نمذجة قياسية لتأثير سعر الصرف على المتغيرات الكلية للاقتصاد الجزائري باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية (ARDL) خلال الفترة (1980-2014)

بدر الدين طالبي، *أ محاضر، المدرسة العليا للإحصاء والاقتصاد التطبيقي-القليعة*
إبراهيم برقوقي، *ملحق بالبحث – مركز البحث في الاقتصاد التطبيقي من أجل التنمية*

الملخص: هدفت الدراسة إلى إيضاح الآثار الاقتصادية لتغيرات أسعار صرف العملات المتداولة في الجزائر على المؤشرات الكلية للاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1980-2014)، وتحديد اتجاه تلك الآثار وطبيعة تأثيرها على الاقتصاد الجزائري. لتحقيق هذا الهدف استخدمت الدراسة بيانات سنوية لسلسلة زمنية خلال الفترة الممتدة من (1980-2014)، القياسية تشمل فحص إستقرارية السلاسل الزمنية من خلال تطبيق اختبار ديكي فولر (ADF)، وفيليب برون (PP) وتقديم النموذج والكشف عن وجود تكامل مشترك باستخدام منهج الحدود بين سعر الصرف الحقيقي وأهم المتغيرات الاقتصادية الكلية، وتقدير العلاقة في المدى القصير والمدى الطويل باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة .ARDL.

ومن خلال هذه المنهجية تم قياس المرونة طويلة الأجل للصادرات بالنسبة لسعر الصرف الحقيقي حيث بلغت (0,56)، أما مرونة الواردات بالنسبة لسعر الصرف الحقيقي فقد بلغت (0,27)، أما بالنسبة لناتج المحلي الاجمالي فقد بلغت مرونته بالنسبة لسعر الصرف (0,49-).

كلمات مفتاحية: سعر الصرف الحقيقي، ARDL، (ARDL-UECM) ، اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات ARDL-ECM، الجزائر.

Résumé: L'étude a visé à déterminer les effets économiques des changements des taux de change de la monnaie en circulation en Algérie sur les indicateurs globaux de l'économie algérienne pendant la période (1980-2014) et détermine leur impact sur l'économie algérienne. Une série de données annuelles a été utilisée sur la période (1980-2014).

Mots clés : taux de change réel, Modèle ARDL, Modèle ARDL-UCM, Algérie.

1) مقدمة: منذ الاستقلال كان الاقتصاد الجزائري يتميز بنظام مركزي ومخطط قائم على أساس الثروات الطبيعية والمنجمية بما فيها المحروقات. كساد السوق بترولية، سقوط سعر الصرف الدولار في 1986، ثم الازمة السياسية الحادة التي عرفتها الجزائر في أكتوبر 1988، ثم

انهيار أسعار النفط بدأ من النصف الثاني من سنة 2014، اثرت بصفة قوية على صيرورة المسار الاقتصادي وترتب عن ذلك سلسلة من المشاكل الاقتصادية من بطالة متزايدة، تضخم حاد، انخفاض معدل النمو، زيادة الديون الخارجية....

وفي ظل التحولات العالمية، باشرت الجزائر في محاولة الخروج من جملة هذه المشاكل وذلك بتبنيها لنظام اقتصادي جديد متمثلا في اقتصاد السوق وكضرورة حتمية لتطبيق سياسة الجديدة، كان التعديل والإصلاح الاقتصادي الذي يضم جملة من المقاييس من بينها: تحفيض العملة الوطنية، الخوصصة... من بين آليات السياسة الاقتصادية نجد سياسة سعر الصرف التي تهتم على الخصوص بالمحافظة على إستقرار سعر الصرف لأن تقلباته تنعكس على التبادلات التجارية وكذلك توفير جو المنافسة للمؤسسات الوطنية بالنسبة للمنافسين الأجانب، وعليه إستقرار قيمة العملة الوطنية هو أساس سياسة سعر الصرف: القدرة الشرائية الداخلية والقدرة الشرائية الخارجية.

ومنه فإن هذه الورقة البحثية تهدف الي بناء نموذج قياسي كلي، وذلك لدراسة تأثير سعر الصرف على المتغيرات الكلية للاقتصاد الجزائري. ولمعالجة هذه النمذجة اخترنا تقنية احتلت مكانة هامة في التطورات الحالية للقياس الاقتصادي الكلي، والمتمثلة في استخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة.

2) استعراض موجز للأدب التجريبي:

2-1) الدراسات العربية:

أ- دراسة (علي وأبو السعود، (2007 بعنوان: "العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي والناتج الحقيقي في مصر، دراسة تحليلية قياسية". هدف هذا البحث لتحديد العلاقة بين سعر الصرف الإسمي في مصر وسعر الصرف الحقيقي، كذلك تحديد طبيعة العلاقة السببية التي تربط سعر الصرف الحقيقي والناتج الحقيقي في مصر، وتحديد الوزن النسبي للتغيرات في سعر الصرف الحقيقي في تفسيرها للتغيرات المستقبلية في الناتج المحلي الحقيقي في مصر وذلك للفترة من عام 1978حتى عام1999. وأوضحت نتائج تحليل الارتباط الثنائي أن علاقة السببية هي بين سعر الصرف الحقيقي إلى الناتج الحقيقي وليس العكس، وقد استخدم الباحثان نموذج

الانحدار الذاتي ذات المتجه .VAR حيث تكون النموذج هذه الدراسة من ثلاث معادلات وثلاثة متغيرات داخلية وهي y التي تمثل الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، f وهو يمثل معدل التضخم، ir وهو يمثل سعر الفائدة الاسمي، re فيمثل سعر الصرف الحقيقي للجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي. وقد توصلت الدراسة للنتائج التالية:

لم يترتب على التخفيض الإسمي للقيمة الخارجية للعملة المصرية تخفيض حقيقي لها خلال فترة الدراسة، حيث كان سعر الصرف الحقيقي مرتفعا نسبيا، وهذا يعني أن الجنيه المصري كان مقوما بأعلى من قيمته، وهذا ما يعني أن سعر الصرف الإسمي كان منحرفا عن سعر الصرف التوازني.

أوضحت نتائج الدراسة أن علاقة السببية كانت بين سعر الصرف الحقيقي إلى الناتج الحقيقي خلال فترة الدراسة .1999-1978

أوضحت الدراسة أن الآثار الانكماشية على الناتج المحلي الحقيقي في مصر مرتبطة بارتفاع سعر الصرف الحقيقي والعكس صحيح، بمعنى أن الآثار الايجابية على الناتج المحلي الحقيقي في مصر مرتبطة بانخفاض سعر الصرف الحقيقي.

ب- دراسة عمار،2003 بعنوان: "تأثير سعر الصرف على الناتج المحلي الإجمالي في الاقتصاد المصري . يسعى هذا البحث لتسليط الضوء على السياسات التي من خلالها يتحقق التثبيت الاقتصادي، ومن بين هذه السياسات سياسة إصلاح سعر الصرف الأجنبي، وما ينجم عنه من آثار على الناتج المحلي الإجمالي، حيث تهدف هذه الدراسة لبحث أثر تخفيض الجنيه المصري على الناتج المحلي الإجمالي في الاقتصاد المصري، ولبحث تأثير سعر الصرف على الناتج المحلي الإجمالي في مصر بالإضافة لغيره من المتغيرات الاقتصادية الأخرى التي تؤثر في الناتج المحلي الإجمالي، فإن النموذج القياسي للدراسة سوف يقوم بتقدير معلمات الدالة التالية:

$$Rgdp = f(Inv + Exp + Imp + Tcer + Gov)$$

Gdp الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي

Inv نسبة الاستثمار إلى الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

Exp نسبة الصادرات إلى الناتج المحلي الحقيقي.

Imp نسبة الواردات إلى الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

Tcer سعر الصرف الحقيقي.

Gov نسبة الإنفاق الحكومي إلي الناتج المحلي الحقيقي.

حيث اتخذت المعادلة السابقة النموذج القياسي الآتي:

$$Rgdp=\alpha+\beta1\ inv+\beta2\ exp+\beta3\ imp+\beta4\ tcer+\beta5\ gov+\varepsilon$$

توصلت الدراسة إلى النتائج التالية:

توجد علاقة عكسية بين سعر الصرف الحقيقي والناتج المحلي الحقيقي، فكلما ارتفع سعر الصرف الحقيقي "أي انخفضت قيمة الجنيه المصري" انخفض الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، أي أن تخفيض قيمة الجنيه المصري له تأثير انكماشي على الناتج المحلي الإجمالي، وهذه العلاقة ضعيفة.

توجد علاقة طردية بين كلا من الاستثمارات والصادرات مع الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، فزيادة كلا من الصادرات والاستثمار يعني زيادة الناتج المحلي الإجمالي.

توجد علاقة عكسية بين الواردات والناتج المحلي الإجمالي، وتوجد علاقة عكسية بين الناتج المحلي الإجمالي والإنفاق الحكومي، وتلك علاقة ضعيفة.

جـ - دراسة (بربور، 2008) بعنوان: "العوامل المؤثرة في انتقال اثر أسعار الصرف الأجنبية على مؤشر الأسعار في الأردن ". 1985-2006.

هدفت هذه الدراسة إلى تحليل العوامل المؤثرة في انعكاس التحركات في أسعار العملات الأجنبية على مؤشرات الأسعار المحلية في الأردن خلال الفترة ،2006 – 1985 ومن أجل الوصول لتحديد أهمية تلك العوامل ودرجة تأثيرها، وسرعة انتقالها إلى مؤشرات الأسعار المحلية في الأردن، ولتحقيق هدف الدراسة فقد تم تقسيم الدراسة لجزئيين حيث خصص الجزء الأول

لدراسة الجوانب النظرية في موضوع العوامل المؤثرة في انعكاس التحركات في أسعار الصرف وأنواع أنظمة الصرف واثر اختلاف هذه الأنظمة على انتقال آثار أسعار الصرف والعوامل المؤثرة في تحديد أسعار الصرف، في حين تناول الجزء الثاني من الدراسة التحليل الاحصائي المتعلق باختبار الفرضية الأساسية التي تناولتها الدراسة والمتعلقة بقياس أثر التحركات في أسعار صرف العملات الأجنبية على مؤشرات الأسعار المحلية بالأردن وكذلك قياس أثر صدمة العرض التي حددها الباحث بأسعار النفط،

وصدمة الطلب التي حددها بعرض النقد على أثر انتقال أسعار صرف العملات الأجنبية على مؤشرات الأسعار بالأردن.

وقام الباحث باستخدام نموذج Time series studyعلى البيانات المالية، واعتمد النموذج القياسي للباحث على المتغيرات التالية التغير في أسعار النفط، التغير في عرض النقد، أسعار الصرف الحقيقية مقارنة مع سعر صرف الدولار الأمريكي، الرقم القياسي لأسعار الجملة، الرقم القياسي لأسعار المستهلكين. وتوصلت الدراسة بعد اختبار الفرضيات باستخدام تحليل الانحدار الاتجاهي الذي يستخدم في دراسة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية للنتائج التالية:

يوجد أثر للتحركات في أسعار صرف العملات الأجنبية على مؤشر أسعار الجملة، ومؤشر أسعار المستهلكين.

وجود علاقة بين صدمة الطلب وبين سرعة وحجم انتقال أثر التحركات في أسعار صرف العملات الأجنبية إلى مؤشر أسعار الجملة ومؤشر أسعار المستهلكين.

وجود علاقة بين صدمة العرض وبين سرعة وحجم انتقال أثر التحركات في أسعار صرف العملات الأجنبية إلى مؤشر أسعار الجملة ومؤشر أسعار المستهلكين.

د- دراسة (عاشور، 2009) بعنوان: "تأثير أنظمة أسعار الصرف على النمو الاقتصادي: دراسة تطبيقية على مجموعة دول نامية للفترة 2006 – 1974 ". هدفت هذه الدراسة للتأكد من وجود علاقة بين أنظمة سعر الصرف والنمو الاقتصادي، واستخدمت الدراسة نموذج الانحدار المتعدد من أجل دراسة تأثير أنظمة سعر الصرف على النمو الاقتصادي:

وعلى ضوء ذلك فإن النموذج المستخدم لتقدير العلاقة يتمثل بالتالي:

$$Y = a + B_1 invGDP + B_2 popGR + B_3 SEC + B_4 GOV + B_5 civil + B_6 open + B_7 war + B_8 tt + B_9 fixed + B_{10} int + B_{11} float + \varepsilon$$

حيث Y تمثل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، الاستثمار كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، المعدل السنوي لنمو السكان، sec نسبة الالتحاق بالتعليم الثانوي، معدل نمو الاستهلاك الحكومي، civil مؤشر الحرية المدنية، open مؤشر الانفتاح للعالم الخارجي، war متغير صوري يمثل فترات الحروب العراقية (1991- 1990 ,1988 -

1980)، تعبر عن التغير في معدل التبادل التجاري، متغير صوري يمثل نظام سعر الصرف المرن، fixed متغير صوري يمثل نظام سعر الصرف الثابت، int متغير صوري يمثل أنظمة أسعار الصرف الوسيطة. وبعد إجراء الانحدار على النموذج السابق فقد توصلت الدراسة للنتائج التالية:

أن معدل النمو تحت نظام سعر الصرف الثابت هو الأعلى من بين الأنظمة الأخرى، وذلك لمجموعة الدول النامية الأقل صناعة وبغض النظر عن مستوى الدخل الفردي.

علاقة أنظمة الصرف الوسيطة بالنمو الاقتصادي كانت أكثر وضوحا مع الدول مرتفعة الدخل، وتشير الدراسة بأن معدل النمو تحت أنظمة الصرف الوسيطة أعلى من معدل النمو تحت أنظمة الصرف المرنة.

توجد علاقة ايجابية بين أنظمة سعر الصرف والنمو الاقتصادي لمجموعة الدول النامية.

2-2) الدراسات الأجنبية:

a- (Kara & Nelson, 2002): "The Exchange rate and Inflation in U.K.":

هدفت الدراسة لإيضاح تأثير التضخم في الاقتصاد البريطاني، وذلك من خلال نماذج نظرية تتعلق بتحركات التضخم في الاقتصاد المفتوح وذلك بالتركيز على العلاقات الافتراضية بين سعر الصرف وتضخم أسعار المستهلك في بريطانيا، حيث ربطت الدراسة بين سعر الصرف الاسمي والتضخم في بريطانيا، وتم استخدام منحنيات فيلبس لتوضيح العلاقة بين سعر الصرف لاسمي ومعدل التضخم حيث تم استخدام الواردات كبضائع وسيطة، وذلك على عكس النموذج المعياري الذي يعتبر الواردات كسلع نهائية، وقد استخدم الباحثان النموذج التالي وذلك لحساب التضخم من مؤشر أسعار المستهلك، حيث كانت معادلة النموذج كالتالي:

$$P_t = S_D P_t^D + S_m P_t^m$$ حيث أن:

Pt مؤشر أسعار المستهلك الربعي.
PD مؤشر أسعار السلع المنتجة والمباعة محليا.
Pm مؤشر أسعار السلع المستوردة.
SD حصة السلع المنتجة محليا من مؤشر أسعار المستهلك.
Sm حصة السلع المستوردة من مؤشر أسعار المستهلك.

وخلصت الدراسة إلى النتائج التالية:

-1تضخم أسعار المستهلك والتغير في سعر الصرف الاسمي يعطيان نفس النتيجة وذلك عند استخدام النموذج النقدي.
-2أما تقديرات الطريقة الكنزية باستخدام منحنيات فيلبس فشلت في تقدير العلاقة بين التضخم وتغيرات سعر الصرف، حيث أن تقديرات البيانات في بريطانيا توقعت بوجود علاقة قوية بين التغير في سعر الصرف والتغير في التضخم في بريطانيا.

b- (Boyared, and Caporale, 2001), "Real Exchange Rate Effects on the Balance of Trade, cointegration and the Marshal – Lerner condition":

هدفت الدراسة لقياس تأثيرات سعر الصرف الحقيقي على ميزان المدفوعات باستخدام نموذج التكامل المشترك وأسلوب الانحدار الاتجاهي VARDELللناتج المحلي الداخلي والخارجي، حيث تم تقدير النموذج لثمانية دول متقدمة وذلك في محاولة لتطبيق النموذج في المدى الطويل، واستخدم الباحث المعادلات التالية لتقدير النموذج: مرونة الطلب على كل من الصادرات والواردات في الزمن الطويل وكانت معادلاتهما:

$$X_t = a_x + By_t + u_x e_t + y_x t$$

$$y_t = a_m + By_t + u_m e_t + y_m t$$

حيث أن:

Xt دالة الطلب على الصادرات في المدى الطويل.

Mt دالة الطلب على الواردات المدى الطويل.

yFالطلب الأجنبي على الصادرات.

yF الطلب المحلي على الواردات.

et سعر الصرف الحقيقي

وأخذت دالة توازن الميزان التجاري في الزمن الطويل المعادلة الآتية

$$b_t = (a_x - a_m) + B^* y_t^* - B^* y_t + (u_x + u_m)e_t + (y_x - y_m)t$$

$y_t^* y_t^*$ الطلب الأجنبي على المنتجات المحلية " الصادرات ".

y_tالطلب المحلي على المنتجات الأجنبية "الواردات ".

e_tسعر الصرف الحقيقي.

وقد توصلت الدراسة إلى أن هناك متجه واحد للتكامل المشترك بين متغيرات الدراسة وتوصلت الى أن استجابة تدفقات التجارة لتغيرات الأسعار النسبية هو القضية الرئيسية في رسم سياسات سعر الصرف، والنظرية الاقتصادية تقول أن انخفاض سعر صرف العملة المحلية يرافقه تحسن في الميزان التجاري، وهذا يعتمد على مرونات الطلب على كلا من الصادرات والواردات وما اذا كانت تلبي شرط مارشال – ليرنر، وعلى الرغم من وجود قدر كبير من التباين فإن النتائج الرئيسية للدراسة تشير الى أن شرط مارشال – ليرنر يتحقق في المدى الطويل على الرغم من تأثيرات J – curve في المدى القصير، بالإضافة لذلك فإن تخفيض القيمة الإسمية لسعر الصرف يمكن أن يقوم بتغيير سعر الصرف الحقيقي، وهذا يدعم فرضية أن تخفيض قيمة العملة يمكن أن تحسن الميزان التجاري للدولة.

3) تعريف المتغيرات ومصادر البيانات:

تستخدم هذه الدراسة بيانات سنوية عن الجزائر تغطي الفترة من عام 1980 حتي عام 2014، ويوضح الجدول رقم (1) تعريف المتغيرات المستخدمة في التقدير. أما بالنسبة لبيانات هذه المتغيرات فمأخوذة من:

http://data.worldbank.org/data-catalog/international-debt-statistics

- https://www.quandl.com/data/OPEC/ORB-OPEC-Crude-Oil-Price

الجدول رقم (1): تعريف المتغيرات المستخدمة في التقدير

المتغير	التعريف
Tcer	الرقم القياسي لسعر الصرف الفعلي الحقيقي (100 = 2010)
Gdp	نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي (بالأسعار الثابتة للعملة المحلية)
Inf	التضخم، الأسعار التي يدفعها المستهلكون (% سنويا)
Exp	صادرات السلع والخدمات (% من إجمالي الناتج المحلي)
Imp	واردات السلع والخدمات (% من إجمالي الناتج المحلي)
Oil	أسعار نفط الخام

4) نمذجة القياسية لتأثير سعر الصرف على المتغيرات الكلية باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية : ARDL

تتلخص المنهجية المستخدمة في هذه الدراسة في اتباع الخطوات التالية:

اختبار إستقرارية السلاسل الزمنية: اختبار جذور الوحدة للاستقرار The Unit Root of Stationarity.

اختبار التكامل المشترك باستخدام منهج test of bound.

تقدير نموذج الأجل الطويل باستخدام نموذج ARDL.

تقدير صيغة تصحيح الخطأ لنموذج ARDL (ARDL- ECM).

اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات ((ARDL-ECM

4-1) اختبار إستقرارية السلاسل الزمنية: اختبار جذور الوحدة للاستقرار The Unit Root :Stationarity

كمرحلة أولى نقوم باختبار استقرار السلاسل الزمنية وهو شرط من شروط التكامل المشترك. وتعد اختبارات جذور الوحدة أهم طريقة في تحديد مدى إستقرارية السلاسل الزمنية، ومعرفة الخصائص الإحصائية وكذا معرفة خصائص السلاسل الزمنية محل الدراسة من حيث درجة تكاملها. لقد تم استخدام اختبار ديكى-فوللر المطور Augmented Dickey Fuller وإختبار فيليب – بيرونPhillips-Perron لاختبار وجود جذر الوحدة او الإستقرارية Stationarity في جميع متغيرات محل الدراسة، هذا الاختبار يفحص فرضية العدم بان المتغير المعني يحتوي على جذر الوحدة أي انه غير مستقر، مقابل الفرضية البديلة بان المتغير المعني لا يحتوي على جذر الوحدة اي انه مستقر.

الجدول رقم (1) يحتوي على نتائج اختبار ديكى-فوللر المطور ADF وإختبار فيليب – بيرون PP والذي يشير بوضوح بأن جميع المتغيرات هي غير مستقرة اي من الرتبة I(0)، وأنها اصبحت مستقرة اي من الرتبة I(1) بعد اخذ الفرق الاول للمتغيرات.

الجدول (1) اختبار جدر الوحدة باستخدام **d'ADF** و**PP**

	ADF ديكي – فوللر المركب		**PP** فيليب – بيرون	
المتغيرات	المستويات	الفروق الاولي	المستويات	الفروق الاولي
Tcer	-1.622537	-4.190522	-1.444317	-4.060676
Gdp	6.526839	-2.377209	5.435257	-2.207940
Imp	0.055582	-6.566270	0.066141	-6.238322
Exp	-0.287434	-5.113088	-0.286493	-5.075314
Inf	-1.152282	-8.360343	-1.151901	-8.360343
Oil	0.699964	-5.903827	0.699964	-5.917588
القيم الحرجة	-2.575916 -1.9423 (à 5%) -1.615703	-3.461327 -2.875062 (à 5%) -2.574054	-2.575916 -1.94233 (à 5%) -1.615703	-3.461327 -2.875062 (à 5%) -2.574054

النتائج تم الحصول عليها باستخدام برنامج **EVIEWS 9**

يلاحظ مما سبق أن جميع متغيرات متكاملة من واحد أي I(1)، ولذلك يفضل استخدام منهج اختبار الحدود The Bounds Testing Approach

2-4) منهجية التكامل المشترك باستعمال نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة :ARDL

سوف نستخدم هنا أيضا منهجية ARDL التي طورها كل من Shinand and Sun 1998 و Pesaran 1997 تقوم هذه الدراسة باستخدام هذا النموذج في إطار منهج الحدود Bounds test ويعود السبب في اختيار هذا النموذج مقارنة بغيره من الطرق الأخرى لاختبار التكامل المشترك، كطريقة داربن واتسون CRDW Test أو طريقة جوهانسن Johansen Cointegration Test في إطار نموذج VAR أو طريقة انجل قرانجر ذو الخطوتين Engle Granger 1987 إلى مشكلة عدم التأكد التي عادة ما تظهر بشأن خصائص السلاسل الزمنية وسكونها و منه فإن اختيار طريقة Pesaran باستخدام منهج الحدود تعّد الأفضل .

حسب، Pesaran فأن اختبار الحدود في إطار ARDL يمكن تطبيقه بغض النظر عن خصائص السلاسل الزمنية ما إذا كانت مستقرة عند مستوياتها I(0) أو متكاملة من الدرجة الأولى I(1) أو خليط من الاثنين.

حيث يتمثل الشرط الوحيد لتطبيق هذا الاختبار في ألا تكون السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة الثانية I(2) كما أن طريقة Pesaran تتمتع بخصائص أفضل في حالة السلاسل الزمنية القصيرة مقارنة بالطرق الأخرى المعتادة في اختبار التكامل المشترك.

ولاختبار مدى تحقق علاقة التكامل المشترك بين المتغيرات في إطار نموذج (UCEM) يقدم كل من Pesaran et al. (2001) منهجا حديثا لاختبار مدى تحقق العلاقة التوازنية بين المتغيرات في ظل نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد، وتعرف هذه الطريقة (bounds testing approach) أي طريقة اختبار الحدود، ونظراً لأن المتغيرات محل الدراسة عبارة عن خمس متغيرات، فإن إجراء اختبار التكامل المشترك بين هذه المتغيرات طبقاً لمنهج (UCEM) يتم من خلال تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد لكل متغير من هذه المتغيرات على اعتباره متغير تابع من خلال النماذج التالية:

النموذج الاول: نموذج دالة الواردات [01] Imp= f (Inf, Exp, Gdp, Oil, Tcer)

النموذج الثاني: نموذج دالة الصادرات [02] Exp= f(Inf, Imp, Gdp, Oil, Tcer)

النموذج الثالث: نموذج دالة الأسعار [03] Inf= f(Imp, Exp, Gdp, Oil, Tcer)

النموذج الرابع: نموذج دالة الإنتاج [04] Gdp= f(Inf, Exp, Imp, Oil, Tcer)

النموذج الخامس: نموذج دالة أسعار النفط [05] Oil= f(Inf, Exp, Gdp, Imp, Tcer)

يتضمن اختبار نموذج ARDL في الأول اختبار وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، و إذا تأكدنا من وجود هذه العلاقة ننتقل بعدها إلى تقدير معلمات الأجل الطويل و كذا معلمات المتغيرات المستقلة في الأجل القصير. ولأجل ذلك نقوم بحساب إحصائية F من خلال (Wald test) حيث يتم اختبار فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج (غياب علاقة توازنية طويلة الأجل (

$$H_0: B_1 = B_2 = B_3 = B_4 = B_5 = 0 \dots\dots\dots\dots\dots$$
$$H_0: B_1 = B_2 = B_3 = B_4 = B_5 = 0 \dots\dots\dots\dots\dots\dots [01]$$

$$H_0: B_1 = B_2 = B_3 = B_4 = B_5 = 0 \dots\dots\dots\dots\dots$$
$$H_0: B_1 = B_2 = B_3 = B_4 = B_5 = 0 \dots\dots\dots\dots\dots [02]$$

$$H_0: B_1 = B_2 = B_3 = B_4 = B_5 = 0 \dots\dots\dots\dots\dots$$
$$H_0: B_1 = B_2 = B_3 = B_4 = B_5 = 0 \dots\dots\dots\dots\dots [03]$$

$$H_0: B_1 = B_2 = B_3 = B_4 = B_5 = 0 \dots\dots\dots\dots\dots$$
$$H_0: B_1 = B_2 = B_3 = B_4 = B_5 = 0 \dots\dots\dots\dots\dots [04]$$

$$H_0: B_1 = B_2 = B_3 = B_4 = B_5 = 0 \dots\dots\dots\dots\dots$$
$$H_0: B_1 = B_2 = B_3 = B_4 = B_5 = 0 \dots\dots\dots\dots\dots [05]$$

مقابل الفرض البديل بوجود علاقة تكامل مشترك في الأجل الطويل بين مستوى متغيرات النموذج:

$$H_1: B_1 \neq B_2 \neq B_3 \neq B_4 \neq B_5 \neq 0 \dots\dots\dots\dots\dots$$
$$H_1: B_1 \neq B_2 \neq B_3 \neq B_4 \neq B_5 \neq 0 \dots\dots\dots\dots\dots [01]$$

$$H_1: B_1 \neq B_2 \neq B_3 \neq B_4 \neq B_5 \neq 0 \dots\dots\dots\dots\dots$$
$$H_1: B_1 \neq B_2 \neq B_3 \neq B_4 \neq B_5 \neq 0 \dots\dots\dots\dots\dots [02]$$

$$H_1: B_1 \neq B_2 \neq B_3 \neq B_4 \neq B_5 \neq 0 \dots\dots\dots\dots\dots$$
$$H_1: B_1 \neq B_2 \neq B_3 \neq B_4 \neq B_5 \neq 0 \dots\dots\dots\dots\dots [03]$$

$$H_1: B_1 \neq B_2 \neq B_3 \neq B_4 \neq B_5 \neq 0 \dots\dots\dots\dots\dots$$
$$H_1: B_1 \neq B_2 \neq B_3 \neq B_4 \neq B_5 \neq 0 \dots\dots\dots\dots\dots [04]$$

$$H_1: B_1 \neq B_2 \neq B_3 \neq B_4 \neq B_5 \neq 0 \dots\dots\dots\dots\dots$$
$$H_1: B_1 \neq B_2 \neq B_3 \neq B_4 \neq B_5 \neq 0 \dots\dots\dots\dots\dots [05]$$

ويوضح الجدول رقم 2 نتائج اختبار منهج الحدود لوجود علاقة طويلة الأمد، (bounds testing) ويتضح من هذا الجدول ما يلي:

- إن قيمة إحصاء-F المحسوبة في النموذج الأول (6.23)، والنموذج الثاني (4.621115)، والنموذج الرابع (2.279735) أكبر من القيمة الحرجة للحد الأعلى عند مستوي معنوية 5% (4.25)، ومن ثم فإن فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات يتم رفضها سواء للمعادلة التي فيها Imp

متغير تابع أو بالنسبة للمعادلة التي فيها Exp متغير تابع أو بالنسبة للمعادلة التي فيها Gdp متغير تابع. ويعني ذلك وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات في كل النماذج المذكورة.

- إن قيمة إحصاء-F المحسوبة في النموذج الثالث (2.27)، والنموذج الخامس (2.48)، أقل من القيمة الحرجة للحد الأدنى عند مستوي معنوية 5% (4.25))، وبالتالي، فإن فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك لا يمكن رفضها. ويعني ذلك عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات في النموذج الثالث والخامس.

الجدول (2) نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام منهجية اختبار الحدود

النتيجة	الحد الاعلى عند مستوى 95%	الحد الادنى عند مستوى %95	القيمة المحتسبة لاختبار F-statistic
وجود علاقة تكامل المشترك	Imp= f (Inf, Exp, Gdp, Oil, Tcer)..... [01]		
	3.34	2.14	**6.236762**
وجود علاقة تكامل المشترك	Exp= f(Inf, Imp, Gdp, Oil, Tcer) ..... [02]		
	4.25	3.12	**4.621115**
عدم وجود علاقة تكامل المشترك	Inf= f(Imp, Exp, Gdp, Oil, Tcer) ..... [03]		
	4.25	3.12	**2.279735**
وجود علاقة تكامل المشترك	Gdp= f(Inf, Exp, Imp, Oil, Tcer) ..... [04]		
	3.79	2.62	**5.702874**
عدم وجود علاقة تكامل المشترك	Oil= f(Inf, Exp, Gdp, Imp, Tcer) ..... [05]		
	3.79	2.62	**2.487237**

النتائج تم الحصول عليها باستخدام برنامج **EVIEWS 9**

3-4) تقدير نموذج التوازن في المدى الطويل باستخدام نموذج :ARDL

بعد التأكد من وجود فقط علاقة وحدة التكامل المشترك بين المتغيرات الاقتصادية الكلية وسعر الصرف خلال النموذج الأول Imp= f (Inf, Exp, Gdp, Oil, Tcer)، وكذا النموذج الثاني Exp= f(Inf, Imp, Gdp, Oil, Tcer) ، والنموذج الثالث Gdp= f(Inf, Exp, Imp, Oil, Tcer)، تم قياس العلاقة طويلة الأمد في إطار نموذج . ARDL

وتتضمن هذه المرحلة الحصول على مقدرات المعلمات في الأجل الطويل، كما هو موضح في الجدول التالي، وقد اعتمدنا على فترات التباطئ وفق معيار (Schwarz Bayesian Criterion)، بالنسبة للنماذج الثلاث. وقبـــل

اعتماد نموذج ARDL المختار بواسطة SBC لاستخدامه في تقدير نموذج الأجل الطويل ينبغي التأكد من جودة أداء هذا النموذج. ويتم ذلك بإجراء الاختبارات التشخيصية التالية:

1). اختبار مضروب لاجرانج للارتباط التسلسلي بين البواقي Lagrange .Multiplier Test of Residual [Breush-Godfrey (BG)].

2). اختبار عدم ثبات التباين المشروط بالانحدار الذاتي Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH)

3). اختبار التوزيع الطبيعي لأخطاء العشوائية Jarque-Bera

.

4). اختبار مدى ملائمة تحديد أو تصميم النموذج المقدر من حيث الشكل الدالي لهذا النموذج Ramsey RESET

الجدول رقم (2): نتائج الاختبارات التشخيصية

Normality (Jarque-Bera)	Serial Correlation LM Test	ARCH Test	White Heteroskedasticity Test
Imp= f (Inf, Exp, Gdp, Oil, Tcer)..... [01]			
1.97080[0.395]	2.660605 [0.2644]*	3.351707 [0.0671]	11.03021 [0.5263]
Exp= f(Inf, Imp, Gdp, Oil, Tcer) ..... [02]			
1.4580[0.48]	1.386881 [0.2389]*	0.140535 [0.7077]	16.63760 [0.4792]
Gdp= f(Inf, Exp, Imp, Oil, Tcer) ..... [04]			
0. 020[.98]	5.650634 [0.0593]*	0.462496 [0.496]	16.31612 [0.2325]

النتائج تم الحصول عليها باستخدام برنامج **EVIEWS** 9

يوضح الجدول رقم 3 نتائج الاختبارات التشخيصية للنموذج الاول (1, 3, 3, 3, 3) ARDLالمختار بواسطة SC بالنسبة للمعادلة التي فيها Imp متغير تابع، وللنموذج الثاني ARDL (1, 2, 3, 3, 2, 0) المختار بواسطة SC بالنسبة للمعادلة التي فيها Exp متغير تابع، والنموذج الرابع ARDL (2, 3, 0, 0, 2, 1) المختار بواسطة SC بالنسبة للمعادلة التي فيها Gdp، ويتضح ما يلي:

يشير إحصاء اختبار LM إلي خلو النموذجين من مشكلة الارتباط التسلسلي.

يشير إحصاء ARCH إلي عدم رفض فرضية العدم القائلة بثبات تباين حد الخطأ العشوائي Homoscedasticity في النموذجين المقدرين.

يشير إحصاء اختبار JBإلي عدم رفض الفرضية القائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيعاً طبيعياً في النموذجين محل التقدير.

يشير إحصاء اختبار RESET إلي صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذجين المذكورين.

وترتيباً على نتائج الاختبارات التشخيصية للنماذج المقدرة، يمكن اتخاذ قرار بصلاحية استخدام هذه النماذج في تقدير العلاقة طويلة الأجل. ويوضح الجدول رقم 4 نتائج تقدير أهم المتغيرات الاقتصادية الكلية التي يمكن أن لسعر الصرف ان يؤثر عليها في الجزائر، إذ أظهرت بعض المعلمات المقدرة الإشارات المتوقعة في حين جاءت إشارات بعض المعلمات الأخرى عكس ما يشير إليه الطرح النظري. حيث كان بعضها معنوي والبعض الآخر غير معنوي.

الجدول رقم (4): مقدرات معلمات الأجل الطويل

النماذج المقدرة	تقدير النموذج [01] Imp متغير تابع		تقدير النموذج [02] Exp متغير تابع		تقدير النموذج [04] Gdp متغير تابع	
المتغيرات	المعلمات	الاحتمالية	المعلمات	الاحتمالية	المعلمات	الاحتمالية
Imp			0.587096	0.0081	-0.0344	0.7257
Exp	0.47762	0.0194			0.02677	0.6627
Inf	0.03401	0.1661	-0.0597	0.0183	0.01512	0.3097
Gdp	0.10468	0.0006	0.245562	0.3715		
Oil	-0.29338	0.0267	0.5629	0.0000	0.19067	0.0003
Tcer	0.270533	0.0001	0.56711	0.0014	-0.4962	0.0000
معامل التحديد	0.633890		0.979569		0.999043	

النتائج تم الحصول عليها باستخدام برنامج **EVIEWS 9**

يضح من الجدول رقم 4 ما يلي:

أ) النموذج [01] دالة نموذج الواردات المقدرة:

معظم معاملات النموذج كانت معنوية عند مستوى، 5%بالإضافة لذلك فإن قيمة معامل التحديد المعدل بلغت % 63,38وهذا ما يشار إليه بالتباين

المفسر في المتغير التابع أي ان سعر الصرف الفعلي الحقيقي يفسر ما نسبته % 63,38من التغيرات التي تحدث في إجمالي الواردات الجزائرية.

حيث تتصف دالة الواردات بالمرونة بالنسبة لسعر الصرف الفعلي الحقيقي، وقدرت مرونة سعر الصرف 0.27 وهي تدل على أنه كلما ارتفع سعر الصرف الفعلي الحقيقي بنسبة 1% فإن ذلك سيؤدي لزيادة قيمة المنتجات الخارجية بنسبة ،0.27% وأنها لا تتفق مع النظرية الاقتصادية، حيث أن النظرية الاقتصادية تفترض وجود علاقة عكسية بين سعر الصرف الحقيقي وإجمالي لواردات، بحيث انه كلما ارتفعت قيمة سعر الصرف الفعلي الحقيقي "أي انخفاض سعر الصرف الاسمي" فإن إجمالي الواردات الجزائرية من المفترض انخفاضها، وذلك بسبب ارتفاع اسعار السلع الاجنبية بالنسبة للسلع المحلية، ولكن بسبب أن معظم الواردات الجزائرية هي عبارة عن سلع استهلاكية ضرورية ولا يمكن الاستغناء عنها فان قيمة الواردات سوف لا تنخفض، وكذلك لأن الواردات الجزائرية تحتوي على مواد مصنعة التي تدخل في الصناعة الجزائرية ولا يوجد بديل محلي لها لذا فان التاجر الجزائري لا يمكنه الاستغناء عنها.

ب) النموذج [02] دالة نموذج الصادرات المقدرة:

معظم معاملات النموذج كانت معنوية عند مستوى، 5%بالإضافة لذلك فإن قيمة معامل التحديد المعدل بلغت % 97,95وهذا ما يشار إليه بالتباين المفسر في المتغير التابع أي ان سعر الصرف الفعلي الحقيقي يفسر ما نسبته % 97,95من التغيرات التي تحدث في إجمالي الصادرات الجزائرية.

وهناك علاقة طردية بين كل من سعر الصرف الفعلي الحقيقي للصادرات مع إجمالي قيمة الصادرات، وهذه العلاقة تتوافق مع النظرية الاقتصادية بحيث أن ارتفاع سعر الصرف الفعلي الحقيقي للصادرات "انخفاض سعر الصرف الاسمي" سوف يزيد من إجمالي الصادرات الجزائرية، حيث قدرت مرونة سعر الصرف بـ0.56711 وهي تدل على أنه كلما ارتفع سعر الصرف الحقيقي بنسبة 1% فإن ذلك سوف يؤدي إلى زيادة الطلب على الصادرات الجزائرية بنسبة % 0.56، فارتفاع سعر الصرف يعني انخفاض قيمة العملة المحلية وبالتالي انخفاض أسعار الصادرات الجزائرية في الأسواق الخارجية، مما يدفع المستهلكين الأجانب إلى زيادة الطلب على الصادرات الجزائرية وبالتالي

إلى ارتفاع قيمة الصادرات الوطني، وتجدر الإشارة إلى أن سعر الصرف الحقيقي يرتفع في حالة انخفاض الأسعار المحلية P حيث تصبح السلع المحلية أرخص مقارنة مع السلع الأجنبية فيزيد الطلب على المنتجات الجزائرية وبالتالي تزداد الصادرات يتحسن ميزان المدفوعات وهذا يشكل أثراً ايجابياً عليه، كما ان سعر الصرف الحقيقي يرتفع في حالة ارتفاع الأسعار الأجنبية P فيتجه الطلب العالمي نحو السلع المحلية فترتفع الصادرات وبالتالي يمكن القول إن سياسة تخفيض العملة لها أثر ايجابي في تشجيع الصادرات الجزائرية وبالتالي في تحسين ميزان المدفوعات.

جـ) النموذج [03] دالة نموذج الناتج المحلي الإجمالي:

يتضح لنا من الجدول رقم 4 الذي يحتوي على نتائج تقدير العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي وإجمالي الناتج المحلي الحقيقي، أن تأثير المتغير المستقل "سعر الصرف الحقيقي" كان تأثير عكسي على الناتج المحلي الاجمالي بمعنوية عند مستوى1%، وأن إشارتها تتوافق مع النظرية الاقتصادية حيث تتصف دالة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بالمرونة بالنسبة لسعر الصرف الحقيقي، وقدرت مرونة سعر الصرف الحقيقي ب - 0.49وهي تدل على أنه كلما ارتفع سعر الصرف الحقيقي بنسبة 1% فإن ذلك سيؤدي لانخفاض النمو في الناتج المحلي الحقيقي بنسبة ،0,49% وذلك بسبب ارتفاع قيمة الواردات الجزائرية بالنسبة للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، ومن السابق يتضح لنا ان تأثير سعر الصرف على الواردات كان إيجابيا، وهو ما يفسر الأثار الانكماشية لانخفاض سعر الصرف الحقيقي " ارتفاع سعر الصرف الاسمي للدولار مقابل الدينار" على نمو الناتج المحلي الإجمالي، بالإضافة لذلك فإن قيمة معامل التحديد المعدل بلغت ،99% وهذا ما يشار إليه بالتباين المفسر في المتغير التابع.

4-4) تقدير صيغة تصحيح الخطأ لنموذج ARDL-ARDL ECM:

لغرض قياس العلاقة قصيرة الامد، فقد تم استخدام نموذج تصحيح الخطأ Error correction model. حيث ان هذا النموذج له ميزتان: الأولى: هي قياس العلاقة قصيرة الأمد. الثانية: هي انها تقيس سرعة التعديل لإعادة التوازن في النموذج الديناميكي .

ويوضح الجدول رقم 05 نتائج تقدير صيغة تصحيح الخطـ ـأ لنموذج ARDL المختار بواسطة SBC في حالة إذا كان المتغير التابع هو Imp وكما يوضح أيضا نتائج تقدير صيغة تصحيح الخطأ لنموذج ARDL المختار بواسطة SBC في حالة إذا كان المتغير التابع هو Exp ويوضح كذلك نتائج تقدير صيغة تصحيح الخطأ لنموذج ARDL المختار بواسطة SBC في حالة إذا كان المتغير التابع هو Gdp، ويتضح نتائج الجدول ما يلي:

وجود معنوية إحصائية لمعامل كل من ECM_1(-1) وECM_2(-1) وECM_3(-1) مع وجود إشارة سالبة لهذا المعامل. ويؤكد هذا علي وجود تكامل مشترك بين المتغيرات محل الدراسة سواء في المعادلة التي فيها Imp متغير تابع أو في المعادلة التي فيها Exp متغير تابع، أو في المعادلة التي فيها Gdp متغير تابع.

بالنسبة للمعادلة التي Imp متغير تابع كانت القيمة المقدرة لمعامل ECM_1(-1) تساوي -0.596ويعني هذا أن حوالي % 59.6 من الخلل في التوازن Imp في السنة السابقة يتم تصحيحه في السنة الحالية.

بالنسبة للمعادلة التي فيهاExp متغير تابع كانت القيمة المقدرة لمعامل ECM_2(-1) تساوي -0.2943 ويعني هذا أن حوالي % 29.4 من الخلل في التوازن فيهاExp في السنة السابقة يتم تصحيحه في السنة الحالية.

بالنسبة للمعادلة التي فيها Gdp متغير تابع كانت القيمة المقدرة لمعامل ECM_3(-1) تساوي -0.2943 ويعني هذا أن حوالي % 29.4 من الخلل في التوازن فيهاExp في السنة السابقة يتم تصحيحه في السنة الحالية.

وجود أثر موجب ومعنوي للتغير في سعر الصرف الحقيقي على إجمالي الواردات الجزائرية. في الأجل القصير.

وجود أثر موجب ومعنوي للتغير في سعر الصرف الحقيقي على إجمالي الصادرات الجزائرية في الأجل القصير.

وجود أثر سالب ومعنوي للتغير في سعر الصرف الحقيقي على إجمالي الناتج المحلي الحقيقي في الأجل القصير.

الجدول رقم :(05) نتائج تقديرات نموذج تصحيح الخطأ لنموذج الـ **ARDL**

النماذج المقدرة	تقدير النموذج [01]		تقدير النموذج [02]		تقدير النموذج [04]	
المتغيرات	المعلمات	الاحتمالية	المعلمات	الاحتمالية	المعلمات	الاحتماليـ
Dimp			0.58709	0.0081	-0.0729	0 .395
Dexp	0.17762	0.2694			0	0.689
Dinf	0.04401	0.087	-0.0597	0.0183	0.2157	0.015
Dgdp	0.0602	0.0302	0.24556	0.3715		
Doil	-	0.4967	0.5629	0.0000	0.18	0.000
Dtcer	0.13053	0.02	0.56711	0.0014	-0.4598	0.000
ECM (-1)	0.002	-0.596	0.2943	0.000	-0.0962	0.023
معامل التحديد	0.213890		0.849569		0.809043	

النتائج تم الحصول عليها باستخدام برنامج **EVIEWS 9**

5-4) اختبار استقرار النماذج Stability Test

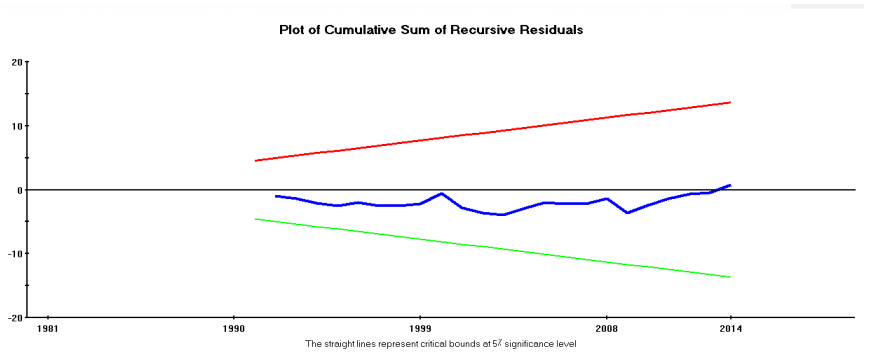
لكي نتأكد من خلو البيانات المستخدمة في هذه الدراسة من وجود أي تغيرات هيكلية فيها لا بد من استخدام أحد الاختبارات المناسبة لذلك مثل: المجموع التراكمي للبواقي المعاودة CUSUMوكذا المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة CUSUM of Squares ويعد هذان الاختباران من أهم الاختبارات في هذا المجال لأنه يوضح أمرين مهمين وهما تبيان وجود أي تغير هيكلي في البيانات، ومدى استقرار وانسجام المعلمات طويلة الأمد مع المعلمات قصيرة الأمد. وأظهرت الكثير من الدراسات أن مثل هذه الاختبارات دائما نجدها مصاحبة لمنهجية .

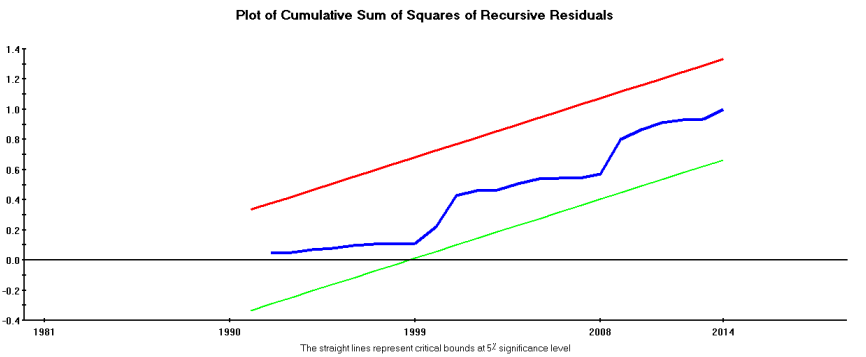
يتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة لصيغة تصحيح الخطأ لنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة، إذا وقع الشكل البياني لاختبارات كل من CUSUM و CUSUM of Squaresداخل الحدود الحرجة عند مستوى % 95، وعلى ضوء معظم هذه الدراسات قمنا بتطبيق اختبارات CUSUM و CUSUMSQ

من خلال الرسم البياني للنماذج 1 و 2 و 4، نلاحظ أن اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة CUSUM بالنسبة لهذه النماذج، يعبر عن وسط خطّي داخل حدود المنطقة الحرجة مشيرا إلى الاستقرار في هذه النماذج عند حدود معنوية 95% نفس الشيء بالنسبة لاختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي

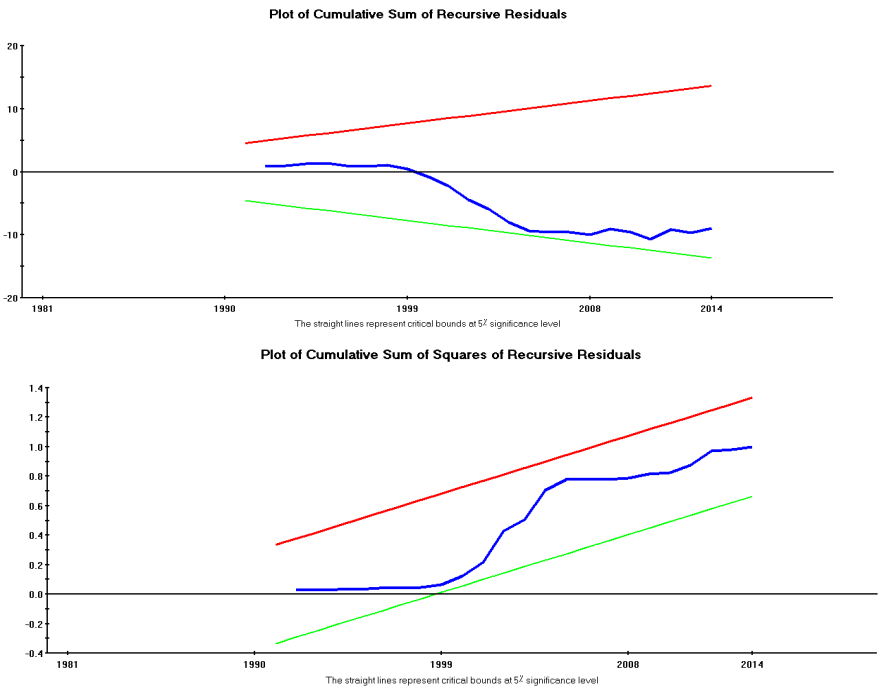
المعاودة CUSUMSQ، ويتضح من هذين الاختبارين أن هناك استقرارا وانسجاما في النماذج بين نتائج الأمد الطويل و نتائج فترة قصيرة المدي.

شكل رقم 1: الأشكال البيانية لإحصاء كل من **CUSUM**و **CUSUMSQ** لاستقرار معاملات صيغة تصحيح الخطأ لنموذج **ARDL** المختار (المتغير التابع: **GDP)**

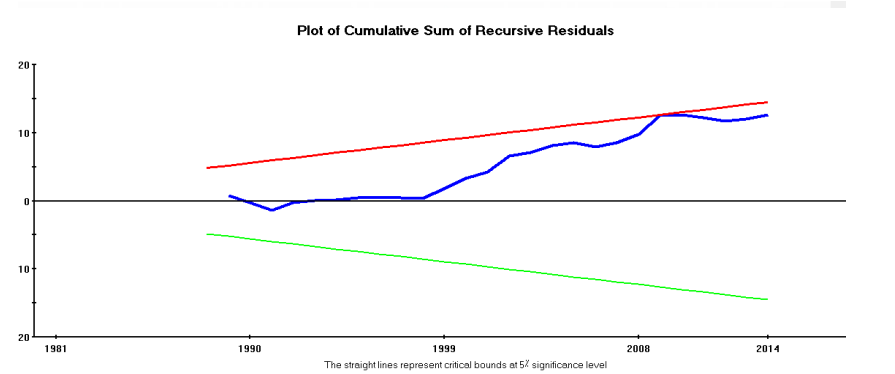


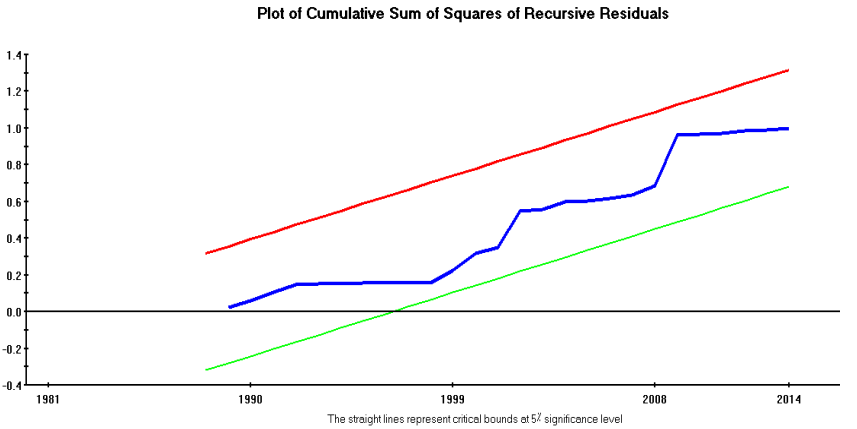


شكل رقم 2: الأشكال البيانية لإحصاء كل من CUSUMو CUSUMSQ لاستقرار معاملات صيغة تصحيح الخطأ لنموذج ARDL المختار (المتغير التابع: EXP)



شكل رقم 3: الأشكال البيانية لإحصاء كل من CUSUMو CUSUMSQ لاستقرار معاملات صيغة تصحيح الخطأ لنموذج ARDL المختار (المتغير التابع: IMP)





الخاتمة:

حاولنا من خلال هذه الدراسة معرفة مدى تأثير سعر الصرف على المتغيرات الكلية للاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1980-2014) باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية (ARDL)، حيث تم الاعتماد علي المتغيرات التالية لمعرفة مدي هذ التأثير: نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي (بالأسعار الثابتة للعملة المحلية)، التضخم (الأسعار التي يدفعها المستهلكون (% سنويا)) ، صادرات السلع والخدمات (% من إجمالي الناتج المحلي)، واردات السلع والخدمات (% من إجمالي الناتج المحلي)، أسعار نفط الخام، كمتغيرات مستقلة و سعر الصرف الحقيقي كمتغير تابع. وبعد نمذجة عدة معدلات تشرح مدي تأثير سعر الصرف على كل متغير من متغيرات الكلية للاقتصاد الجزائري تم تطبيق تقنية نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية (ARDL)، وتم التوصل الي النقاط التالية:

وجد علاقة عكسية بين سعر الصرف الحقيقي والناتج المحلي الحقيقي، فكلما ارتفع سعر الصرف الحقيقي، انخفض الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، أي أن تخفيض قيمة سعر الصرف له تأثير انكماشي على الناتج المحلي الإجمالي، وهذه النتيجة توافق دراسة سامية عمار عن تأثير سعر الصرف على الناتج المصري (2003)، ودراسة سعيد علي، محمد أبو السعود، عن تأثير سعر الصرف الحقيقي على الناتج الحقيقي في مصر(2007).

هناك علاقة طردية بين سعر الصرف الفعلي الحقيقي، وإجمالي الصادرات الجزائرية.

توجد علاقة طردية بين إجمالي الواردات الجزائرية وسعر الصرف الفعلي الحقيقي للواردات، وهذا يعني أن الواردات لا تستفيد من ارتفاع سعر الصرف، وذلك نتيجة لنوعية الواردات التي في معظمها استهلاكية ومواد خام للصناعات الجزائرية.

المراجع

أولاً: المراجع العربية

1) تومي صالح، مدخل لنظرية القياس الاقتصادي، ديوان المطبوعات الجامعية الجزائر، سنة 1999.

2) تومي صالح، مبادئ التحليل الاقتصادي، دار أسامة للطباعة والنشر والتوزيع الجزائر، سنة 2001.

3) تومي ربيعة، نمذجة سعر الصرف الاسمي في المدى الطويل باستعمال طريقة التكامل المشترك، رسالة ماجستير، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، جامعة الجزائر، سنة 2000.

4) زيرار، سمية وطالب، عوض، أثر سياسة سعر الصرف الأجنبي في الميزان التجاري الجزائري (2004 – 1970) دراسات، العلوم الإدارية، المجلد 36، العدد، 2009.

5) عباس، بلقاسم، سياسات سعر الصرف، جسر التنمية، المعهد العربي للتخطيط الكويت، العدد 23، 2003.

6) عبد العزيز، سعيد علي وأبو السعود، محمدي فوزي، العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي والناتج الحقيقي في مصر – دراسة تحليلية قياسية، مجلة الحقوق للبحوث القانونية والاقتصادية، العدد، 2002.

ثانيا: المراجع الأجنبية

1) Abu Qarn, Amer S. and Abu Bader, Suleiman. 2004. The Validity of ELG Hypothesis in the MENA Region: Cointergration and Error Correction Model Analysis, Applied Economics, 36, 1685-1695.

2) Doroodian, K. 1999. Does Exchange Rate Volatility Deter International Trade in Developing Countries?, Journal of Asian Economics.

3) John pippenger &Yousef Mohammed, "Price Levels and Exchange Rate: the case of Kuwait"1992.

4) Kara Amit and Nelson Edward, The exchange rate and inflation in UK, September 2002.

5) Begum, S. and Shamsuddin, A. F. M. (1998), "Exports and Economic Growth in Bangladesh," Journal of Development Studies, 35(1), 89-114.

6) Chang, T., Ho, Y-H, and Huang, C-J (2005), "A Reexamination of South Korea's Aggregate Import Demand Function: The Bounds Test Analysis," jed.econ.cau.ac.kr/newjed/full-text/30-1/09_J683.PDF

7) Kale, Pelin. 2001. Turkey's Trade Blance in the Short and the Long Run: Error Correction Modeling and Cointegration, The International Trade Journal, Volume XV, No. 1.

8) Van Marrewijk, Charles. 2005. Basic Exchange Rate Theories, Centre of International Economics Studies, Discussion Paper No. 0501.

9) Helmut Lytkepohi, Vector Autoregressive and Vector Error Correction Models in Applied Time series Econometrics Edited by Helmutlu Tkepohi, Markus Kratzig, Cambridge university press, New York, 2004 .

10) Fadli Fizari Abu Hassan Asari, Nurul Syuhada Baharuddin, Norazidah Shamsudin and Kamaruzaman Jusoff (2011) A (VECM) Approach in Explaining the Relationship Between Interest Rate and Inflation Towards Exchange Rate Volatility in Malaysia)Special Issue on Bolstering Economic Sustainability ,49-56, , ISSN 1818-4952 .

11) Nguyen Thi Thuy Vinh and Seiichi Fujita, (2007) The Impact of Real Exchange Rate on Output and Inflation in Vietnam: A VAR approach), March, Discussion Paper No.0625.

12) Hakan Berument and Mehmet Pasaogullari (2003) Effects of the real Exchange rate on Output on Inflation:Evidence from Turkey, The Developing Economies, XLI-4 December.