نمذجة قياسية لتطاير سعر الصرف الدينار الجزائري بالنسبة لعملة الدولار الأمريكي باستعمال نماذج ARIMA و ARCH

1- حنان تلمساني

طالبة الدكتوراه، كلية العلوم الإقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة أبي بكر بلقايد، تلمسان، الجزائر

t-hanane@outlook.fr

2- د، جمال زدون

أستاذ محاضر قسم "ب"، معهد العلوم الإقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، المركز الجامعي عين تموشنت، الجزائر

zeddoundjamel@gmail.com

ملخص: يعتبر سعر الصرف متغيرا اقتصاديا شديد الحساسية لا سيما أمام اتساع دور التجارة الخارجية في التنمية الاقتصادية، وتطور أسواق المال الدولية، باعتباره حلقة ربط بين الاقتصاديات الدولية، حيث هدفت هدا البحث الى تقديم نموذج قياسي يسمح بتطاير سعر صرف الدينار الجزائري بالنسبة للدولار الامريكي وخلصت الدراسة الى ان النموذج المقبول لتمثيل التباين الشرطي لسعر الصرف هو النموذج GARCH (0,2).

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف، تحديد سعر الصرف، نماذج ARIMA ، منهجية BOX-JENKINS ، نماذج ARCH.

Résumé: Le taux de change est le maillon qui relie les économies internationales. Il est considéré, pour cela, comme une variance économique sensible, entre autres, aux amplifications du rôle du commerce extérieur pour l'essor économique ; et à la croissance des marchés financiers internationaux. Ainsi, l'objectif de notre réflexion est d'interroger le modèle de mesure permettant la volatilité du taux de change du dinar algérien face au dollar américain. Il semble, selon les résultats de cette recherche, que le modèle GARCH (0,2) serait l'approche acceptable, pour représenter la covariance conditionnelle du taux de change.

Mots-clés :Taux de change ; identification du taux de change ; modèles ARIMA ; méthode BOX-JENKINS ; modèles ARCH.

تمهيد: يعتبر سعر الصرف كأحد أهم الأسعار في الاقتصاد نظرا للتأثير القوي له على مستوى النشاط الاقتصادي من جوانب عديدة أهمها:الاستثمار ، الإنتاج ، التصدير، الاستيراد...الخ. وهو أيضا سعر حساس جدا ويستجيب لأي تغيرات خاصة الحاصلة على مستوى متغيرات الاقتصاد الكلي كالكتلة النقدية،الدخل الحقيقي ،معدل الفائدة والتضخم وحتى المتغيرات المتوقعة لهده المتغيرات في الاقتصاد ولذا فان سعر الصرف يتغير في الأجل الطويل والأجل القصير، يوميا وعلى مدار الساعة وهو الأمر الذي جعله ليس مجرد سعر أو نسبة تتحدد بمنهج معين بل تعددت مناهج دراسة تحديده ، ويعتبر سعر الصرف متغيرا اقتصاديا شديد الحساسية للمؤثرات الداخلية و الخارجية لا سيما أمام اتساع دور التجارة الخارجية في التنمية الاقتصادية،و تطور أسواق المال الدولية ،باعتباره حلقة ربط بين الاقتصاديات الدولية،ومقياسا هاما لحجم معاملاتها،بالإضافة إلى ذلك،فسعر الصرف له أثر واسع على العلاقة بين الأسعار المحلية و الأسعار الخارجية.

الإشكالية:

هل يمكن تقديم نموذج قياسي يسمح بدراسة تطاير سعر الصرف الدينار الجزائري بالنسبة للدولار الأمريكي؟

هدف الدراسة: إن الهدف من هذه الدراسة هو بناء نموذج قياسي يسمح بدراسة تطاير (volatilité) سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي، باستخدام الأساليب والتقنيات المتاحة في بناء نموذج الانحدار، كما يهدف هذا البحث إلى مقارنة بين نماذج ARIMAونماذج ARCH والتنبؤ بأسعار الصرف.

حدود الدراسة: طبقا للبيانات المتاحة سوف يتحدد الإطار الزمني لهذه الدراسة باستخدام بيانات شهرية للفترة من سنة 1990- 2013 (كفترة بناء النموذج)، و اقتصرت الدراسة على متغيرين فقط هما(سعر الصرف دج/دولار، الزمن). وذلك لإمكانية الحصول على البيانات شهريا وفقا لمتطلبات الدراسة.

الدراسات السابقة:

بن صفطة كمال2003: نموذجة تطاير سعر الصرف الدينار الجزائري.حيث قام بتقديم نموذج للتغير في تطايريه سعر الصرف الدينار الجزائري بالنسبة للأورو من سنة2000 إلى 2003 باستعمال نماذج مختلفة، وتوصلت النتائج إلى أن النماذج التراجعية الشرطية والغير متجانسة التباين (ARCH) أعطت ثمارها أحسن من النماذج الخطية ARIMAفيما يخص تحديد سعر الصرف.

شاكر علوي :**2004**حاول إعطاء نموذج لظاهرة تبعية أسعار الصرف المتغيرة طويلة وقصيرة الأمد. هذه الدراسة قائمة على مجموعة من التمازج تشمل الأسعار المتوسطة للجنيه الإسترليني، الدولار الأمريكي، اليورو خلال الفترة الكلية لتشغيل سوق الصرف بين البنوك التونسية ما بين مارس 1994 حتى مارس2004. وقد أظهرت النتائج المسجلة صمود طويل الأمد لتغير سعر الصرف .

الإطار النظري للدراسة:

أولا: ماهية سعر الصرف

1- مفهوم سعر الصرف: يقصد بسعر الصرف نسبة أو سعر مبادلة عملة ما بعملة أخرى، وهكذا تعدّ إحدى العملتين سلعة في حين تعتبر الأخرى السعر النقدي لها، كذلك يعرف سعر الصرف على أنّه النسبة التي يتم على أساسها مبادلة الوحدات النقدية الوطنية بالوحدات النقدية الأجنبية في وقت معلوم[1]، ويعرف أيضا «ثمن الوحدة الواحدة من عملة ما، مقوما بوحدات من عملة أجنبية أخرى»[2].

2- تحديد سعر الصرف في الجزائر: تمثلت عملية تعديل وتحديد معدل الصرف وفق الطرق الأربعة التالية:

2-1 **الانزلاق التدريجي**: طبق خلال فترة طويلة نسبيا امتدت في نهاية 1987 إلى سبتمبر 1992، وقد تمّ تعديل معدل الصرف بغية إيصاله إلى مستوى توازن الطلب الوطني على السلع والخدمات الأجنبية مع المتاح من العملات الصعبة، حيث انتقل معدل الصرف من 4.936 دينار جزائريا لكل دولار أمريكي واحد في نهاية 1987 إلى 8.032 مع نهاية 1989، وانتقل معدل صرف الدينار إلى 12.1191 دينار للدولار الواحد في نهاية 1990 وقد استمر في بداية 1991 ،وبالتالي إمكانية تحرير التجارة الخارجية على العموم والواردات على الخصوص، كما وصل في نهاية مارس 1991 إلى 17.766 دينارا مقابل الدولار الأمريكي الواحد، ويستقر عند هذا المستوى طيلة الستة أشهر الموالية[3].

2-2 **التخفيض الصريح**: اتخذ مجلس النقد والقرض في نهاية سبتمبر 1991 قرارا بتخفيض معدل صرف الدينار ب 22% بالنسبة للدولار الأمريكي ليصل معدل صرفه إلى 22.5 دينار مقابل الدولار الواحد، واستقر بعدها إلى غاية شهر مارس 1994، ثم أجري تعديل طفيف لم يتعدى 10%. تهيئة لقرار التخفيض الذي اتخذه مجلس النقد والقرض (بتاريخ 1994/04/10) وذلك بنسبة 40.17 %، وبهذا القرار أصبح سعر صرف 36 دينارا مقابل الدولار الأمريكي الواحد[4].

3-2 **طريقة التسعير Fixing**:هي بمثابة نظام للتسعير بالمزاد العلني استهدف تدعيم قابلية الدينار للتحويل[5]، وما ميّز تقنية التسعير التي استمر العمل بها إلى غاية 1995 هو نجاح بنك الجزائر في توجيه سعر الصرف من جانب واحد دون اضطرابات وبما يتوافق مع الأهداف المتعلقة باحتياطات الصرف والسياسة النقدية، ويرجع ذلك طبعا إلى أحكام الصرف التي تملي على المصدرين بيع مداخيل صادراتهم إلى بنك الجزائر باستثناء المصدرين خارج المحروقات الذين بإمكانهم الاحتفاظ ب 50% من مداخيلهم[6].

2-4 سوق الصرف ما بين البنوك: تمّ الاتفاق مع صندوق النقد الدولي على إقامة سوق صرف بين البنوك في أواخر 1995، وهو ما شكّل أحد الأهداف الهامة لبرنامج التعديل الهيكلي، حيث تم تثمين سعر الصرف الفعلي الحقيقي بأكثر من 20% واتبع بتدهور ب 13% ما بين 1998 و2001، وتدخلت السلطات في سوق الصرف الأجنبي في المنتصف الثاني من سنة 2003 لإعادته إلى مستواه الذي كان سائدا في نهاية 2002 بدل مستواه في نهاية سنة 1995، ومنذ سنة 1995 كانت سياسة الصرف في الجزائر تهدف إلى المحافظة على سعر صرف حقيقي مستقر.

جوانب منهجية للدراسة:

أولا: نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة، ومنهجية (Box-Jenkins)لتحليل السلاسل الزمنية:

1 – نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة : نوضحها فيما يلي[7] :

1 – 1 – نماذج الانحدار الذاتي (AR(p): تقوم نماذج الانحدار الذاتي AR(p) بتفسير قيمة متغير ما في الفترة الحالية (y_i)على قيم نفس المتغير في الفترات السابقة (y_{t-1} y_{t-2} ...) ويمكن كتابة معادلة نموذج الانحدار الذاتي على النحو التالي[8] :

$$AR(1) = y_t = \varphi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \cdots + \varphi_p y_{t-p} + \mu_t$$

حيث: $\varphi_1, \varphi_2, \varphi_p$ معلمات يمكن أن تكون سالبة أو موجبة.

ε_t متغيرات عشوائية أو حد الاضطراب الأبيض.

1 – 2 – نموذج المتوسط المتحرك (MA (q): تقوم نماذج المتوسطات المتحركة MA(q) بتفسير قيم y_t الملاحظة في الزمن t عن طريق الملاحظة الماضية للأخطاء العشوائية كما يلي[9] :

$$MA(q) = y_t = \varepsilon_t + \varphi_1 \varepsilon_{t-1} + \varphi_2 \varepsilon_{t-2} + \cdots + \varphi_q \varepsilon_{t-q}$$

2 - **النماذج المختلطة ARMA(p,q)** : يعتبر نموذج ARMA(p,q) نموذجا مركبا ينطوي على خصائص نموذج الانحدار الذاتي ونموذج المتوسط المتحرك، و يتصف برتبتين واحدة للانحدار الذاتي p وأخرى للمتوسط المتحرك q ويأخذ الصيغة التالية :

$$y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \cdots + \varphi_p y_{t-p} + \mu_t$$

μ_t و معرف بـ :

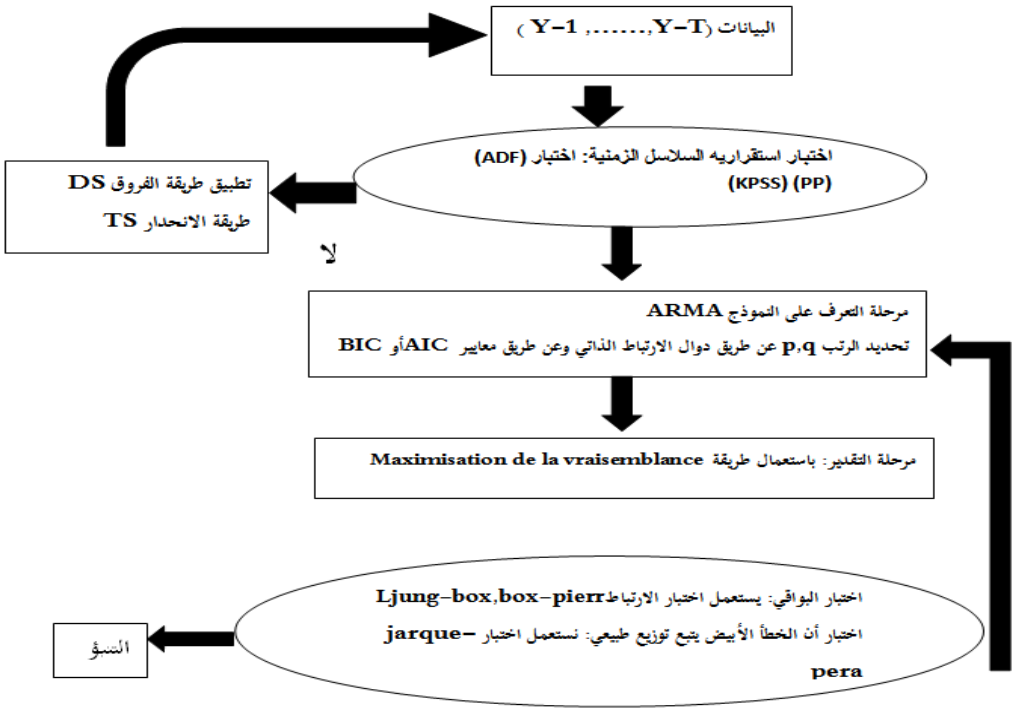
$$\mu_t = \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1} - \alpha_2 \varepsilon_{t-2} - \cdots - \alpha_q \varepsilon_{t-q}$$

$$ARMA(p,q) = y_t = \varphi_t y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \cdots + \varphi_p y_{t-p} + \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1} - \alpha_2 \varepsilon_{t-2} - \alpha_q \varepsilon_{t-q}$$

من شروط استخدام النماذج المختلطة في السلاسل الزمنية هي أن تكون مستقرة، ومصححة من حيث التغيرات الموسمية.

3– **النماذج المختلطة المركبة(ARIMA(p,d,q** : هي عبارة عن نموذج الانحدار الذاتي، والمتوسط المتحرك المتكامل، ويتصف هذا النموذج بثلاث رتب هي رتبة الانحدار الذاتي، رتبة التكامل، رتبة المتوسط المتحرك، حيث فرضية الاستقرار ليست دائما محققة لجميع السلاسل الزمنية.

ثانيا: مراحل تحليل السلسلة الزمنية وفق منهجية بوكس جانكينس نلخصها من خلال **لمخطط التالي** :



Source :mohamed boutaher « analyse des chronologiques » p15

ثالثا: نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم ثبات تباينات الخطاء (النماذج ARCH): تتمثل فيما يلي[10]:

1- **النماذج ARCH (q)**:اقترح Engel (1982) النماذج ARCH (Autorregressive conditionnally heteroscedastic) نماذج الانحدار الذاتي الغير ثابتة التباين، ووفقا لهذه النماذج يكون تباين السلسلة غير ثابت وفق العلاقة التالية[11] :

$$\delta_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \ \varepsilon_{t-1}^2 \quad \ldots(1)$$

$$\delta_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \quad \ldots(2)$$

حيث : δ_t^2 : يمثل التباين الشرطي للخطأ العشوائي ، والذي يمثل مؤشر قياس تطاير (Volatilitity) السلسلة الزمنية، وحسب(1)فإن التباين الشرطي في الزمن t لـ ε_t يعتبر دالة خطية.

2- النماذج : GARCH (p.q.) قام Bollerslev (1986) بتعميم النموذج الأولي لـ Engel (1982) ، وهذا بإنشاء النموذج GARCH (p.q) (Generalized ARCH) وفي هذا النموذج يكون التباين الشرطي للخطأ العشوائي دالة خطية لمربع القيم الماضية للخطأ العشوائي وللتباين نفسه مؤخر بـ j خطوة زمنية، و الصياغة العامة لنموذج GARCH (p.q) تعرف بالمعادلة التالية :

$$\delta_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \delta_{t-j}^2 \quad \ldots(3)$$

$$\beta_j \geq 0 \ , \alpha_i \geq 0 \ , \alpha_0 > 0 : \forall j \ , \forall i$$

3- النماذج : EGARCH: تعتبر EGARCH من بين أولى النماذج التي تسمح بعدم تناظر تأثير الصدمات ، والتي اقترحها Nelson(1991) في دراسة حول مردودية الأصول المالية ، وتتميز هذه النماذج بإدخال اللوغاريتم على التباين الشرطي والتي تسمح بتجنب القيود الايجابية على المعاملات α_i و β_j وتكتب معادلة النموذج EGARCH (p.q.) على النحو التالي (المعادلة 4):

$$log\delta_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i (\Phi Z_{t-i} + \gamma[|z\,t-i| - E|z\,t-i|]) + \sum_{j=1}^{p} \beta_j in\delta_{t-j}^2$$

$$Z_{t-i} = \frac{\varepsilon_{t-i}}{\delta_{t-i}}$$

4- **النماذج: TGARCH**: في هذه النماذج GARCH ذات العتبة TGARCH التي اقترحها Nelson(1991)، تم تعويض الشكل المربع للنماذج GARCH بدالة خطية على قطع ، حيث كل قطعة تضم صدمات لها نفس الطبيعة ، وهذا ما يسمح بالحصول على دوال تطاير مختلفة وهذا حسب إشارة وقيمة الصدمة، وتكتب صياغة نموذج TGARCH (p.q.) على الشكل التالي :

$$\delta_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} (\alpha_i^+ \varepsilon_{t-1}^+ - \alpha_i^- \varepsilon_{t-i}^-) + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \delta_{t-j} \quad \ldots(5)$$

$$\delta_t = \alpha_0 + \alpha^+(L)\varepsilon_t^+ - \alpha^-(L)\varepsilon_t^- + \beta(L)\delta_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t^+ = \max(\varepsilon_t, 0) \quad \ldots.(6)$$

$$\varepsilon_t^- = \min(\varepsilon_t, 0)$$

الدراسة القياسية التطبيقية :

أولا: نمذجة تطاير(VOLATILITY) سلسلة أسعار الصرف بالاعتماد على نماذج ARIMA .

نقوم بحساب تطاير سلسلة سعر الصرف من خلال النماذج ARCH ولأجل هذا سوف نقوم بنمذجة قياسية لأسعار الصرف الدينار الجزائري مقابل الدولار خلال الفترة الممتدة مابين ديسمبر 1990 ومارس2013 (معطيات شهرية) معتمدين على المراحل التالية.

المرحلة الأولى: دراسة استقراريه سلسلة أسعار الصرف

نستعمل اختبارين لكشف الجذور الوحدية تتمثل في كل من اختبارADF Augmented Dickey-Fuller واختبار جذور الوحدية لـ (Philliips-Perron PP) وقد بينت النتائج التي تظهر في الجدول (1) أن سلسلة سعر الصرف Ln (tc) غير مستقرة في المستوى بالنسبة للاختبارات الثلاثة عند المستوى ومستقرة في التفاضل الأول .

جدول رقم (1):نتائج استقرارية سلسلة أسعار الصرف.

اختبار الجذور الوحدية لـ ADF

المتغيرات	T ADF	القيم الحرجة 1%	5%	10%	النتيجة
المستوي	1.56	-2.57	-1.94	-1.61	غير مستقرة من نوع DS
التفاضل الأول (1)	-25.41	-2.57	-1.94	-1.61	مستقرة

إختبار الجذور الوحدية لـ PP

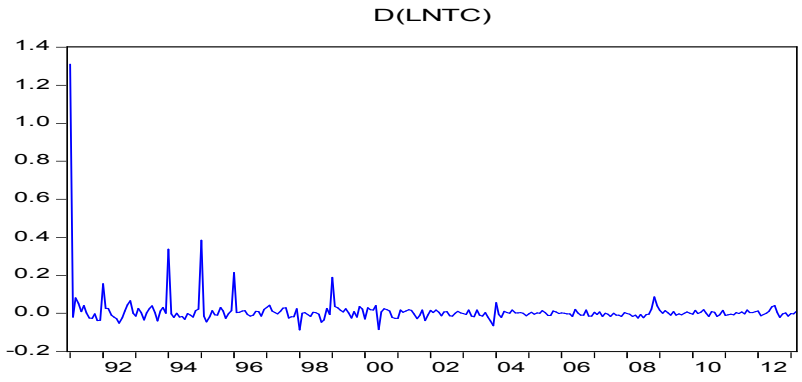
المتغيرات	T PP	القيم الحرجة 1%	5%	10%	النتيجة
المستوي	1.51	-2.57	-1.94	-1.61	غير مستقرة من نوع DS
التفاضل الأول (1)	-25.98	-2.57	-1.94	-1.61	مستقرة

المصدر : من إعداد الباحثين بإستعمال برنامج eviews 6

المرحلة الثانية: تحليل السلسلة الزمنية لأسعار الصرف وفقا لمنهجية بوكس جانكينس

سوف تتم باقي الدراسة على سلسلة الفروق الأولى سعر الصرف(D(LNTCSA لأنها سلسلة مستقرة وهذا من خلال مرحلة التعرف ، مرحلة تقدير النموذج ثم مرحلة اختبار النموذج.

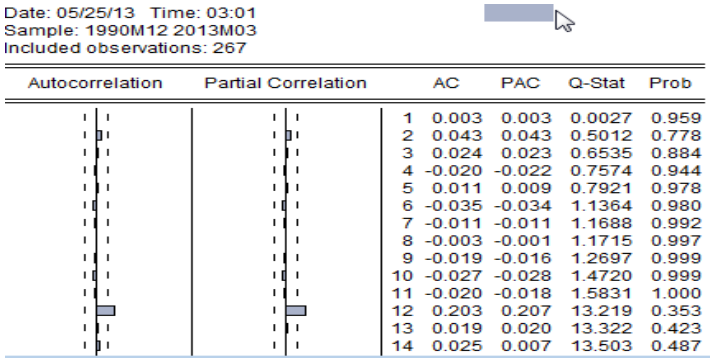
الشكل رقم (01): D(LNTC) من12- 1990الى03- 2013 (معطيات شهرية)



المصدر : من إعداد الباحثين بإستعمال برنامج eviews 6

* **مرحلة التعرف**: للتعرف على درجة ونوع نموذج أسعار الصرف نستعين ببيان الارتباط الذاتي والجزئي والبسيط للسلسة من الفروقات الأولى كما يلي:

الشكل رقم (02) : ببيان الارتباط الذاتي والجزئي والبسيط للسلسة من الفروقات الأولى



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.003	0.003	0.0027	0.959
2	0.043	0.043	0.5012	0.778
3	0.024	0.023	0.6535	0.884
4	-0.020	-0.022	0.7574	0.944
5	0.011	0.009	0.7921	0.978
6	-0.035	-0.034	1.1364	0.980
7	-0.011	-0.011	1.1688	0.992
8	-0.003	-0.001	1.1715	0.997
9	-0.019	-0.016	1.2697	0.999
10	-0.027	-0.028	1.4720	0.999
11	-0.020	-0.018	1.5831	1.000
12	0.203	0.207	13.219	0.353
13	0.019	0.020	13.322	0.423
14	0.025	0.007	13.503	0.487

المصدر: من إعداد الباحثين باستعمال برنامج eviews 6

من خلال النتائج السابقة يلاحظ أن التأخر ظهر في الفترة 12، ومن خلال المفاضلة بين عدة نماذج وبالاعتماد على تدنية معيار AKAIKE و Schwarz ومعنوية المعاملات توصلنا إلى قبول النموذج (ARIMA)(12,1,12,)

* **مرحلة تقدير واختبار جودة النموذج**: لتقدير النموذج الذي بحوزتنا نستعمل طريقة المربعات الصغرى

الجدول رقم (02): تقدير واختبار جودة النموذج

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(12)	0.134525	0.031527	4.266935	0.0000
MA(12)	0.323701	0.065691	4.927654	0.0000

R-squared	0.205536	Mean dependent var	0.005535
Adjusted R-squared	0.202396	S.D. dependent var	0.042904
S.E. of regression	0.038317	Akaike info criterion	-3.678018
Sum squared resid	0.371459	Schwarz criterion	-3.650244
Log likelihood	470.9473	Hannan-Quinn criter.	-3.666846
Durbin-Watson stat	1.877244		

$$D(\text{lntc}) = 0.13D(\text{lntc})_{t-12} - 0.32\varepsilon_{t-12} + et$$

- **إختبار معنوية المعالم المقدرة**: من خلال هذه النتائج وبالمقارنة مع نسبة ستودنت الجدولية (1،96) فإن كل المعالم المقدرة لها معنوية أي 1،96 <4.26 و 1،96<4.92 ، ويمكن التأكد من أن البواقي عملية التقدير تحاكي تشويشا أيضا وهذا من خلال استخدام بيان الارتباط الذاتي للبواقي .

الشكل رقم (03) : بيان الارتباط الذاتي الجزئي و البسيط للبواقي

tic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

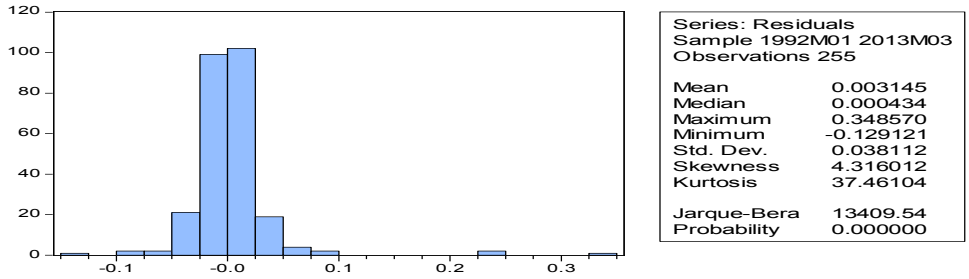
orrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.054	0.054	0.7519	
		2	-0.045	-0.048	1.2839	
		3	-0.022	-0.017	1.4074	0.235
		4	-0.082	-0.083	3.1780	0.204
		5	-0.003	0.004	3.1810	0.365
		6	-0.068	-0.077	4.3983	0.355
		7	-0.010	-0.005	4.4253	0.490
		8	0.059	0.046	5.3483	0.500
		9	-0.056	-0.066	6.1776	0.519
		10	-0.003	-0.003	6.1808	0.627
		11	-0.009	-0.014	6.2007	0.720
		12	-0.018	-0.016	6.2904	0.790
		13	-0.020	-0.032	6.3980	0.846
		14	0.024	0.032	6.5498	0.886
		15	-0.005	-0.021	6.5558	0.924
		16	0.003	-0.001	6.5588	0.950
		17	-0.032	-0.032	6.8354	0.962
		18	0.046	0.049	7.4097	0.965
		19	0.019	0.004	7.5052	0.976
		20	-0.043	-0.038	8.0245	0.978

المصدر : من إعداد الباحثين باستعمال برنامج eviews

من خلال الشكل يتضح أن معاملات الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية تقع داخل مجال ثقتها، وهذا ما يعني أن سلسلة البواقي تحاكي تشويشا أيضا أي أن النموذج مقبول إحصائيا.

اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء: نوضح دلك من خلال الشكل التالي:

شكل رقم (04) اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء

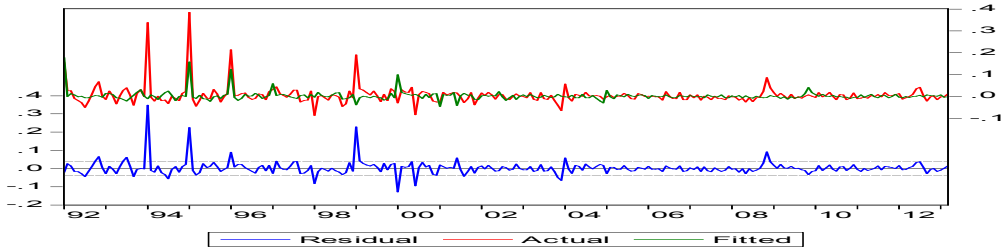


المصدر : من إعداد الباحث بإستعمال برنامج eviews 6

نلاحظ أن كل المؤشرات تدل على أن الخطأ العشوائي لا يتبع التوزيع الطبيعي .

نمذجة تباين سلسلة بواقي أسعار الصرف باستخدام نماذج ARCH، GARCH: تسمح هذه النماذج بنمذجة السلاسل الزمنية التي تتميز بسرعة التقلبات الآتية في حدود الأخطاء

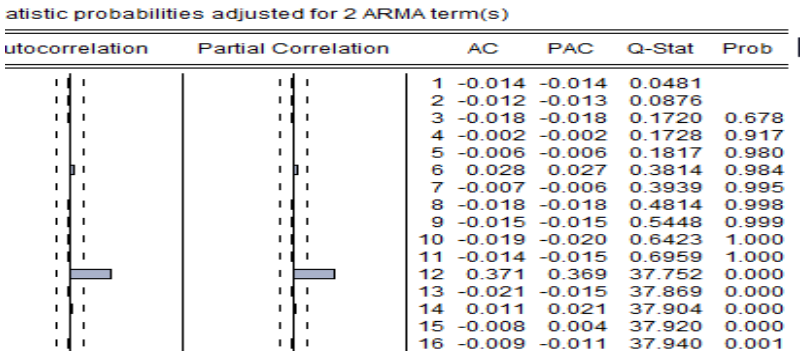
شكل رقم (05):التمثيل البياني لبواقي سلسة أسعار الصرف



المصدر: من إعداد الباحثين باستعمال برنامج eviews 6

يلاحظ من البيان وجود تطاير (تقلبات) لأسعار الصرف وهذا ما يدل على أنه من الممكن أن تكون سلسلة البواقي من الصيغة ARCH.

شكل رقم (06) : بيان الارتباط الذاتي لمربع بواقي عملية التقدير لسلسلة أسعار الصرف.



المصدر : من إعداد الباحثين باستعمال برنامج eviews

يلاحظ من خلال بيان الارتباط الذاتي لسلسلة مربع البواقي إن كل احتمالات إحصاءة (LJung- Box) تختلف معنويا عن الصفر ما يدل على أنه من الممكن أن تكون سلسلة البواقي من الصيغة ARCH ويلاحظ أيضا أن التأخر ظهر عند الفترة 12 وهدا حسب تدنية معيار AKAIKE و Schwarz

- **اختبار وجود ARCH**: يرتكز هذا الاختبار على اختبار التوزيع الطبيعي أو مضاعف لا غرنج أو اختبار student، و من أجل إجراء اختبار أثرARCH ينبغي إجراء الانحدار الذاتي لمربعات البواقي من الرتبة P، كما تبين أن معامل التأخير12 هو الذي يقوم بتدنية معياري AKAIKE و Schwarz وتظهر نتائج تقدير كما يلي:

جدول رقم (03) : اختبار أثرARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	3.092699	Prob. F(12,230)	0.0004
Obs*R-squared	33.76223	Prob. Chi-Square(12)	0.0007

المصدر : من إعداد الباحثين باستعمال برنامجeviews6

تبين نتائج الاختبار أن احتمال إحصاءية LMca 1 (Obs*R-squared) أصغر من 5% وهذا ما يجعلنا نرفض الفرضية العدمية القائلة بأن تباين الأخطاء ثابت عبر الزمن ونقبل الفرضية البديلة فرضية عدم ثبات التباين الشرطي، ويمكن التأكد من هذه النتائج من خلال تحليل نتائج تقدير المعادلة1 حيث يتضح أن معاملات الانحدار الذاتي المرتبطة بمربع الخطأ المؤخر تختلف جوهريا عن الصفر، وبالتالي السيرورة محل الدراسة قابلة للتبرير أو التمثيل بنموذج ARCH.

تقدير النموذج ARCH: من أجل تقدير معادلة التباين، قمنا بتقدير النماذج التالية:ARCH 1،ARCH 2 ،ARCH3، GRACH (1.1)، EGRACH.(1.1)، GRACH (0.2) وقد اتضح بأن النموذج المقبول لتمثيل التباين الشرطي لسعرالصرف هو النموذج GARCH (0.2) ، وتظهر نتائج التقدير في المعادلة التالية :

$$GARCH\ (0,2): h_t^2 = 0.002 + 0.39\ h_{t-1}^2 - 1.00\ h_{t-2}^2$$

التنبؤ: نوضح قيم التنبؤ خلال الخمسة أشهر اللاحقة من خلال الجدول التالي:

جدول رقم (04): التنبؤ من أفريل 2013 – سبتمبر 2013

الأشهر	التنبؤ
افريل 2013	78.25
ماي 2013	78.72
جوان2013	79.99
جويلية 2013	81.53
أوت 2013	81.77
سبتمبر 2013	80.72

المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج eviews6

الخاتمة:

تبين نتائج الاختبار أن احتمال إحصائية LMca 1 (Obs*R-squared) أصغر من 5% وهذا ما يجعلنا نرفض الفرضية العدمية القائلة بأن تباين الأخطاء ثابت عبر الزمن ونقبل الفرضية البديلة فرضية عدم ثبات التباين الشرطي، ويمكن التأكد ن هذه النتائج من خلال تحليل نتائج تقدير المعادلة1 حيث يتضح أن معاملات الانحدار الذاتي المرتبطة بمربع الخطأ المؤخر تختلف جوهريا عن الصفر. وبالتالي السيرورة محل الدراسة قابلة للتبرير أو التمثيل بنموذج ARCH. – من أجل تقدير معادلة التباين، فقد قمنا بتقدير النماذج التالية:1 ARCH - 2 ARCH - 3 ARCH (1.1) GRACH (1.1) EGRACH. (0.2) GRACH وقد اتضح بأن النموذج المقبول لتمثيل التباين الشرطي لسعرالصرف هو النموذج GARCH (0.2).

الملاحق :

الجدول(01):نتائج تقدير النموذج GRACH(0.2)

Dependent Variable: D(LNTC)
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 07/06/14 Time: 19:06
Sample (adjusted): 1992M01 2013M03
Included observations: 255 after adjustments
Convergence achieved after 147 iterations
MA Backcast: 1991M01 1991M12
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(3) + C(4)*GARCH(-1) + C(5)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(12)	0.146504	0.002418	60.58009	0.0000
MA(12)	0.348299	0.016193	21.50886	0.0000
Variance Equation				
C	0.002062	5.80E-05	35.54153	0.0000
GARCH(-1)	0.392524	0.001040	377.3751	0.0000
GARCH(-2)	-1.005701	0.000808	-1244.734	0.0000

R-squared	0.204206	Mean dependent var	0.005535
Adjusted R-squared	0.191473	S.D. dependent var	0.042904
S.E. of regression	0.038579	Akaike info criterion	-3.826765
Sum squared resid	0.372081	Schwarz criterion	-3.757328
Log likelihood	492.9125	Hannan-Quinn criter.	-3.798835
Durbin-Watson stat	1.875641		

المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج eviews6

المراجع و الهوامش:

[1] عرفان تقي الحسيني، "التمويل الدولي"، مجد لاوي، عمان، 1999، ص 147.

[2] مدحت صادق، "النقود الدولية وعملية الصرف الأجنبي"، الطبعة الأولى، دار غريب، القاهرة، 1997، ص 125.

[3] Bernard Guillochons, Annie Kawecki, Economie internationale, Edition Dunod, Paris 2000, p 142

[4] بلقاسم العباس، "سياسات أسعار الصرف"، مجلة جسر التنمية، المعهد العربي للتخطيط، الكويت، العدد 23، نوفمبر 2003، ص19.

[5] "جسر التنمية "– سلسلة دورية صادرة عن المعهد العربي للتخطيط بالكويت، العدد الثالث والعشرون، نوفمبر/تشرين الثاني 2003.

[6] Bernard Guillochons, Annie Kawecki, (Economie internationale) 4éme, Dunod, Paris 2003 , p 44.

[7] S. Lardic, V.Mignon, Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières, Ed economica, Paris 2002, P36.

[8]Georges Bresson, Alain Pirotte, Econométrie des séries temporelles : théorie et applications, universitaires de France 1998, p 33 .

[10] Engle. R GARCH : the use of ARCH/GARCH models in applied econometrics.journal of Economic Perspectives, 2001,p 15, p 157 p 168.

[11] G. Chevillon, Pratique des séries temporelles, université d'Exford, Londres2004, p37