محاولة دراسة تطايرية وديناميكية سعر الصرف الاسمي- حالة الجزائر-

د.بن قدور علي د.كردودي سهام د. السبتي وسيلة
جامعة بسكرة

مقدمة:

إن النتائج المتوصل إليها باستعمال نماذج الـــ ARMA أظهرت فيما بعد عدة نقاط ضعف، تنطلق من فرضية اعتبار أخطاء هذه النماذج (الاضطرابات) لها محتوى معلوماتي مهمل في مشاركته في تحديد القيم المستقبلية، ومن ثم فإن الصيغ الخطية لهذه النماذج لا تستطيع أن تترجم الصفة الحركية للظواهر المراد نمذجتها، وخاصة الظواهر المالية والنقدية وهذا ما أدى بالباحثين القياسيين إلى إعادة النظر في الفرضيات التي تقوم عليها النماذج السابقة والبحث عن طرق أكثر نجاعة في هذا المجال فاستحدثت بذلك تقنيات النمذجة غير الخطية مثال على ذلك: النماذج الخطية المزدوجة (bilineaires)، نماذج الانحدار الذاتي الاسية وذات الحدود(AR a seuils)، نماذج المتوسطات المتحركة غير المتناظرة (MA-Asymetrique) ونماذج الـــ ARCH ومنه فان نماذج الـــ ARCH (نماذج الإنحدار ذاتي مشروط بعدم تجانس تباين الاخطاء) هي نماذج الهدف منها هو نمذجة التباين (variance)، واكثر استخدامها يكون في نماذج البيانات المالية، لان الاتجاه الحديث لدى المستثمرين لا ينصب فقط على الدراسة والتنبؤ بالعوائد المتوقعة من الاسهم والسندات في اسواق المال، وانما يهتمون ايضا بعنصر المخاطرة او عدم التأكد (uncertainty)، ولدراسة عدم التأكد فنحن بحاجة الى نماذج خاصة تتعامل مع تطايرية (voltaility) قيم أسعار الصرف أو الاسهم عبر سلسلة زمنية او ما يمكن ان نطلق عليه بتباين السلسلة ، والنماذج التي تتعامل مع هذا النوع من التباين تنتمي الى ما يمكن تسميته بعائلة نماذج الـــ ARCH وكما هو معلوم في التحليل القياسي التقليدي ان تباين الحد العشوائي يفترض ان يكون ثابتا عبر الزمن او ما يعرف بفرضية ثبات التباين (homoskedasticity assumption) ، ولكن في البيانات المالية وايضا البيانات الاقتصادية الاخرى غالبا لا يتحقق هذا الشرط حيث يظهر تباين وتقلب مختلف في فترات السلسلة، وهذه الانماط تعرف لدى المحللين الماليين بفترات الهيجان (wild) وعلى ذلك فان تحقق فرضية ثبات التباين في الغالب تكون محدودة جدا، وفي هذه الحالة من الافضل فحص نمط هذا التقلب في التباين، ومعرفة لماذا التباين يعتمد على سلوكه التاريخي او الزمني، وبمصلح اخر ادق: فحص التباين المشروط (conditional variance)للنموذج تحت الدراسة، وليس التباين غير المشروط (unconditional variance)والذي يمثل التنبؤ بالتباين على المدى البعيد

اشكالية البحث

على هذا الاساس جاءت هذه الدراسة بتقديم نموذج للتغير في تطايريه سعر صرف الدينار الجزائري بالنسبة للدولار الامريكي، العملة الاوربية الموحدة اليورو، الجنيه الاسترليني، الين الياباني من سنة 2009إلى سنة 2016من ملاحظات زمنية أسبوعية، وهذا باستعمال نماذج الـــ ARCH.مما سمح لنا من مقارنة النماذج المتناظرة والغير المتناظرة، كما تعرضنا إلى تقديرات التطايرية، ومقارنة مجالات الثقة الناتجة عن استعمال مختلف هذه النماذج للتقدير داخل وخارج العينة، وهذا الجانب يجلب إهتمام خاص في مجالات إدارة المحافظ والمخاطر الناتجة عن التقلبات في سعر الصرف.

ومنه تبرز اشكالية البحث كالتالي: ماذا تضيف نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس تباينات الاخطاء في نفسير ديناميكية سلوك سعر الصرف الاسمي وللإجابة على هذه الاشكالية تم طرح الفرضيات التالية:

فرضيات البحث

1. نعتمد على نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس تباينات الاخطاء في نفسير سلوك سعر الصرف الاسمي في حالة ما أثبتت وجودها لان نتائجها افضل من تلك المتحصل من النمذجة الخطية للسلاسل الزمنية التي تنطلق من فرضية اعتبار ان الاخطاء لها محتوى معلوماتي مهمل في مشاركته في تحديد القيم المستقبلية وهي بذلك مخالفة لهذه الفرضية .
2. يمكن التنبؤ بسعر الصرف الاسمي باستخدام سيرورة الانحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس تباينات الاخطاء، مع تحديد شكل الاخطاء هذا الاخير يعتمد على المعايير الاحصائية والرياضية من اجل تقييم المسار التنبؤي.

أقسام البحث: للإجابة على السؤال المطروح تم تقسيم البحث إلى ثلاث محاور:

المحور الاول : سيرورة الإنحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس تباينات الأخطاءARCH؛

المحور الثاني : تطور سياسة الصرف في الجزائر؛

المحور الثالث: الدراسة التطبيقية؛

1.سيرورة الإنحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس تباينات الأخطاءARCH

إن دور صفة "عدم التأكد في تحديد حركية سلوك مختلف المتغيرات الإقتصادية الحديثة، خاصة في مسائل المالية، جعل النظريات الإقتصادية القياسية تعطيه قدرا من الأهمية بدءاً بإستخدام المتوسط الشرطي بدلا من المتوسط غير الشرطي في نماذج ARMA، هذه الصفة الإضافية من شأنها أن تساهم في تحسين التبؤات الناتجة عن هذه النماذج المختلطة، و للتفرقة بين هذين المفهومين ندرج المثال التالي:

إذا إعتبرنا السيرورة التالية:

$$AR\ (1): Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث ε_t هي تشويش أبيض، فإن المتوسط الشرطي يكون معطى بـــــ: $E(Y_t/Y_{t-1}, Y_{t-1} \dots) = \emptyset_1 Y_{t-1}$بينما يكون المتوسط غير معدوم.

بعد ذلك تطورت هذه الفكرة لتشمل العزوم من الدرجة الثانية، حيث أشار Engle سنة 1982 إلى أهمية استعمال مفهوم التباين غير الشرطي في تحسين القيام التنبؤية، لأنه بينما يبقى هذا الأخير ثابتا بتغير الزمن فإن التباين الشرطي للسيرورة يمكن أن يترجم العلاقة بين المشاهدات Y_t، و المشاهدات السابقة Y_{t-1}. فإذا أخذنا المثال السابق، يكون التباين الشرطي للسيرورة $AR\ (1)$ من الشكل:

$$V(Y_t/Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) = ((Y_{t-1} - E(Y_t/Y_{t-1}, Y_{t-2} \dots .)))^2/(Y_{t-1}, Y_{t-2} \dots)$$

بينما يكون التباين غير شرطي هو: $V(Y_t) = \sigma^2/(1 - \phi_1)$

كل هذه المبادئ كانت بساط لصياغة النماذج ARCH (نماذج إنحدار ذاتي مشروطة بعدم تجانس تباينات الأخطاء).

1. 1.تقديم السيرورة ARCH

تعتمد السيرورة ARCH على المعالم الداخلية للتباين، أي بإنشاء مظهر العشوائية في معادلة التباين، و من أجل توضيح شكل السيرورة ARCH نقدم مثالا عن النموذج $AR(p): \phi(\beta) y_t = \varepsilon_t$

حيث: ε_t إبتكارة (تجديدة) السيرورة (L'innovation du processus).

مع أن: $\varepsilon_t = \mu_t * h_t^{1/2}$ ، و h_1 مستقل عن $\varepsilon_t; \mu_t$ تشويش أبيض ذو وسط معدوم و تباين موحد و مستقل عن الماضي لـــــ $\boldsymbol{\varepsilon_t}$.

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{p} \alpha_i * \varepsilon_{t-1}^2 \dots \dots . (1)$$

مع شرط إيجابية المعالم : $\alpha_0 > 0;\ \alpha_i \geq 0, \forall i$

السيرورة AR يطلق عليها نماذج الإنحدار الذاتي مع أخطاء ARCH و يرمز لها بـــــ $\varepsilon_t \rightarrow ARCH\ (q)$

1.العزوم الغير شرطية

بتعريف ε_t عبارة عن سيرورة مركزة مترابطة (centre corrélé) مع التباين الشرطي δ_t^2 المتغير في الزمن، أي أن الوسط و التباين يعطيان بالشكل التالي:

$E(\varepsilon_t) = E(\mu_t h_t) = E(\mu_t) * E(h_t) = 0$ لان $V(\varepsilon_t) = \delta_\mu^2, E(\mu_t) = 0$

نلاحظ أن الوسط و التباين الغير الشرطي مستقلين عن الزمن (ثابتين).

2. العزوم الشرطية

في هذه الحالة فإن الوسط يعطى بالشكل التالي:

$$E\left(\frac{\varepsilon_t}{\Psi_{t-1}}\right) = E(\mu_t) + E\left(h_t^{\frac{1}{2}}\right) = 0$$

حيث أن: $\Psi_{t-1} = (\varepsilon_{t-1}, s > 0)$تحتوي على مجموعة من المعلومات الماضية.

و شكل التباين يكون: $V\left(\frac{\varepsilon_t}{\Psi_{t-1}}\right) = h_1 = \delta_t^2$

يبقى الوسط معدوم على عكس التباين فهو دالة على مجموعة من المعلومات الماضية.

2.1.خصائص نموذج ARCH

من أجل توضيح خصائص نموذج ARCH، نأخذ سيرورة AR(1) بأخطاء ARCH (1)

ليكن : $y_t \rightarrow AR(1), y = \emptyset_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ حيث: $\varepsilon_t \rightarrow \text{ARCH}\left(1\right)$

$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$ و $\varepsilon_t = \mu_t * h_t^{1/2}, \mu_t \rightarrow N(0,1)$

أي أن: $\varepsilon_t = \mu_t \sqrt{\alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2}$

- الوسط و التباين الغير شرطي.

$$E(\varepsilon_t) = E\left(\mu_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2}\right) = E(\mu_t) E\left(\sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2}\right) = 0$$

$$V(\varepsilon_t) = V\left(\mu_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2}\right) = E(\varepsilon_t^2) - (E(\varepsilon_t))^2 = E\left(\mu_t^2 (\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2)\right)$$
$$= E(\mu_t^2) E(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2) = \alpha_0 + \alpha_1 E(\varepsilon_{t-1}^2) = \alpha_0 / 1 - \alpha_1$$

لأن: $E(\ \ ^2_{t-1}) = (\varepsilon_t^2) = V(\varepsilon_t)$

من أجل وجود $V(\varepsilon_t)$ يجب أن تكون $\alpha_0 > 0$، الشرط العمومي لـــــ $ARCH(p) : \sum \alpha_i < 1$ (شرط الإستقرارية).

- الوسط و التباين شرطي لـــــ ARCH(1)

$$E\left(\frac{\varepsilon_t}{\varepsilon_{t-1}}\right) = E(\mu_t)E\left((\alpha_0 + \alpha_1)^{\frac{1}{2}}\varepsilon_{t-1}^2\right) = 0$$

$$V\left(\frac{\varepsilon_t}{\varepsilon_{t-1}}\right) = E(\varepsilon_t^2/\varepsilon_{t-1}) - (E(\frac{\varepsilon_t}{\varepsilon_{t-1}}))^2 = E(\mu_t^2 h_t) = E(\mu_t^2)h_t = h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2$$

التباين يتحرك مع الزمن (غير ثابت).

- التباين المشترك لـــــ ARCH(1)

$$\mathrm{COV}\left(\frac{\varepsilon_t\varepsilon_{t+k}}{\varepsilon_{t-1}}\right) = 0$$

لا يوجد ترابط بين القيم المستقبلية للإبتكارة (L'innovation).

ملاحظـــــة:

KURTOSIS هي السيرورة ARCH تعطى بالشكل التالي:

$$K = E(\varepsilon_t^4)/(E(\varepsilon_t^2))^2 = 3(1-\alpha_1^2)/1-3\alpha_1^2$$

وتكون دائما أكبر من 3 (قيمة تخضع للقانون الطبيعي).

- توزيع الأخطاء

التوزيع الشرطي لسيرورة ε_t يتبع التوزيع الشرطي للقانون الطبيعي $\varepsilon_t/\Psi_{t-1} \to N(0,h_t)$

3. 1.كشف أثر ARCH

1-إختبار ARCH

يركز هذا الإختبار على مضاعف لاغرانج Multiplication LAGRANGE)، $LM \to x^2$، تحت الفرضية:

$$H_0: a_1 = a_2 \dots\dots = a_p = 0$$

يوجد على الأقل واحدة من a غير معدوم :H_1

إن قبول هذه الأخيرة يبين وجود أثر ARCH.

نعرض كيفية هذا الإختبار فيما يلي:

ليكن نموذج AR(p) مع أخطاء ARCH:

$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \emptyset_2 B^2 - \cdots - \phi_p B^p$ بحيث : $\phi(B)y_t = \varepsilon_t$,

بعد تقدير المعالم نقوم بحساب مايلي:

- حساب البواقي $(\hat{\varepsilon}_t)^2$.
- تقدير المعالم الإنحدار $\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p}\alpha_i\hat{\varepsilon}_t^2$ ، حيث p يمثل التأخيرات المعنوية (عدد التأخيرات 3 على الأقل).
- حساب إحصاءة مضاعف لغرانج $LM \to n * R^2$ حيث n عدد المشاهدات و R^2 معامل التجديد للمعادلة السابقة.
- عندما تكون $LM < x^2(p)$ نرفض H_0 ونقول نحن في حالة نموذج من ARCH.

و هناك طريقة أخرى لكشف وهي قراءة أو ملاحظة Correlogram إحصاءة Q (إختبار PORTMENTEAU).

3-طريقة التقدير.

هناك ثلاث طرق لتقدير النماذج ذات الأخطاء تتميز بخاصية عدم تجانس التباين للأخطاء هي:

- تقدير من فئة المعقولية العظمى (MV).
- تقدير المعقولية العظمى الزائفة (PMV).
- تقدير عن طرق المرحليتين (Estimateurs en deux étapes).

لكننا سنكتفي بطريقة المعقولية العظمى الزائفة (PMV) ، التي نلخصها فيمايلي:

يرمز للمعقولية العظمى الزائفة (PMV)، و يكون الشكل اللوغاريتمي للمعقولية الشرطي كأتي:

$$L_t = -\frac{1}{2}\log(2\Pi) - \frac{1}{2}\log h_t - \frac{1}{2}\varepsilon_t^2 . h_t^{-1} \dots\dots (2)$$

حيث: $\varepsilon_t / \Psi_{t-1} \to N(0, h_t)$ ، $h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} {}_i\vartheta_{t-1}^2$

يعطى اللوغاريتم المعقولية الكلية:

$$L_t = -\frac{N}{2}\log(2\Pi) - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{n}\log(h_t) - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{n}(\varepsilon_t^2 . h_t^{-1})$$

لنحصل على شعاع معالم المقدرة لتباين الشرطي بعد تطبيق شرط الدرجة الأولى من التعظيم للدالة لوغاريتم المعقولية العظمى.

2.تطور سياسة الصرف في الجزائر

لقد تم إعداد سعر صرف الدينار لمدة طويلة، كعنصر يستفيد من الاستقرار في إطار المنظومة الاقتصادية الجزائرية، وقد كان هذا الاستقرار ضروريا بالنظر إلى المرحلة التي عرفها الاقتصاد الوطني.

1.2. أنظمة الصرف المطبقة:

بعد خروج الجزائر من منطقة الفرنك الفرنسي في أكتوبر 1963، عملت على تطبيق نظام الرقابة على الصرف مع جميع الشركاء التجاريين المتعاملين معها، مما سهل عملية تسيير العملة، هذا بالإضافة إلى أن السلطات النقدية إمتنعت عن فكرة تخفيض القيمة الخارجية للدينار، ومن هذا المنطلق سوف نتعرض لمراحل تطور الصرف في الجزائر حميدات محمود (2000)

1.1.2.نظام الثبات (1964-1987)

خلال هذه الفترة، عرفت الجزائر، نوعان من أنظمة الصرف، النوع الأول هو نظام تعادل الصرف الثابت، أما الثاني هو نظام التسعير الذي يعتمد على الترجيح.

1. مرحلة تكافؤ الصرف الثابت 1964-1973

في سنة 1964، وبعد خروج الجزائر من منطقة الفرنك الفرنسي، أصبح الدينار هو العملة الرسمية للبلاد، وحسب قانون 64-11. (Journal Officiel de la république algérienne du 10/04/1964)،حدد الدينار بنسبة معينة من الذهب مقدارها 0,18 غرام، وقد بقي سعر صرف الدينار ثابتا مقابل الفرنك الفرنسي وذلك إلى غاية سنة 1969 تاريخ تخفيض قيمة الفرنك الفرنسي مقابل الدولار الأمريكي بنسبة 11,10%، واستمرار ارتباط الدينار الجزائري بالفرنك الفرنسي، رغم أن الدينار لم يتبع الفرنك عند تخفيضه.

كان من شأن هذا الارتباط أن عرف الدينار انخفاضا مستمرا، مقابل أهم عملات البلدان التي تتعامل مع الجزائر تجاريا، وذلك نتيجة الضعف المتواصل للفرنك الفرنسي، ومع انهيار نظام بروتون وودز المبني على أساس ثبات أسعار الصرف

وإقرار مبدأ تعويم أسعار صرف العملات، وعدم ربطها بالذهب (Benssad HOCIENE(1993 . فأخذت الجزائر بنظام جديد لتسعيرة الدينار.

2. مرحلة نظام الترجيح 1974-1987: بعد انهيار نظام بروتزن وودز، وتعميم تعويم العملات، لجأت السلطات النقدية الجزائرية منذ سنة 1974 إلى استعمال نظام صرف يربط الدينار الجزائري بسلة مكونة من 14 عملة*، وذلك قصد الاحتفاظ على استقراره، وكذا استقلاليته عن أية عملة من العملات القوية أو منطقة من المناطق النقدية، هذا بالإضافة إلى سعي السلطات النقدية آنذاك، إيجاد نظام تسعيرة يتفادى السلبيات التي عرفها نظام الصرف في المرحلة السابقة، ويتم تحديد الدينار الجزائري خلال هذه المرحلة، على أساس سلة العملات من ضمنها الدولار الأمريكي، والذي يعتبر عملة المرور (Monnaie de passage) (المادة 04 المعدلة لاتفاقية ال" FMI "). منحت لكل عملة ترجيحا محددا على أساس وزنها في التسديدات الخارجية كما تظهر في ميزان المدفوعات.

.2.1.2. التسيير الآلي لسعر الصرف 1987

1.الإنزلاق التدريجي

قامت هذه الطريقة على تنظيم انزلاق تدريجي ومراقب، حيث انتقل سعر صرف الدينار من 4,947دج / 1 $ في نهاية سنة 1987 إلى 17,142دج /1 $ في نهاية مارس 1991.ولقد استمر سعر صرف الدينار بنسبة 22% بالنسبة للدولار، واصل استقراره حول هذه النسبة لغاية شهر مارس 1994، ولكن قبل إبرام الاتفاق الجديد مع صندوق النقد الدولي، أجرى تعديل طفيف لم يتعد نسبة 10%، وكان هذا القرار تهيئة لقرار التخفيض الصريح الذي اتخذه مجلس النقد والقرض بتاريخ 1994/04/10 بتخفيض نسبة 40,17% وعلى ضوء هذا القرار أصبح سعر صرف الدينار بـــ 36,742دج/$ .HADJ NACER Abderrahmane(1990)

2. جلسات التثبيت

حيث يسمح هذا النظام بما يلي (Media Bank1994):

1. تحديد سعر صرف الدينار بالمناقصة
2. تعزيز قابلية تحويل الدينار في إطار سعره الرسمي
3. خفض الدينار على مستوى السوق الموازية

أما طريقة العمل بهذا النظام، فتنظم حصص يومية لهذا الغرض من قبل البنك المركزي الذي يأخذ بعين الاعتبار بعض المعايير مثل تحويل الموارد الناتجة عن تصدير المحروقات، احتياطات الصرف، وطلبات البنوك الأولية، وهذا قبل تحديد المعدلات الدينار القصوى، والتي من خلالها يقبل التخلي عن العملة الصعبة لصالح البنوك التجارية، يمكن لحصص التثبيت أن تتم في دورة واحدة أو عدة دورات، وهذا حسب تلبية عرض البنك المركزي، أولا للطلب المعبر عنه في السعر الأولي، والذي حسبه تصدر أوامر الشراء، سعر التوازن المحدد خلال الحصة هو صالح لكل الصفقات في ذلك اليوم، امتد هذا النظام من 1994/10/01 إلى غاية 1995/12/31،ومما ساعد على هذا النظام الجديد هو Instruction N°79-95) du 27/12/1995):

- نجاح برنامج الاستقرار والتحكم في الوضع النقدي
- إتجاه معدلات التضخم نحو الانخفاض

3.سوق الصرف ما بين البنوك

أصدر بنك الجزائر بتاريخ 1995/12/23 لائحة رقم 95-08، تتضمن إنشاء سوق صرف ما بين البنوك، يتدخل فيها يوميا جميع البنوك بما فيها بنك الجزائر والبنوك الأولية والمؤسسات المالية الأخرى من أجل بيع وشراء العملات الأجنبية القابلة للتحويل، مقابل الدينار الجزائري، وقد أجريت أول الصفقات في 1996/10/02 .(محمد بلقاسم حسن بهلول،)

2.2.تعديل سعر صرف الدينار وإختلال التوازنات الكلية

إن تدهور التوازنات الإقتصادية الكلية جعلت الجزائر تدخل في إصلاحات هيكلية وإعادة تعريف جديد لآليات السياسة الإقتصادية للوصول إلى الإستقرار على مستوى الإقتصاد الكلي، في هذا الإطار تم تعديل سعر الصرف ويرجع تخفيض قيمة الدينار، إلى عدة عوامل موضوعية أهمها مايلي:

1. المغالاة في قيمة الدينار

نقول عن عملة بأنها مقدرة أكبر من قيمتها الحقيقية، عندما يكون سعرها الرسمي يفوق سعرها في السوق الحر، ما يمكن إستخلاصه من الإحصائيات حول سعر الإسمي والحقيقي في الجزائر نستنتج ما يلي:

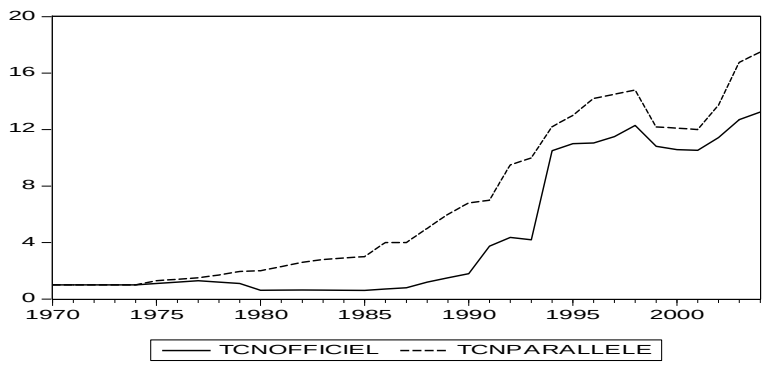
1. سعر الصرف الرسمي للدينار خلال هذه الفترة كان مقيما بقيمة مرتفعة عن قيمته الحقيقية (تسعير إداري)، فهو لا يعكس في أي لحظة تغيرات الأسعار المحلية والأجنبية، حيث ارتفعت نسبة الارتفاع في التقييم من 32,85% سنة 1971 إلى 60,67% سنة 1990

2.تطور سعر الصرف الحقيقي، يبين أنه يجب أن يكون هناك تخفيض في السعر الاسمي للدينار، ومعدل التخفيض يرتفع كلما إرتفع فرق التضخم بين الجزائر وشركائها التجاريين

3.تغيرات سعر الصرف الحقيقي تتوقف في حيز كبير على عاملين، إيرادات الصادرات النفطية (عرض العملات الصعبة)، وسياسة الإنفاق أو الواردات (الطلب على العملات الصعبة)

4.سعر الصرف في السوق الموازي يعكس حقيقة القوة الشرائية للدينار، حيث أنه في السوق الموازي، يتحدد حسب العرض والطلب، ويأخذ بعين الاعتبار علاوة الخطر، لأن الرقابة على الصرف آنذاك تمنع بيع وشراء العملات الصعبة، دون إذن البنك المركزي

الشكل(1):تطور سعر الموازي والرسمي في الجزائر(1970-2010)



Source(1) :World Tables Presse Nationale 1988(1970-1988)

Source(2) : Revue Algérienne d'economie et de gestion Universite d'Oran.Mai1997(1989-1994)Taux officiel – taux parallèle FMI / IFS Statistiques financières internationales et banque d'Algérie (1997-2004). Taux officiel

حسابات شخصية حسب البيانات المتوفرة من تقارير المجلس الوطني الإقتصادي« CNES » والإجتماعي 1998-2010

سعر الصرف الرسمي والموازي باليورو بداية 1999-2004، من تقارير التحويل من اليورو إلى الفرنك الفرنسي المبلغ باليورو ÷ معدل الصرف الخاص بالفرنك (6,55957) والنسبة (6,55957 مأخوذة من بنك الجزائر من بين سلة البورو 2010).

2. احتلال المدفوعات الدولية:

تعود الأزمة التي تعرفها الجزائر في ميدان المدفوعات الخارجية إلى سنة 1986، غير أن جذورها الحقيقية تمتد إلى بداية الثمانينات((Hocine Benissad,(1994))، والجدول التالي يبين ذلك

الجدول (1) تطور مؤشر ميزان المدفوعات (1982-1989) الوحدة 10^9\$

1989	1988	1987	1986	1985	1984	1983	1982
-0,7	-0,8	-0,3	-1,5	1,2	-0,4	-0,5	-1,1

Source : WDI de la banque mondiale 1999 et banque d'Algérie, 1999

يلاحظ من خلال الجدول (1) أن مؤشر ميزان المدفوعات سجل عجزا مستمرا خلال الفترة الممتدة من 1982 إلى 1989، بغض النظر عن سنة 1985، أين سجل فيها فائض بمقدار 1,2مليار دولار، والذي تزامن مع تسجيل فائض في الميزان التجاري، نتيجة لزيادة مداخيل المحروقات، والمفسر بارتفاع قيمة الدولار، ومنه فإن توازن ميزان المدفوعات الجزائري متعلق أساسا حسب بعض الاقتصاديين بمداخيل المحروقات، التي تمثل 95% من الصادرات الوطنية، ويتجلى ذلك حسب نظرهم من خلال سنة 1986، عندما انخفضت أسعار البترول بنسبة عامة هي 50% مع انخفاض في قيمة الدولار عن قيمته في سنة 1980 بنسبة 40%، وقد تضررت من جراء ذلك منظمة OPEC بقيمة 60 مليار دولار حيث سجل ميزان المدفوعات أكبر عجز بالمقارنة مع السنوات السابقة، إذ قدر بـــ 1,5مليارد‌ولار هذا العجز ناتج أساسا من عجز الميزان التجاري، والذي تدهور هو الآخر بـــ 11,8مليار دولار، إلا أن حقيقة الأمر تنافي هذه الفرضية، ارتباط توازن ميزان المدفوعات بالميزان التجاري، إذ لم يسجل هذا الأخير أي عجز ، ما عدا سنة 1986 بل فائض في اتجاه التناقص (المجلس الإقتصادي والإجتماعي « CNES » التقرير الظرفي للسداسي الأول لسنة 2004)

3. المديونية

تعد أزمة الديون الخارجية من أخطر القضايا التي تواجه مجموعة الدول النامية في نضالها الراهن ضد التخلف والتبعية، وفي سعيها نحو تحقيق التنمية الاقتصادية ورفع مستوى معيشة شعوبها، وقد باتت هذه الأزمة من أهم القضايا التهابا، وتعقيدا في العلاقات الاقتصادية الدولية لتلك الدول، وأنها أصبحت تشكل خطرا حقيقيا على جهود التنمية الاقتصادية لعدد كبير من الدول، حيث أصبحت هذه الأخيرة مجبرة على تخصيص جانب كبير ومتزايد عبر الزمن من مواردها الوطنية لخدمة الأعباء المتراكمة لهذه الديون ((Bourbonnais Régis(2015))

إن المتتبع لمسار الديون الخارجية الجزائرية يظهر أن جذورها تمتد إلى بداية تطبيق المخططات التنموية أي بداية السبعينات، حيث وإن كانت مستحقاتها لا تمثل خطرا على الوضعية المالية الخارجية، فإن الشيء الذي لا يدعو إلى الارتياح هو النمو المطرد لأعباء الديون الخارجية وخدماتها.

محاولة دراسة تطايرية وديناميكية
سعر الصرف الاسمي- حالة الجزائر-

وتبين الاحصائيات الاستقرار النسبي للمديونية الخارجية، بالنظر إلى حرص الحكومات آنذاك على اعتبار مسألة تسيير مشكلة المديونية من أولويات أي سياسة اقتصادية نظرا لأهميتها، وخطورتها على الاستقلال الاقتصادي للجزائر. لكن الأزمة المالية التي ضربت الجزائر إثر ما يسمى بالصدمة البترولية المعاكسة سنة 1986، جعلت مسألة تسيير أزمة المديونية تطفو على السطح، وتطرح نفسها كأولوية لأي برنامج حكومي يهدف إلى تحقيق النمو الاقتصادي، فأدى ذلك إلى الارتفاع المستمر للديون الخارجية المتوسطة والطويلة الأجل، أما الديون القصيرة الأجل عرفت استقرارا نسبيا منذ سنة 1986، وذلك بعد الارتفاع الهام الذي لوحظ خلال تلك السنة، لكنها سجلت انخفاضا محسوسا سنة 1992 بسبب التنظيمات المعمول بها، والهادفة إلى الحد من استعمال القروض القصيرة الأجل.

3. الدراسة التطبيقية.

فبعد عرضنا في الفقرة السابقة تطور سياسة الصرف في الجزائر فمحاولتنا في هذه الفقرة هي تطبيق نماذج الـــ ARCH على متغيرة سعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري بالنسبة لأربعة عملات رئيسية : الدولار الأمريكي ، العملة الأوربية الموحدة (اليورو) ، الجنيه الإسترليني و الين الياباني ،وللإجابة على الإشكالية المطروحة سلفا سندعم الصيغة الرياضية بنموذج انحدار ذاتي مشروط بعدم تجانس و ثبات الأخطاء ARCH و بالتالي سنحاول التنبؤ بظاهرة سعر الصرف الاسمي في الجزائر من خلال النموذج الأمثل الذي يفسر السلاسل الزمنية محل الدراسة .

و لهذا ستكون منهجية البحث كالتالي :

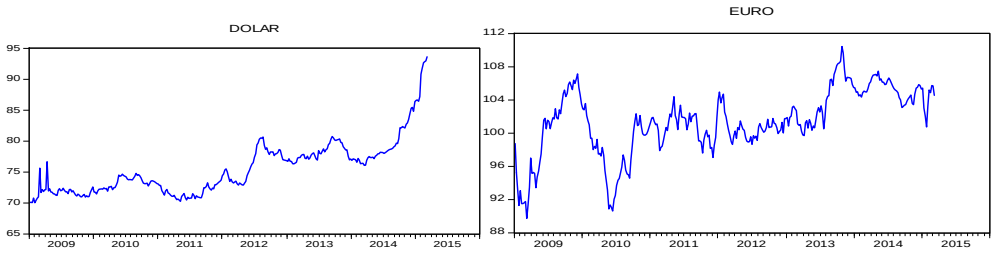
1. تحليل السلاسل الزمنية الأسبوعية للعملات الأربعة بالنسبة لسعر صرف الدينار .
2. نمذجة السلاسل الأسبوعية للعملات الأربعة .
3. تطبيق نموذج انحدار ذاتي مشروط بعدم ثبات تباين الأخطاء ARCH .

1.3. تحليل السلاسل الزمنية الأسبوعية لسعر الصرف الاسمي:

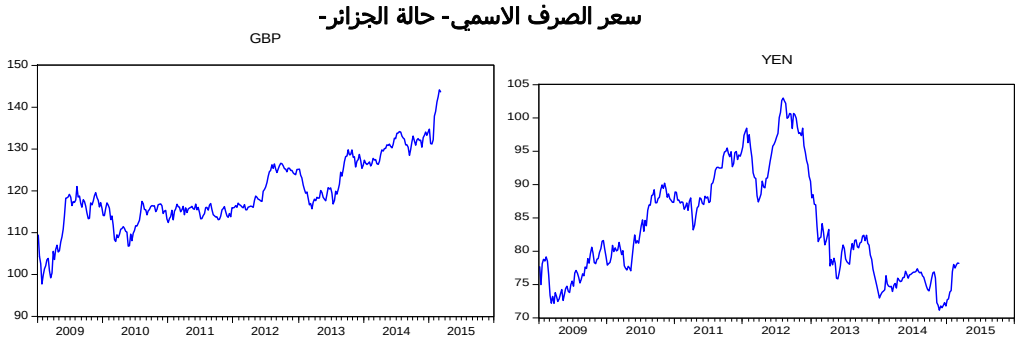
إن السلاسل المقدمة تعبر عن التذبذبات في سعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري مقابل أربع عملات رئيسية هي : الدولار الأمريكي ، العملة الأوروبية الموحدة (يورو) ، الجنيه الإسترليني ، الين الياباني .

ومنه فإن السلاسل المقدمة مأخوذة أسبوعيا بسعر الشراء للدينار الجزائري بالنسبة لسعر الإغلاق في سوق الصرف ما بين البنوك Marché Des changes Interbancaire .إن عينة الدراسة مأخوذة للفترة (1-2009 إلى 3-2016) من طرف مديرية معالجة العمليات للأسواق التابعة لبنك الجزائر .

الشكل(3) سلاسل اسعار الصرف العملات الاربعة محل الدراسة



محاولة دراسة تطايرية وديناميكية
سعر الصرف الاسمي- حالة الجزائر-



المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مستخرجات Eviews 8.0

1.1.3.اختبار الجذر الأحادي :

الجدول (3) : Test ADF اختبار ADF الصاعد من جانفي 2009 إلى مارس 2016 :

Prob – RU	ADF(t)	Lag Mic	Variable
[0.9941]	-2.232326	2	Ldollar
[0.7947]	0.385427	1	Leuro
[0.9671]	1.499308	1	Lgbp
[0.6851]	0.009833	1	Lyen

المصدر : من اعداد الباحثان بالاعتماد على مستخرجات Eviews 8.0

تظهر النتائج في الجدول (3) أن القيمة المحسوبة أكبر من القيم الحرجة الجدولية كما يظهر احتمال وجود جذر أحادي أكبر و منه قبول الفرضية العدمية و بالتالي فإن المتغيرات محل الدراسة (Ldollar ; Leuro ; Lgbp ; Lyen) غير مستقرة و لإرجاعها مستقرة نطبق عليها الفروق من الدرجة الأولى .

الجدول (4): Test ADF 2^{eme} dff

Prob – RU	ADF(t)	Lag Mic	Variable
[0.0000]	-4.025346	9	∇Ldollar
[0.0000]	-10.22383	12	∇Leuro
[0.0000]	-3.654600	13	∇Lgbp
[0.0000]	-4.555224	9	∇Lyen

المصدر من اعداد الباحثان بالاعتماد على مستخرجات Eviews 8.0

تظهر النتائج في الجدول (4) أن المتغيرات محل الدراسة مستقرة من الدرجة الأولى

2.1.3.التحليل الوصفي و اختبارات التوزيع الطبيعي للسلاسل محل الدراسة :

لتوضيح خصائص توزيع السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة لأسعار صرف مختلفة (Ldollar ;Leuro ;Lgbp ;Lyen) نقدم في الجدول التالي كل فيما لمعلمات توزيع عوائد أسعار الصرف .

الجدول (5) : معلمات توزيع عوائد أسعار الصرف

Lyen	Lgbp	Leuro	Ldollar	Stat
83.34938	119.5839	101.3968	75.45241	Mean
81.15000	117.4600	101.5200	74.41000	Median
102.9900	144.1600	110.4500	93.63000	Maximum
71.15000	97.73000	89.75000	70.05000	Minimum

8.087018	8.206773	3.906213	4.343002	Ecart-type
0.570872	0.256652	-0.629728	1.429436	Skewness
2.238615	3.080509	3.358504	5.907675	Kurtosis

المصدر : من اعداد الباحثان بالاعتماد على مستخرجات Eviews 8.0

في مرحلة ثانية سنحاول ما إذا كانت السلاسل الزمنية لها خصائص التوزيع الطبيعي ، من أجل هذا يمكننا الاستعانة بالاختبارات التالية : Skewness ;Kurtosis ; Jarque-Bera

الجدول (6) :نتائج اختبارات Skewness ;Kurtosis ; Jarque-Bera

Lyen	Lgbp	Leuro	Ldollar	Tests
1.58211831	1.88599933	-4.627918967	10.50418854	T.Skewness
-2.797507121	0.29580895	1.317227806	10.68348013	T.Kurtosis
-1.001211235	0.00213124	1.02365214	10.23565684	T.J-Bera

المصدر : من اعداد الباحثان بالاعتماد على مستخرجات Eviews 8.0

2.E. نمذجة السلاسل الزمنية لسعر الصرف الاسمي

سنحاول في هذا الجزء نمذجة السلاسل الأربعة لسعر الصرف الاسمي (ldollar ; leuro ; lgbp ;lyen) و الممتدة من الفترة جانفي 2009 إلى مارس 2016 و هذا بعد مراحل التمييز و التقدير و التشخيص

1.2.3. مرحلة تمييز و تقدير وتشخيص النماذج المعرفة للسلاسل الأربعة

مرحلة تمييزARMA نعني تحديد الدرجات من خلال قراءة الـــ correlogram لدوال الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئية للسلسة مع تأخير 30 ومحدودية $\pm 2/\sqrt{1461}$ في هذه المرحلة يمكن أن نميز مجموعة من النماذج حسب الحذف أو إضافة التأخيرات 11ل انحدارية ليكزن اختيارنا على النماذج التالية:

تمييز النموذج المعرف للسلسلة ldollar :

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(4)	-0.681561	4.911213	-12.39841	0.0000
MA(5)	-3.708031	5.891206	-3.708031	0.0000
Mean dependent var	0.458691	S.D. dependent var		0.000000
S.E. of regression	7.01E-13	Akaike info criterion		3.277642
Sum squared resid	1.77^{E}-22	Schwarz criterion		3.312776
Log likelihood	-811.6218	Hannan-Quinn criter.		-53.11970
Durbin-Watson stat	2.000688			

تمييز النموذج المعرف للسلسلة leuro:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(4)	-0.800385	4.912563	-18.95582	0.0000
MA(1)	-0.196634	5.895214	-4.718342	0.0000
Mean dependent var	1.000000	S.D. dependent var		0.000000
S.E. of regression	0.956325	Akaike info criterion		-3.326856

			6
Sum squared resid	1.776325	Schwarz criterion	3.411869 2
Log likelihood	-927.4494	Hannan-Quinn criter.	3.236524 1
Durbin-Watson stat	2.000688		

تمييز النموذج المعرف للسلسلة lgbp :

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(3)	0.156855	0.002315	-3.113212	0.0000
MA(1)	-0.970592	0.003265	-49.21215	0.0000
Mean dependent var	1.000000	S.D. dependent var		0.000000
S.E. of regression	0.986521	Akaike info criterion		3.307091
Sum squared resid	0.965845	Schwarz criterion		3.361190
Log likelihood	-918.9855	Hannan-Quinn criter.		3.236598
Durbin-Watson stat	2.006968			

تمييز النموذج المعرف للسلسلة lyen :

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(5)	-0.231324	0.325635	0.895238	0.0000
MA(2)	0.434112	0.005263	3.259788	0.0000
Mean dependent var	1.000000	S.D. dependent var		0.000000
S.E. of regression	0.985632	Akaike info criterion		3.530071
Sum squared resid	0.958234	Schwarz criterion		3.361190
Log likelihood	-971.9729	Hannan-Quinn criter.		3.573031
Durbin-Watson stat	2.000000			

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مستخرجات Eviews 8.0

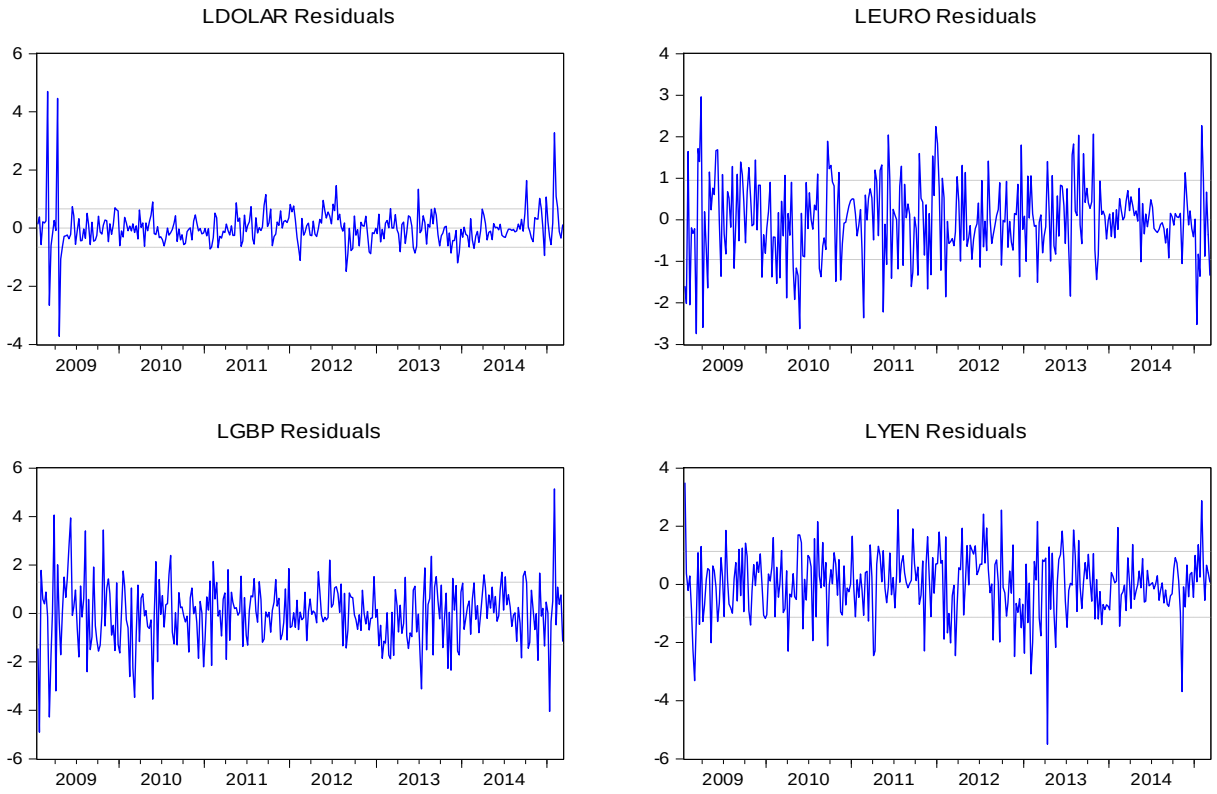
2.2.3.مرحلة تشخيص النماذج المقدرة (تحليل البواقي) :

نقوم في هذه المرحلة بتحليل سلاسل البواقي وذلك من خلال فروقات الاختبارات المقترحة وحساب هذه الاختبارات .

Yen/dinar	Gbp/dinar	Euro/dinar	Dolar/dinar	الاحصائية
0.0099298	0.004673	0.001477	0.003284	Moyenne
0.035440	0.022351	0.000264	0.018225	Mediane
0.154301	0.186569	0.116171	0.075752	Maximum
-0.224154	-0.199880	-0.087676	-0.235366	Minimum
0.096123	0.068307	0.038467	0.057302	Ecart-type
-0.570672	-0.256652	0.629728	-1.429436	Skewness

2.238615	3.080501	3.358504	5.907675	Kurtosis
25.33359	3.633260	23.07775	223.7814	Test jarque bera
1573.25	7268.3	1139.84	7031.15	Test goodness
2.030	2.143	1.964	2.397	Kolmogorov smi
4.48	0.0038	0.0026	0.0023	Von neumann

ومنه يتبين أنه يتم رفض فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي (H_0) عند مستوى معنوية 5 وبالتالي لدينا السلاسل الزمنية لبواقي المعادلات للنماذج المقترحة والمقدرة لاسعار الصرف للعملات الاربعة.



المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مستخرجات Eviews 8.0

3.3.إقتراح نموذج إنحدار ذاتي مشروط بعدم تجانس تباين الاخطاء ARCH :

النماذج من نوع (Autorégressive conditionnel Heteroscdasstticity)تسمح بنمذجة السلاسل المالية الشديدة التذبذب في أغلب الاوقات التي تتميز بسرعة التقلبات الانية المرتبطة بالماضي بالاضافة الى ذلك فهي تمكننا من إعداد تنبؤات ديناميكية للسلاسل الزمنية من حدود المتوسط والتباين.

1.3.3.كشف ARCH

1.إختبار white: والذي يقارن إحصائية LM والتي تساوي $n*R^2$ بكاي تربيع عندp درجة الحرية بمستوى معنوية 0.05 حيث أن: n وR^2 هما على التوالي عدد المشاهدات ومعامل التحديد للانحدار.

$$\varepsilon_t^2 = \varpi + \alpha_1 ldolar_{t-1} + \beta_1 ldolar_{t-1}^2 + \alpha_3 + ldolar_{t-3} + \beta_3 ldolar_{t-3}^2 + \lambda_1 \varepsilon_{t-1} + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_2 \varepsilon_{t-2} + \gamma_2 \varepsilon_{t-2}^2 + v_t$$

الجدول (7) تحدير مجموع مربعات البواقي $\boldsymbol{\varepsilon_t^2}$

بواقي سلسلة dolar/da

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	367.9177	Prob. F(1,321)	0.0000
Obs*R-squared	172.4987	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Scaled explained SS	16.56466	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 05/16/16 Time: 17:29
Sample: 1/04/2009 3/06/2016
Included observations: 376

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.772424	0.013962	55.32421	0.0000
RESID01^2^2	796.7526	41.53824	19.18118	0.0000

R-squared	0.534052	Mean dependent var	0.820226
Adjusted R-squared	0.532600	S.D. dependent var	0.361133
S.E. of regression	0.246894	Akaike info criterion	0.046459
Sum squared resid	19.56711	Schwarz criterion	0.069850
Log likelihood	-5.503123	Hannan-Quinn criter.	0.055796
F-statistic	367.9177	Durbin-Watson stat	0.100395
Prob(F-statistic)	0.000000		

$lM = 376 * 0.534052 = 199.47 > \chi^2_{0.05}(1)$

الجدول (8) تحدير مجموع مربعات البواقي ε_t^2

بواقي سلسلة EURO/da

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	210.4448	Prob. F(1,321)	0.4833
Obs*R-squared	0.494903	Prob. Chi-Square(1)	0.4817
Scaled explained SS	0.054946	Prob. Chi-Square(1)	0.8147

Included observations: 376

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.706037	0.019773	35.70775	0.0000
RESID02^2^2	589.8937	840.4844	0.701850	0.4833

R-squared	0.65 1532	Mean dependent var	0.710484
Adjusted R-squared	-0.001578	S.D. dependent var	0.336355
S.E. of regression	0.336620	Akaike info criterion	0.666450
Sum squared resid	36.37355	Schwarz criterion	0.689841
Log likelihood	-105.6317	Hannan-Quinn criter.	0.675788
F-statistic	0.492593	Durbin-Watson stat	0.480757

Prob(F-statistic)	0.483282

$lM = 376 * 0.651532 = 244.97 > \chi^2_{0.05}(1)$

الجدول (9) تحدير مجموع مربعات البواقي ε_t^2

بواقي سلسلة gbp/da

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	35.07507	Prob. F(1,321)	0.0000
Obs*R-squared	31.81702	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Scaled explained SS	5.431158	Prob. Chi-Square(1)	0.0198

Included observations: 376

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.626491	0.021882	28.63092	0.0000
RESID03^2^2	628.0572	106.0474	5.922421	0.0000

R-squared	0.098505	Mean dependent var	0.667777
Adjusted R-squared	0.095696	S.D. dependent var	0.391997
S.E. of regression	0.372769	Akaike info criterion	0.870458
Sum squared resid	44.60515	Schwarz criterion	0.893849
Log likelihood	-138.5790	Hannan-Quinn criter.	0.879795
F-statistic	35.07507	Durbin-Watson stat	0.194924
Prob(F-statistic)	0.000000		

$lM = 376 * 0.098505 = 37.03 > \chi^2_{0.05}(1)$

الجدول (10) تحدير مجموع مربعات البواقي ε_t^2

بواقي سلسلة yen/da

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	16.02553	Prob. F(1,321)	0.0001
Obs*R-squared	15.35862	Prob. Chi-Square(1)	0.0001
Scaled explained SS	4.638797	Prob. Chi-Square(1)	0.0313

Included observations: 376

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.466582	0.024032	19.41534	0.0000
RESID04^2^2	239.4660	59.81879	4.003191	0.0001

R-squared	0.047550	Mean dependent var	0.508718
Adjusted R-squared	0.044583	S.D. dependent var	0.397227
S.E. of regression	0.388271	Akaike info criterion	0.951948
Sum squared resid	48.39223	Schwarz criterion	0.975339

Log likelihood	-151.7396	Hannan-Quinn criter.	0.961285
F-statistic	16.02553	Durbin-Watson stat	0.164912
Prob(F-statistic)	0.000078		

$$lM = 376 * 0.047550 = 5.77 > \chi^2_{0.05}(1)$$

القرار الاحصائي: من خلال حساب بواقي المعادلات لاسعار الصرف وتطبيق اختبار white لدينا الاحصائية المحسوبة LM للاختبار أكبر من الاحصائية المجدولة لتوزيع كاي تربيع حسب درجات الحرية الموجودة في كل سلسلة سعر صرف في حدود معنوية 0.05 ومنه نقبل فرضية عدم تجانس تباينات الاخطاء heteroscedasticite وعليه نعتبر أن السيرورة محل الدراسة في كل السلاسل الزمنية لاسعار الصرف قابلة للتبرير أو التمثيل (justifiable) بنموذج ARCH.

2.قراءة الـــ correlogram :

من خلال ملاحظتنا لـــ correlogram لمربعات البواقي يتبين لنا وجود أعمدة معنوية عند التأخير الاول والثاني مما يظهر أثر عدم التجانس heteroscedasticite ومن أجل التأكيد وتحديد درجة التأخير نقوم باختبار الـــ ARCH

3.إختبار ARCH:

وذلك باختبار الفرضية:

$H_0\ \alpha_1 = \alpha_2 = 0$
$H_1\ \exists\ \alpha_i \neq 0. i = 1.2..$

حيث $\alpha_2 .{}_1$ معالم الانحدار

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \alpha_3 \varepsilon_{t-2}^2$$

إحصائية LM المحسوبة نساوي 19.73 وهي أكبر من $\chi^2_{0.05}$ المجدولة مما يؤكد وجود ARCH من الدرجة الثانية ولتحديد الصيغة الرياضية التي تعرف الارتباط الذاتي للاخطاء غير المتجانسة قمنا بتقدير نموذجين ARCH(1) ARCH(2) وحسب عدة معايير كان النموذج ARCH(2) المفضل على النموذج الاول

وذلك باختبار الفرضية:

$H_0\ \alpha_1 = \alpha_2 = 0$
$H_1\ \exists\ \alpha_i \neq 0. i = 1.2..$

حيث $\alpha_2 .{}_1$ معالم الانحدار

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \alpha_3 \varepsilon_{t-2}^2$$

إحصائية LM المحسوبة هي أكبر من إحصائية كاي تربيع المجدولة مما يؤكد وجود ARCH من الدرجة الأولى ولتحديد الصيغة الرياضية التي تعرف الارتباط الذاتي للاخطاء غير المتجانسة قمنا بتقدير نموذج(1)ARCH .

1.3.تقدير النموذج ARCH(1)

1.السلسلة Dolar/Da

بما أن النموذج المختار في السابق بالنسبة للسلسلة Dolar/Da هو من الشكل ARMA(4 5) مع أخطاء ARCH(1) فإن نتائج التقدير كانت كما يلي :

Dependent Variable: LDOLAR
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 05/21/16 Time: 15:58

محاولة دراسة تطايرية وديناميكية
سعر الصرف الاسمي- حالة الجزائر-

Sample (adjusted): 2/01/2009 3/06/2016
Included observations: 376after adjustments
Convergence achieved after 130 iterations
MA Backcast: 12/21/2008 1/25/2010

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.275237	0.171755	1.602500	0.1090
AR(2)	0.243860	0.105939	2.301900	0.0213
AR(3)	0.396375	0.128144	3.093200	0.0020
AR(4)	0.072304	0.167823	0.430838	0.6666
MA(1)	0.714585	0.038197	18.70790	0.0000
MA(2)	0.776979	0.042932	18.09785	0.0000
MA(3)	-0.305025	0.024822	-12.28835	0.0000
MA(4)	0.767108	0.028557	26.86265	0.0000
MA(5)	0.685238	0.040765	16.80928	0.0000
MA(6)	0.828145	0.035734	23.17496	0.0000
Variance Equation				
C	132.8158	16.23814	8.179249	0.0000
RESID(-1)^2	-3.415893	0.692754	-4.930891	0.0000
ARCH(1)	-0.980593	0.009975	-98.30510	0.0000

يتبين أن ^{2} يساوي لـــ 0.86 وهذا يعني أن نسبة التغيرات المشروحة بواسطة هذا النموذج المقدر هي أكثر وهذه نسبة جيدة في الحالات العملية ، كما أن معياري AIC و SC قيمهما على التوالي 5.992304 و 6.145744 وهي قيم صغرى لهذه المعايير مقارنة مع النماذج الاخرى، ومنه فإن المعنوية الجيدة لكل المعالم للنموذج المقدر بالاضافة إلى مستوى معامل التحديد هي نتيجة من شأنها أن تعطينا نظرة إحصائية حول نجاعة النموذج المختار في تفسير تطايرية السلسلة الزمنية لوغاريتم الدولار LDOLAR

الشكل (4): مقارنة بين السلسلة الاصليةLDOLARوالمقدرة باستعمال نموذج ARCH

المصدر من اعداد الباحثان بالاعتماد على مستخرجات Eviews 8.0

2.السلسلة Euro/Da

بما أن النموذج المختار في السابق بالنسبة للسلسلة Dolar/Da هو من الشكل ARMA(4 1) مع أخطاء ARCH(1) فإن نتائج التقدير كانت كما يلي :

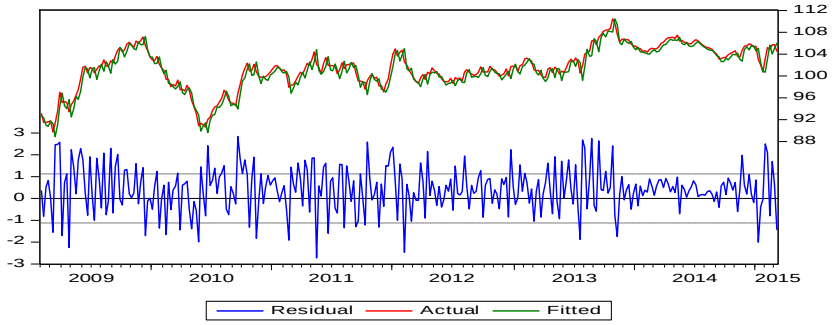
محاولة دراسة تطايرية وديناميكية
سعر الصرف الاسمي- حالة الجزائر-

Dependent Variable: LEURO
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 05/21/16 Time: 16:28
Sample (adjusted): 2/01/2009 3/06/2016
Included observations376 after adjustments
Convergence achieved after 286 iterations
MA Backcast: 1/18/2009 1/25/2010

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.480265	0.210069	2.286226	0.0222
AR(2)	0.339679	0.172888	1.964734	0.0494
AR(3)	0.076678	0.136749	0.560722	0.5750
AR(4)	0.094623	0.086770	1.090495	0.2755
MA(1)	0.696397	0.185947	3.745142	0.0002
MA(2)	0.493523	0.053571	9.212590	0.0000
Variance Equation				
C	17.89037	2.367562	7.556454	0.0000
RESID(-1)^2	-1.074889	0.167014	-6.435915	0.0000
ARCH(1)	-0.939500	0.010853	-86.56468	0.0000

يتبين أن ^{2} يساوي لـــ 0.916077 وهذا يعني أن نسبة التغيرات المشروحة بواسطة هذا النموذج المقدر هي أكثر وهذه نسبة جيدة في الحالات العملية ، كما أن معياري AIC و SC قيمهما على التوالي 4.096664 و 4.2.2892 وهي قيم صغرى لهذه المعايير مقارنة مع النماذج الاخرى، ومنه فإن المعنوية الجيدة لكل المعالم للنموذج المقدر بالاضافة إلى مستوى معامل التحديد هي نتيجة من شأنها أن تعطينا نظرة إحصائية حول نجاعة النموذج المختار في تفسير تطايرية السلسلة الزمنية لوغاريتم LEuro

الشكل (5): مقارنة بين السلسلة الاصليةLEuro والمقدرة باستعمال نموذج ARCH



المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مستخرجات Eviews 8.0

3.السلسلة GBP/Da

بما أن النموذج المختار في السابق بالنسبة للسلسلة Dolar/Da هو من الشكل ARMA(3 1) مع أخطاء ARCH(1) فإن نتائج التقدير كانت كما يلي :

Dependent Variable: LGBP
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 05/21/16 Time: 16:45
Sample (adjusted): 1/25/2009 3/06/2016

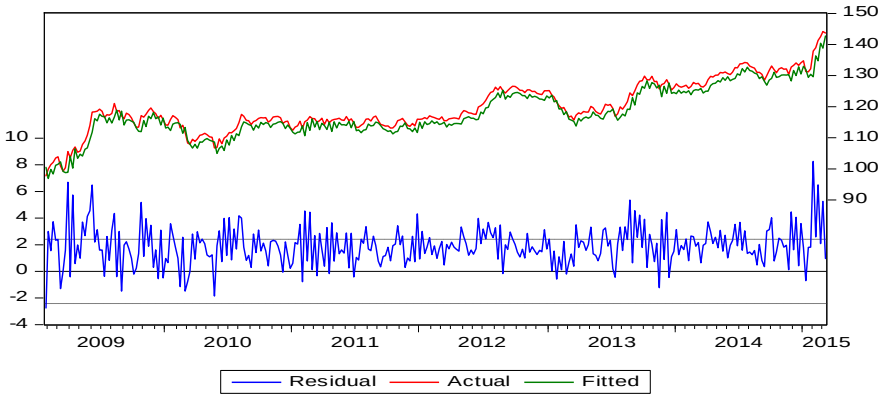
محاولة دراسة تطايرية وديناميكية
سعر الصرف الاسمي- حالة الجزائر-

Included observations: 376after adjustments
Failure to improve Likelihood after 6 iterations
MA Backcast: 1/18/2010

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.396114	123.3658	0.003211	0.9974
AR(2)	0.247420	132.9625	0.001861	0.9985
AR(3)	0.332071	86.75453	0.003828	0.9969
MA(1)	0.660662	71.01798	0.009303	0.9926
Variance Equation				
C	9351.150	3391.141	2.757523	0.0058
RESID(-1)^2	-0.564372	105.7981	-0.005334	0.9957
ARCH(1)	-0.700797	0.591217	-1.185346	0.2359

من خلال الجدول أعلاه يتبين أن R^2 يساوي لـــ 0.913191 وهذا يعني أن نسبة التغيرات المشروحة بواسطة هذا النموذج المقدر هي أكثر وهذه نسبة جيدة في الحالات العملية ، كما أن معياري AIC و SC قيمهما على التوالي 10.49 و 10.57 وهي قيم صغرى لهذه المعايير مقارنة مع النماذج الاخرى، ومنه فإن المعنوية الجيدة لكل المعالم للنموذج المقدر بالإضافة إلى مستوى معامل التحديد هي نتيجة من شأنها أن تعطينا نظرة إحصائية حول نجاعة النموذج المختار في تفسير تطايرية السلسلة الزمنيةLGBP

الشكل (6): مقارنة بين السلسلة الاصليةLGBP والمقدرة باستعمال نموذج ARCH



4.السلسلة Yen/Da

بما أن النموذج المختار في السابق بالنسبة للسلسلة Dolar/Da هو من الشكل ARMA(5 2) مع أخطاء ARCH(1) فإن نتائج التقدير كانت كما يلي :

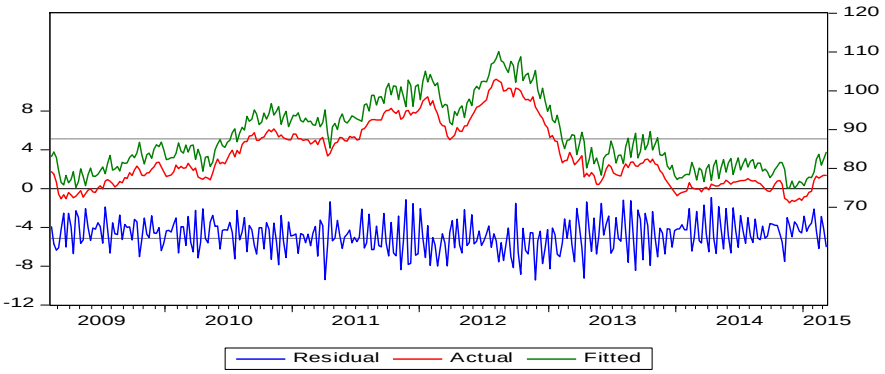
Dependent Variable: LYEN
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 05/21/15 Time: 17:00
Sample (adjusted): 2/08/2009 3/06/2016
Included observations: 376 after adjustments
Convergence achieved after 88 iterations
MA Backcast: 1/25/2009 2/01/2010

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.

AR(1)	0.579849	0.639838	0.906244	0.3648
AR(2)	0.454506	0.470522	0.965962	0.3341
AR(3)	0.121024	0.454423	0.266324	0.7900
AR(4)	0.062113	0.569753	0.109018	0.9132
AR(5)	-0.067046	0.526886	-0.127250	0.8987
MA(1)	0.825826	0.122348	6.749831	0.0000
MA(2)	0.795123	0.106642	7.455969	0.0000
Variance Equation				
C	1164.675	149.3102	7.800372	0.0000
RESID(-1)^2	-7.822550	3.782676	-2.067994	0.0386
ARCH(1)	-0.864239	0.119425	-7.236672	0.0000

من خلال الجدول أعلاه يتبين أن R^2 يساوي لـــ 0.6 وهذا يعني أن نسبة التغيرات المشروحة بواسطة هذا النموذج المقدر هي أكثر وهذه نسبة جيدة في الحالات العملية ، كما أن معياري AIC و SC قيمهما على التوالي 8.13 و 8.25 وهي قيم صغرى لهذه المعايير مقارنة مع النماذج الاخرى، ومنه فإن المعنوية الجيدة لكل المعالم للنموذج المقدر بالاضافة إلى مستوى معامل التحديد هي نتيجة من شأنها أن تعطينا نظرة إحصائية حول نجاعة النموذج المختار في تفسير تطايرية السلسلة الزمنيةLYEN

الشكل (7): مقارنة بين السلسلة الاصليةLYEN والمقدرة باستعمال نموذج ARCH



2.3 التنبؤ:

إن الفرق الأساسي بين نمذجة الـــ ARMA و ARCH يمكن في أن مجال الثقة للأولى مبني على تباين ثابت مع الزمن و هذا ما لا نجده في نموذج بأخطاء ARCH .

1.النموذج الأول: سلسلة الـــ LDolar

يكون النموذج على الشكل التالي:

$$ldolar_t = 0.2752371ldolar_{t-1} + 0.243860ldolar_{t-2} + 0.396375ldolar_{t-3} + 0.072304ldolar_{t-4} + \varepsilon_t + 0.714585\varepsilon_{t-1} + 0.776979\varepsilon_{t-2} - 0.305025\varepsilon_{t-3} + 0.767108\varepsilon_{t-4} + 0.685238\varepsilon_{t-5} + 0.828145\varepsilon_{t-6}$$

$$h_t = 132.8158 - 0.98\varepsilon_{t-1}^2$$

في حالة التنبؤ هناك طريقتين للتنبؤ بالقيم المستقبلية للسلسلة dldolar .

الطريقة الاولى: تتمثل في التحليل الكلاسيكي للسيرورةARMA وتعتمد على المعطيات المشروطة بتجانس تباينات الاخطاء .

الطريقة الثانية: يؤخذ فيها بعين الاعتبار نموذج تطور سرعة التقلبات وتعتمد على المعطيات المشروطة بعدم تجانس تباينات الاخطاء أي على النموذج المقدر:

$$ldolar_t = 0.2752371ldolar_{t-1} + 0.243860ldolar_{t-2} + 0.396375ldolar_{t-3} + 0.072304ldolar_{t-4} + \varepsilon_t + 0.714585\varepsilon_{t-1} + 0.776979\varepsilon_{t-2} - 0.305025\varepsilon_{t-3} + 0.767108\varepsilon_{t-4} + 0.685238\varepsilon_{t-5} + 0.828145\varepsilon_{t-6}$$

$$h_t = 132.8158 - 0.98\varepsilon_{t-1}^2$$

2.النموذج الثاني: سلسلة الـــ LEuro

يكون النموذج على الشكل التالي:

$$leuro_t = 0.480265leuro_{t-1} + 0.339679leuro_{t-2} + 0.076678leuro_{t-3} + 0.094623leuro_{t-4} + \varepsilon_t + 0.696397\varepsilon_{t-1} + 0.493523\varepsilon_{t-2}$$

$$h_t = 17.89037 - 0.939500\varepsilon_{t-1}^2$$

3.النموذج الثالث: سلسلة الـــ LGbp

يكون النموذج على الشكل التالي:

$$lGBP_t = 0.396114lGBP_{t-1} + 0.247420lGBP_{t-2} + 0.332071lGBP_{t-3} + \varepsilon_t + 0.660662\varepsilon_{t-1}$$

$$h_t = 9351.150 - 0.700797\varepsilon_{t-1}^2$$

4.النموذج الرابع: سلسلة الـــ LYen

يكون النموذج على الشكل التالي:

$$lyen_t = 0.579849lyen_{t-1} + 0.454506lyen_{t-2} + 0.121024lyen_{t-3} + 0.062113lyen_{t-4} - 0.067046lyen_{t-5} + \varepsilon_t + 0.825826\varepsilon_{t-1} + 0.795123\varepsilon_{t-2}$$

$$h_t = 1164.675 - -0.864239\varepsilon_{t-1}^2$$

الخاتمة:

تعتبر سياسة سعر الصرف من أهم أدوات السياسة الاقتصادية الكلية، وذلك لكونها تشكل إلى جانب السياسات الأخرى آلية فعالة لحماية الاقتصاد المحلي من الصدمات الداخلية والخارجية، وتختلف درجة تأثير هذه السياسة في الاقتصاد على مدى استقرار السعر الأمثل، الذي يتوقف على نظام الصرف القائم. ومنه يعتبر سعر الصرف متغيرا اقتصاديا شديد الحساسية لاسيما أمام اتساع دور التجارة الدولية في التنمية الاقتصادية، وتطور أسواق المال الدولية، لذلك يظهر هذا السعر مختلفا اختلافا جذريا في مضمونه ومدلوله عن المتغيرات الاقتصادية الأخرى، باعتباره حلقة ربط بين الاقتصاديات الدولية ومقياسا هاما لحجم معاملاتها، بالإضافة إلى ذلك فسعر الصرف له أثر واسع على توازن الاقتصاد الكلي، من خلال علاقته بالمؤشرات الاقتصادية الكلية، المتمثلة أساسا في معدل التضخم، معدل النمو الاقتصادي ورصيد ميزان المدفوعات.

منذ سنة 1996 يتبادل سعر صرف الدينار الجزائري حسب قانون العرض والطلب مما يولد تطايرية (volatility) متزايدة، إذن إذا كان من الممكن معرفة محددات سعر الصرف، يجب البحث عن توجهاته ومن بين خصائص هذه التوجهات ديناميكية الدرجة الثانية التي لا يمكن وصفها باستعمال نماذج خطية مثل نموذج ARMA.وأن النماذج

التراجعية الشرطية والغير المتجانسة التباين ARCH تمكن من وصف هذه الديناميكيات وعدد من خصائص السلاسل الزمنية المالية.

إن النتائج المتوصل إليها باستعمال نماذج الـــ ARMA أظهرت فيما بعد عدة نقاط ضعف، تنطلق من فرضية إعتبار أخطاء هذه النماذج (الاضطرابات) لها محتوى معلوماتي مهمل في مشاركته في تحديد القيم المستقبلية، ومن ثم فإن الصيغ الخطية لهذه النماذج لا تستطيع أن تترجم الصفة الحركية للظواهر المراد نمذجتها، وخاصة الظواهر المالية والنقدية وهذا ما أدى بالباحثين القياسيين إلى إعادة النظر في الفرضيات التي تقوم عليها النماذج السابقة والبحث عن طرق أكثر نجاعة في هذا المجال فاستحدثت بذلك تقنيات النمذجة غير الخطية مثال على ذلك: النماذج الخطية المزدوجة (bilineaires)، نماذج الانحدار الذاتي الاسية وذات الحدود(AR a seuils)، نماذج المتوسطات المتحركة غير المتناظرة (MA-Asymetrique)ونماذج الـــ ARCH

على هذا الاساس جاءت هذه الدراسة بتقديم نموذج للتغير في تطايريه سعر صرف الدينار الجزائري بالنسبة للدولار الامريكي، العملة الاوربية الموحدة اليورو، الجنيه الاسترليني، الين الياباني من سنة 2009إلى سنة 2016من ملاحظات زمنية أسبوعية، وهذا باستعمال نماذج الـــ ARCH.مما سمح لنا من مقارنة النماذج المتناظرة والغير المتناظرة، كما تعرضنا إلى تقديرات التطايرية، ومقارنة مجالات الثقة الناتجة عن استعمال مختلف هذه النماذج للتقدير داخل وخارج العينة، وهذا الجانب يجلب إهتمام خاص في مجالات إدارة المحافظ والمخاطر الناتجة عن التقلبات في سعر الصرف.

ومن خلال النتائج تبين أن قيمة الـــ ADF المحسوبة أكبر من القيم الحرجة وبالتالي فإن المتغيرات غير مستقرة. ولإرجاعها مستقرة طبقت عليها الفروق من الدرجة ولاحظنا أنها أستقرت عند الفرق الاول.

ثم مرحلة تمييز النماذج المعرفة للسلاسل الزمنية وهي مرحلة تحديد المراتب (pq)المختلط ARMA ويكون النموذج المختار هو الذي يعطي لنا أحسن توليفة بين المعايير شفارز وأكاييك(arma(5 2) arma(3 1) arma(4 1) arma(4 5) بعد ذلك مرحلة تشخيص النماذج المقدرة(تحليل البواقي) وفي هذه المرحلة قمنا بتحليل سلاسل البواقي وذلك من خلال فروقات الاختبارات المقترحة وحساب هذه الاختبارات ومنه تبين أنه رفض فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي عند مستوى معنوية 0.05.ثم محاولة اقتراح نموذج انحدار ذاتي مشروط بعدم تجانس الاخطاء باستعمال اختبار وايت والذي يقارن احصائية LMوالتي تساوي $N*R^2$بكاي تربيع عند pدرجة الحرية بمستوى معنوية 0.05ومن خلال حساب البواقي لاسعار الصرف وتطبيق اختبار وايت فقد تم قبول فرضية عدم تجانس تباينات الاخطاء وعليه تم قبول تبرير او تمثيل نموذج ARCH ومنه تقدير النماذج arma(5 2) arma(3 1) arma(4 5) arma(4 1) مع أخطاء ARCH(1)ومنه تبين أن نسبة التغيرات المشروحة بواسطة هذه النماذج المقدرة هي أكثر من 50 في المئة وهذه النسبة جيدة في الحالات العملية وبالتالي فإن المعنوية الجيدة لكل المعالم للنماذج المقدرة بالاضافة الى مستوى معامل التحديد هي نتيجة من شأنها أن تعطينا نظرة إحصائية حول نجاعة النماذج المختارة في تفسير تطايرية السلاسل للمتغيرات محل الدراسة.

الاحالات:

1. تقارير المجلس الوطني الإقتصادي« CNES » والإجتماعي 1998- 2010
2. حسب ما تنص عليه المادة 04 المعدلة لاتفاقية ال" FMI "
3. حميدات محمود (2000)، "مدخل للتحليل النقدي" ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر.

4. المجلس الإقتصادي والإجتماعي « CNES » التقرير الظرفي للسداسي الأول لسنة 2004.، ص 23.

5. محمد بلقاسم حسن بهلول، "الجزائر بين الأزمة الاقتصادية، والأزمة السياسية"، الجزائر، ص 176.

6. Benssad HOCIENE(1993)," l'ajustement structurel et expériences ", Alain, édition. Alger pp 92-96.

7. Bourbonnais Régis(2015), « Econométrie », 9ème édition , Dunod , Paris..

8. HADJ NACER Abderrahmane(1990)," Le Pouvoir d'achat du Dinar ", les cahiers de la réforme Tom 05, 2ème édition ENAG, P 27.

9. Hocine Benissad,(1994) , " Algérie restructuration et réforme économique 1979-1993 ", OPU, Algérie p217.

10. Instruction N°79-95 du 27/12/1995, portant organisation et fonctionnement du marché interbancaire des changes.

11. Journal Officiel de la république algérienne du 10/04/1964.

12. Media Bank1994," Le Fixing ", Un nouveau système de détermination du taux de change, N°14 Banque d'algérie.

13. Revue Algérienne d'economie et de gestion Universite d'Oran.Mai1997(1989-1994)Taux officiel – taux parallèle FMI / IFS Statistiques financières internationales et banque d'Algérie (1997-2004). Taux officiel

14. WDI de la banque mondiale 1999 et banque d'Algérie, 1999

15. World Tables Presse Nationale 1988(1970-1988)