Modelisation de Volatilite du Taux de Change du Dinar Algerien/ Euro, Revue d'économie et de statistique appliquée, Volume 13, Numéro 1, Pages 308-320.
4. Box, G.E.P. and Jenkins, G.M. (1976), «Times Series Analysis : Forecasting and Control», Revise Edition, San Francisco : Holden-Day.
5. De Leverghem,A,D,F, (2017), Prédiction de la direction des taux de change à court terme : comparaison de méthodes, en vue de l'obtention du titre de Master en ingénieur de gestion, à finalité spécialisée, Année académique 2016-2017, Louvain School of Management.
6. Dor ,E (2000), Économétrie Synthèse de cours et Exercices corrigés, Copyright© 2009 Pearson Education France.
7. EL amri.Y, EL Bouhadi.A, (2019) «La modélisation du taux de change USD/MAD : Quel modèle économétrique adaptable pour la prévision ? » Revue Internationale des Sciences de Gestion « Numéro 5 : Octobre 2019 / Volume 2 : numéro 4 » p : 364 - 409

8. Gritli,M,I, (2018),What future of the Tunisian dinar against the euro? Prediction with the ARIMA model, Online at <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/83937/> MPRA Paper No. 83937, posted 15 Jan 2018 14:20 UTC.
9. Goude.Y (2020), Les processus ARIMA MAP-STA2 : Séries chronologiques, 2020-2021, https://www.imo.universite-paris-saclay.fr/~goude/Materials/time_series/co
10. Goux,J,F (2010),Une Approche Deterministe du Taux de Change Euro-Dollar, La Documentation française | « Économie & prévision » 2010/4 n° 195-196 | pages 35 à 51,
11. Hyndman.R.J, Khandakar,Y (2008), Automatic Time Series Forecasting: The forecast Package for R, Journal of Statistical Software, July 2008, Volume 27, Issue 3.
12. Lardic.S, Mingnon.V, (1999), Prévision ARFIMA des taux de change : les modélisateurs doivent-ils encore exhorter à la naïveté des prévisions ? Annales D'économie et de Statistique. – N° 54 – 1999. : <https://www.researchgate.net/publication/227362509>.
13. Lardic.S, Mingnon.V (1999), La mémoire longue en économie : une revue de la littérature Journal de la société française de statistique, tome 140, no 2 (1999), p. 5-48
14. Toure.M,(2000), Modele de Prevision pour L'indice des Prix a la Consommation des Menages a Bamako, Notes D'information et Statistiques, Banque Centrale des Etats de L'afrique de L'ouest, N° 504 Juin 2000.
15. Tatsa,S (2013), Modélisation et prévision de la consommation horaire d'électricité au Québec Comparaison de méthodes de séries temporelles, Maitrise en Économie Maître ès arts (M.A.), Québec, Canada, © Sylvestre, 2013