مجلة جامعة بنغازي العلمية

www.sjuob.uob.edu.ly

محددات سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي، دراسة تحليلية قياسية عن الفترة 1970-2010

الزروق احمد هويدي [1] * و محمد صالح العمروني [1]

[1] كلية الاقتصاد، قسم الاقتصاد، جامعة بنغازي.

تاريخ الاستلام : 15 / 04 / 2020 تاريخ القبول : 17 / 05 / 2020

الملخص

الهدف الرئيس من البحث هو دراسة العلاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي ومحدداته الأساسية، خلال الفترة 1970-2010. لتحقيق هذا الهدف، استُخْدِمَ اختبار التكامل المشترك اعتمادا على منهج ARDL. كما استُخْدِمَ اختبار ديكي فولر (ADF) أيضًا لاختبار جذر الوحدة للمتغيرات وتشير النتائج التي تُوصِّلَ إليها إلى أن جميع المتغيرات (الانفتاح، والإنفاق الحكومي، والاستثمار، والتقدم التقني، ومعدل التبادل الدولي) في النموذج المقدر مستقرة في فروقها الأولى، وجميعها تؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي على المدى الطويل، وكانت ذات معنوية إحصائية، باستثناء معدل التبادل الدولي. كما طُبِّقَ نموذج تصحيح الخطأ لتقدير العلاقة قصيرة المدى وتشير النتائج إلى أن معامل تصحيح الخطأ إشارته سالبة، وذو دلالة إحصائية عند مستوى 1٪، وقيمته مرتفعة إلى حد ما، وتبلغ حوالى - 0.60 وهذا يشير إلى أن حوالى 60 في المائة من اختلال التوازن في العام السابق يُصَحَّحُ في السنة اللاحقة، عند كل صدمة.

الكلمات المفتاحية:

سعر الصرف الحقيقي، جذر الوحدة، التكامل المشترك، الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، معدل التبادل.

Abstract

The main objective of the research is to study the long-run relationship between the real exchange rate of the Libyan dinar and its basic determinants during the period 1970-2010. To achieve this goal, the cointegration test was used based on the ARDL approach. The Dickey Fuller test (ADF) was also used to test the unit root of the variables and its findings indicate that all variables (openness, government expenditure, investment, technical progress, and terms of trade) in the estimated model are stable in their first differences, all of which were leading to a appreciate Real exchange rate in the long-run, and statistically significant, except for the terms of trade. Also, the error correction model was applied to estimate the short-run relationship and the results indicate that the error correction term is negative, statistically significant, and its value is somewhat high and is about - 0.60 and this indicates that, about 60% from disequilibrium in the previous year, is corrected in the following year, on each shock.

Keywords: real exchange rate, unit root, cointegration, real GDP, terms of trade.

1. المقدمة

أدت التوجهات الكبرى للاقتصاد العالمي لتبني نظام أسعار الصرف العائمة منذ عام 1973م إلى زيادة التباين ما بين أسعار الصرف الاسمية والحقيقة، وهذا التباين كان حاضرا حتى في الدول التي فضلت الإبقاء على نظام سعر الصرف الثابت (Mussa 1986). فسعر الصرف الاسمي المعرف على أساس عدد الوحدات من العملة المحلية التي يجب التنازل عنها في سبيل الحصول على وحدة نقدية واحدة من العملة الأجنبية، يقيس قوة عملة الدولة في سوق الصرف الأجنبي، غير أن ما يعاب عليه هو أنه لا يأخذ في الاعتبار فورقات الأسعار بين الدول الشركاء في التجارة، ومن ثم فهو لا يعكس القوة الشرائية أو التنافسية لاقتصاد الدولة في السوق الدولية. وعلى النقيض من ذلك فإن سعر الصرف الحقيقي يقيس التناسب بين القوة الشرائية لعملتي دولتي الشركاء في التجارة مع الأخذ في الاعتبار مستويات الأسعار في البلدين، ومن ثم فهو يساعد في الحكم على القدرة التنافسية لاقتصاد الدولة في السوق الدولية، كما أنه يلعب دورا رئيساً في الاقتصاد المعني. ويؤدي عدم الاستقرار فيه كما يشير العديد من الاقتصاديين إلى إعاقة الاستثمار وتدفق التجارة وسوء تخصيص الموارد، وتخفيض معدلات النمو الاقتصادي وتشويه الأسعار النسبية للسلع التجارية وغير التجارية، بل وحتى إلى زعزعة الاستقرار الاقتصادي. إن إدارة سعر الصرف تعد من أكثر المشكلات خطورة في الدول النامية – التي تعد ليبيا واحدة منها – من حيث الحصول على سعر الصرف الملائم، ونظرا لمحدودية المرونة في الأسعار الداخلية فإن تحديد سعر الصرف الحقيقي في الأجل القصير والطويل لا يتأتى إلا من خلال سعر الصرف الاسمي، فسعر الصرف هو أكثر الروابط الأساسية المعترف بها في العلاقات الاقتصادية الدولية، وبالتالي فإن أي سوء إدارة أو تشويه في سعر الصرف سيؤدي إلى اختلال التوازن ما بين الاقتصاد الداخلي والخارجي (Musa and Joseph, 2017)، ومن هنا وبناءً على ذلك فإن سعر الصرف الحقيقي كان ولا زال من أشد الموضوعات مثارا للنقاش والتحليل سواء من الناحية النظرية أو التطبيقية وذلك لدوره المهم في الاقتصاد، ولقد أجريت دراسات عديدة شملت الدول المتقدمة فضلا عن النامية، وبينت الدارسات أن أفضل الدول أداءً من الناحية الاقتصادية هي تلك التي استطاعت تحقيق المواءمة ما بين سعر الصرف الحقيقي ومستواه التوازني في الأجل الطويل، في حين أشارت بعض الدراسات الأخرى إلى أن كثيرا من حالات الفشل الاقتصادي ولاسيما في الدول النامية إنما كانت بسبب السياسات الاقتصادية الكلية غير المُنَسِّقَةِ مع سياسة سعر الصرف.

2. أهمية وهدف الدراسة:

رغم أهمية سعر الصرف الحقيقي في التأثير على أغلب المتغيرات الاقتصادية، إلا أن سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي لم يحظ بالاهتمام والدراسة، لا على المستوى المحلي، باستثناء دراسة واحدة أجراها Chowdhury and Ali, (2012). ولا على المستوى الإقليمي. ففي دراسة أجراها M. O. Odedokun (1997) شملت جميع الدول الإفريقية التي

* للمراسلات الي الزروق احمد هويدي :

البريد الإلكتروني :
zarroug.howaidi@uob.edu.ly

تعدادها يفوق المليون نسمة مع نهاية التسعينات، إلا أنه استُبْعِدتْ خمس دول من بينها ليبيا[1]، كما قام كُلٌّ من Imed and Christophe, (2003) بتحديد محددات سعر الصرف الحقيقي على المدى الطويل لعينة مكونة من 45 دولة نامية، من إفريقيا وآسيا وأمريكا اللاتينية. قسمت إلى ثلاث مجموعات وفقا للمعايير الجغرافية. شملت الدراسة 21 دولة افريقية[2]، إلا أن ليبيا لم تكن منها، الأمر الذي يمكن إرجاعه لنقص البيانات عن الاقتصاد الليبي في قواعد البيانات الدولية[3]. من هنا جاءت أهمية هذه الدراسة في محاولة لإثراء الأدب الاقتصادي في هذا الجانب. وتهدف هذه الدراسة لتحديد أهم العناصر الأساسية المحددة لسعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي، وبما يمكن صانعي السياسات الكلية في الاقتصاد من التأثير على هذه المتغيرات الأساسية، وبما يكفل الحفاظ على تحركات سعر الصرف الحقيقي بحيث يكون دائما قريبا من المستوى التوازني له على المدى الطويل، ولتحقيق هذا الهدف فقد نُظِّمَ ما تبقى من الورقة على النحو التالي: 3. مفهوم سعر الصرف الحقيقي، 4. الدراسات السابقة، 5. الإطار النظري، 6. مصادر البيانات واختبار جذر الوحدة، 7. المنهجية وتوصيف النموذج،8. النتائج العملية، 9. الخلاصة.

3. مفهوم سعر الصرف الحقيقي:

إن تحديد مفهوم سعر الصرف الحقيقي يعد من الموضوعات التي استرعت اهتماما كبيرا في الاقتصاد الدولي. فسعر الصرف الحقيقي يعبر عن الشروط التجارية للسلع والخدمات في الداخل والخارج. ويعرف بأنه سعر الصرف الاسمي المعدل بالأسعار النسبية للسلع والخدمات المحلية والأجنبية. ويعزز سعر الصرف الحقيقي عندما ينخفض سعر الصرف الاسمي أو/ و يرتفع معدل التضخم المحلي مقارنة بالدول الأخرى الشركاء في التجارة، وهذا يمكن أن يضعف القدرة التنافسية للاقتصاد المعني، حيث إن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي ينجم عنه عجز تجاري يقلل من النشاط الاقتصادي المحلي، ومن ثم تنخفض الأجور المحلية، وترتفع الأسعار والعكس صحيح.

كثيراً ما يستخدم مصطلح سعر الصرف الحقيقي التوازني معياراً لتقويم ما إذا كان سعر الصرف الحقيقي قويا جدا أم ضعيفا جدا. حيث يمكن تعريف المستوى التوازني لسعر الصرف الحقيقي على أنه سعر الصرف الحقيقي المنسجم مع حالة التوازني الداخلي والخارجي. التوازني الداخلي يعني أن جميع عناصر الإنتاج المتاحة كالعمل ورأس المال موظفة بالكامل مع استقرار في مستوى التضخم في الأجور والأسعار، وأما التوازن الخارجي فيمكن النظر إليه على أنه تلك الحالة التي يكون فيها استقرار في صافي الأصول الأجنبية. ويظل مفهوم سعر الصرف الحقيقي التوازني غامضا في الأدبيات الاقتصادية. فقد اقترحت العديد من مفاهيم سعر الصرف الحقيقي التوازني[4] (Q.Farooq, et. al., 2003)، فمن الناحية النظرية يرى Faruqee, (1995) أن هناك منهجين لقياس سعر الصرف الحقيقي هما:

المنهج الأول: هو حساب سعر الصرف الحقيقي على أساس الشروط الداخلية Internal terms عن طريق ضرب سعر الصرف الاسمي (NER) في الأسعار النسبية للسلع التجارية (Pt) وغير التجارية (Pn) على النحو التالي:

$$RER = \left(NER * P_t / P_n\right) \quad \ldots\ldots (1-3)$$

يستخدم RER للتنبؤ باتجاه (الميل على المدى البعيد) ارتفاع / انخفاض سعر الصرف الاسمي (NER).

يستخدم RER للتنبؤ باتجاه (الميل على المدى البعيد) ارتفاع / انخفاض سعر الصرف الاسمي (NER).

هذا التعريف قد يكون ذا فائدة أكبر عندما يكون الغرض من الدراسة هو قياس القدرة التنافسية للدولة في السوق الدولية، فهو يظهر التوازن الداخلي والخارجي في الوقت نفسه ، غير أنه من أجل التحليل التطبيقي ولاسيما في الدول النامية – مثل ليبيا – وبسبب النقص في البيانات وعدم توافر البدائل المناسبة لمؤشرات الأسعار فإن المنهج الثاني قد يكون أكثر ملاءمة لقياس سعر الصرف الحقيقي.

المنهج الثاني: طبقا لـ Edwards, (1988) فإن سعر الصرف الحقيقي يمكن قياسه وفقا للمعادلة التالية:

$$RER = \left(NER * P_f / P_d\right) \quad \ldots\ldots (2-3)$$

حيث إن Pf ، Pd: هي الأسعار الأجنبية والمحلية على التوالي.

يتميز هذا التعريف لسعر الصرف الحقيقي بأنه يقوم على مبدأ تعادل القوة الشرائية (PPP) الذي يقدم نموذجا اقتصاديا أساسيا لتفسيره، وهناك أيضا ميزة أخرى له وهو أنه عن طريق هيكل الأسعار المحلية ما بين الدول الشركاء في التجارة يوفر رابطا أفضل ما بين سوق السلع والأصول في الدول الشركاء في التجارة. ووفقا للمعادلة أعلاه فإن الانخفاض في قيمة RER يعني أن هناك ارتفاعا حقيقيا في سعر الصرف الاسمي، والعكس صحيح[5].

4. الدراسات السابقة:

1. في محاولة لتحديد أهم العناصر المحددة لسعر الصرف الحقيقي للنيرا النيجيرية (Nigerian naira) عن الفترة 1980-2016، من قبل Musa and Joseph, D. (2017)، وباستخدام منهجية متجه تصحيح الخطأ للتكامل المشترك (VECM)، لفصل محددات الأجل الطويل والقصير لسعر الصرف الحقيقي للنيرا. كشفت النتائج عن أن التغيرات في مستوى الأسعار المحلية، وفروقات أسعار الفائدة، والانفتاح الاقتصادي، والإنفاق الحكومي، وتدفقات رأس المال هي التي تحكم التغيرات طويلة الأجل في RER، في حين أن التغيرات قصيرة الأجل تسيطر عليها مستويات الأسعار المحلية، وفروقات أسعار الفائدة، وتدفقات رأس المال.
2. قام كُلٌّ من Ahmedin and Ahmed, (2014)، بدراسة الأساسيات المحددة للانحرافات في سعر الصرف الحقيقي للجنيه السوداني، عن الفترة 1980-2011، من خلال تطبيق أسلوب متجه تصحيح الخطأ للتكامل المشترك (VECM). أظهرت النتائج أن التحركات في RER للجنيه يمكن تفسيرها عن طريق صافي الأصول الأجنبية، وفروقات الإنتاجية، والإنفاق الحكومي، والصدمات التجارية (معدل التبادل الدولي).
3. أجرى Chowadhury and Ali, (2012)، دراسة على الاقتصاد الليبي، وباستخدام بيانات سنوية عن الفترة 1970-2007، لمعرفة العوامل الأساسية المحددة لسعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي، من خلال تطبيق طريقة التكامل المشترك ذي فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)، وانتهت الدراسة إلى المتغيرات الرئيسة المحددة للسعر الحقيقي للدينار هي شروط التبادل الدولي: الإنفاق الحكومي، وفروقات

---

[1] قد يعود السبب في ذلك إلى عدم توافر البيانات عن الاقتصاد الليبي في منشورات الإحصائيات الدولية ، كمنشورات صندوق النقد الدولي التي اعتمدت عليها الدراسة في الحصول على بيانات دول العينة.

[2] مصر، تونس، الجزائر، المغرب، بنين، بوركينا فاسو، بوروندي، الكاميرون، الكونغو، جمهورية الكونغو الديمقراطية، ساحل العاج، إثيوبيا، الغابون، غامبيا، غانا، غينيا بيساو، كينيا، مالي، موزمبيق، النيجر، السنغال.

[3] اعتمدت الدراسة في الحصول على البيانات لبلدان العينة من: قاعدة بيانات البنك الدولي للبيانات الأساسية ومن قاعدة البيانات الفرنسية للـCEPIIلسعر الصرف الحقيقي.

[4] يمكن الرجوع أيضا إلى Edwards, S (1989-1991), Hinkle and Montiel (1999), Macdonald and Stain (1999), Drive and Twestaway (2001).

[5] في بعض الحالات يُحْسَبُ سعر الصرف الحقيقي وفقاً للصيغة التالية:-
RER = Pd / NER * Pf
وفي مثل هذه الحالة، فإن الانخفاض (الارتفاع) في قيمة RER يعني أن هناك انخفاضاً (ارتفاعاً) حقيقياً في قيمة العملة المحلية.

أسعار الفائدة، وصافي الأصول الأجنبية، والانفتاح الاقتصادي، وأخيرا التقدم التقني وتحسن الإنتاجية وإن كان تأثيره ضعيفاً جدا.

4. في دراسة عن الاقتصاد السعودي أجراها Emad, (2012)، للفترة 1980-2009، في محاولة لقياس الانحرافات في الريال السعودي، من خلال تقدير سعر الصرف الحقيقي للريال على المدى الطويل، وباستخدام تقنية متجه تصحيح الخطأ للتكامل المشترك (VECM)، تَوَصَّلَتِ الدراسةُ إلى أن الإنفاق الحكومي الاستهلاكي، والنمو في الناتج المحلي الإجمالي، وإجمالي التكوين الرأسمالي هي أهم محددات سعر الصرف الحقيقي للريال.
5. ومن الدراسات التي حاولت تحديد العلاقة ما بين سعر الصرف الحقيقي ومحدداته الأساسية دراسة Mamta, (1999)، على اقتصاد باباو غينيا الجديدة، وذلك عن الفترة 1970-1994 وباستخدام بيانات سنوية، مستخدما الصيغة المختزلة لنموذج Edwards, (1991)، وقُدِّرَ باستخدام طريقة التكامل المشترك لجوهانسون Johanson Co-integration Analysis (1989)، وكان الهدف من الدراسة، هو تقديم نموذج ديناميكي، لتحديد RER، مع التركيز على تأثير المتغيرات الاسمية والحقيقية، في تحديد سلوك سعر الصرف الحقيقي التوازني، في الأجل القصير والطويل. وانتهت الدراسة إلى أن التخفيض الاسمي في سعر الصرف يلعب الدور الرئيس في تحديد RER، بينما صافي التدفقات الرأسمالية، والمساعدات الخارجية، والقيود على التجارة، والسياسات الكلية التوسعية تقود إلى ارتفاع RER، بيد أن التحسن في شروط التجارة يبدو أن ليس لهُ تأثير على RER.
6. قام Edwards, (1991) بدراسة سعر الصرف الحقيقي لمجموعة من الدول النامية شملت 12 دولة، بهدف تحديد أهم المتغيرات التي تحدد سلوك RER في الأجل الطويل. وذلك عن الفترة 1962-1984وباستخدام بيانات ربع سنوية، وقُدِّرَ باستخدام طريقة المربعات الصغرى (Ordinary Least Squares) وطريقة المتغيرات المساعدة (Instrumental Variables)، وخلصت الدراسة إلى أن المتغيرات الأساسية التي تحدد مسار RER في الأجل الطويل هي فائض الائتمان المحلي، والنمو في الائتمان المحلي، وعجز الميزانية، والتخفيض الاسمي في قيمة العملة، ومعدل التبادل الدولي، والإنفاق الحكومي، والاستثمار، والقيود على التجارة والصرف، والتدفقات الرأسمالية، والنمو الاقتصادي.

5. الإطار النظري:

رغم أن الاستقرار في سعر الصرف الحقيقي مهم جدا في تحقيق الاستقرار الاقتصادي، إلا أن مسالة تحديد العوامل الرئيسة المحددة له لا تزال قضية جدلية في الأدب الاقتصادي ولا يوجد اتفاق حولها، وعلى الرغم من هذه الاختلافات النظرية ما بين النماذج التي تناولت مسالة تحديد سعر الصرف الحقيقي، إلا أنها كانت متفقة في عدة جوانب منها:

أنها تعتمد على منهج المعادلة الواحدة في تحديد سعر الصرف الحقيقي الذي يسمح باستنباط صيغة مختزلة لسعر الصرف الحقيقي على المدى الطويل.

أن سعر الصرف الحقيقي على المدى الطويل يكون مدفوعا بمجموعة من المتغيرات الحقيقية الداخلية والخارجية التي تدعى بالأساسيات (Fundamentals) تبعا لـ Edwerds, S. and Savastano (1988).

عادة ما تربط النماذج النظرية سعر الصرف الحقيقي على المدى الطويل بالإنفاق الحكومي وفروقات الإنتاجية، أو ما يعرف بأثر بلاسا ساموسلن Balassa – Sumoulson Effect (Ba-Su-Ef) ومعدلات التبادل والانفتاح الاقتصادي وتدفقات رؤوس الأموال الأجنبية من بين مجموعة من المتغيرات الأخرى، وهذه تعرف بالمتغيرات الحقيقة، في حين أنه على المدى القصير فإن المتغيرات الحقيقية والاسمية كمتغيرات السياسات الكلية والتخفيض الاسمي في قيمة العملة تباشر أثرها علي سعر الصرف الحقيقي، ولكن على المدى الطويل المتغيرات الحقيقة فقط هي التي تحدد قيمة سعر الصرف الحقيقي.

في هذه الدراسة سَيُتَّبَعْ منهج المعادلة الواحدة، من أجل تحديد العوامل الأساسية التي تحدد سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي على المدى الطويل، وحيث إن هناك العديد من النماذج النظرية لتحديد سعر الصرف الحقيقي، فإننا هنا سنقوم بتقدير العلاقة طويلة الأجل ما بين سعر الصرف الحقيقي وعدد محدود من العوامل الحقيقية التي لها تأثير نظري علي سعر الصرف الحقيقي على المدى الطويل، وفقا للنموذج المقترح من قبل Edwards, S. (1991b). ومن المفيد وقبل مباشرة تحليل النموذج تناول هذه النماذج بشيء من الإيجاز كما قدمه Edwards 1988: 6-7) نفسه وباختصار على النحو التالي:

"المحددات الأساسية لسعر الصرف الحقيقي التوازني (ERER)، هي تلك المتغيرات الحقيقية التي بالإضافة إلى سعر الصرف الحقيقي، تلعب دورًا كبيرًا في تحديد الوضع المستدام الداخلي والخارجي للبلد على المدى الطويل. المتغيرات الأساسية و RER بشكل مشترك تحدد الوضع الداخلي والخارجي للبلد. وعلى الرغم من وجود العديد من هذه المتغيرات في المناقشات التحليلية، فإنه يمكننا التمييز بين فئتين واسعتين من الأساسيات: الأساسيات الخارجية والأساسيات المحلية. تتضمن أساسيات RER الخارجية (أ) الأسعار الدولية (أي، شروط التجارة الدولية)، (ب) التحويلات الدولية، بما في ذلك تدفقات المساعدات الخارجية، و (ج) أسعار الفائدة الحقيقية العالمية. ويمكن تقسيم أساسيات RER المحلية إلى تلك المتغيرات التي تتأثر بشكل مباشر بقرارات السياسة وتلك المستقلة عنها. ومن بين العوامل الأساسية الأكثر أهمية لسياسة RER هي: (أ) تعريفات الاستيراد، حصص الاستيراد، وضرائب التصدير، (ب) القيود على الصرف ورأس المال، (ج) الضرائب والإعانات الأخرى، (د) تكوين الإنفاق الحكومي. ومن بين الأسس المحلية غير السياسية، يعد التقدم التكنولوجي هو الأهم."

نموذج Edwards هو نموذج للتوازن العام عبر الزمن، لاقتصاد صغير ومفتوح، حيث يمكن فيه تبادل السلع التجارية وغير التجارية. ومن هذا النموذج النظري يمكننا اشتقاق معادلتين الأولى تصف المحددات الأساسية المؤثرة على سعر الصرف الحقيقي كما يلي:

$$\log(R_t^*) = \delta_0 + \delta_1 \log(Fu_{it}) \quad \ldots\ldots(1-5)$$

حيث إنR* : هو سعر الصرف الحقيقي التوازني، Fu : هو متجه قيم المتغيرات الأساسية.

بينما توضح المعادلة الثانية ديناميكية سعر الصرف الحقيقي إذ يَعْتَقِدُ Edwards أن سعر الصرف الحقيقي في الأجل القصير يتجه نحو معدله التوازني بسرعة تعطى بقيمة المعلمة (θ) والمعادلة التي تصف هذه الديناميكية هي: -

$$\log(\Delta R_t) = \theta\left[\log(R_t^*) - \log(R_{t-1})\right] - \lambda\left[Z_t - Z_t^*\right] + \Phi\left[\log(E_t) - \log(E_{t-1})\right] \quad \ldots\ldots(2-5)$$

حيث إنRt: هو سعر الصرف الحقيقي، *Rt: هو سعر الصرف الحقيقي التوازني، Zt: هو مؤشر لسياسات الاقتصاد الكلي (معدل نمو الائتمان المحلي مثلا)، *Zt: هو المستوى المستدام لسياسات الاقتصاد الكلي، Et: سعر الصرف الاسمي، θ، λ، φ: هي معلمات تحسب أهم الجوانب الديناميكية لعملية التعديل.

تثبت المعادلة أعلاه أن الديناميكية الفعلية لسعر الصرف الحقيقي تستجيب لعوامل ثلاثة هي: -

أولاً: سيكون هناك اتجاه مستقل لـ RER لتصحيح حالات الاختلال القائمة التي يحددها معامل التصحيح الجزئي مع جميع المتغيرات الأخرى. إن عملية التصحيح الذاتي تميل للحدوث تحت نظام سعر الصرف الثابت من خلال تخفيض أسعار السلع غير التجارية وزيادة أسعار السلع التجارية. وتُحْسَبُ السرعة التي يحدث بها التعديل الذاتي في المعادلة أعلاه بوساطة المعلمة θ، فكلما صَغُرَتْ θ (اقتربت من الصفر) فإن سرعة تصحيح الاختلال فيRER ستكون إبطاء، ونظريا، قيمة θ تعتمد على قيمة المعلمات الأخرى المختلفة في النموذج. بالإضافة إلى ذلك، فإن عدداً من العوامل

المؤسسية بما في ذلك مدى حركة رؤوس الأموال و قوانين الأجور، فإن عملية التصحيح الذاتي هذه يمكن أن تكون بطيئة ومكلفة للغاية من حيث الناتج الحقيقي المفقود وتزايد البطالة، مما قد يؤثر على مستوى هذا التعديل.

ثانياً: ترتبط التحركات في RER بالسياسات الكلية في الاقتصاد وتُعْطَى عن طريق المعلمة λ [Zt - Zt*] -، ينص هذا المؤشر على أنه إذا كانت سياسات الاقتصاد الكلي غير مستدامة على المدى المتوسط والطويل وأنها غير منسجمة مع سعر الصرف الثابت، بمعنى أن Zt* <Zt فالنتيجة ستكون ضغطاً باتجاه ارتفاع حقيقي إذا كانت 0 < (Zt - Zt*) مع العوامل الأخرى المعطاة، و0 > log (ΔRt). ويلاحظ أنه إذا كان هناك اختلال في توازن الاقتصاد الكلي، أو أن المعلمة λ كبيرة بما فيه الكفاية، فإنه يمكن لهذه القوى الهيمنة بسهولة على معامل التعديل الذاتي، مما يولد درجة متزايدة من المغالاة في التقويم مع مرور الوقت.

ثالثاً: يرتبط المحدد الثالث للتحركات في سعر الصرف الحقيقي بالتغيرات في سعر الصرف الاسمي (تخفيض القيمة الاسمية للعملة)، ويُحْسَبُ بواسطة ((Et) - log (Et-1) Φ، هذه المعلمة (Φ تَحْتَسِبُ بدقة الآثار المترتبة على النموذج من عملية التخفيض، وسيكون لتخفيض القيمة الاسمية للعملة تأثير إيجابي على المدى القصير أي انخفاض حقيقي، وسيعتمد الحجم الفعلي لهذا الانخفاض الحقيقي على المعاملة Φ، وهي في حد ذاتها دالة للخصائص الهيكلية والمؤسسية للاقتصاد المعني، وكلما كانت Φ أكبر كان التأثير اللحظي لخفض قيمة العملة أكبر على RER.ورغم أن المعادلة أعلاه تبين حقيقة أنه على الرغم من أن تخفيض قيمة العملة الاسمية سيكون له تأثير على RER في المدى القصير إلا أن هذا التأثير لن يستمر بالضرورة على المدى الطويل وسيعتمد على قيمة المعلمتين الأخريين في المعادلة أعلاه، وبشكل أكثر دقة، يعتمد على الشروط الأولية التي حُسِبَتْ بوساطة (Rt-1) - log (Rt*) log (وعلى السياسات الاقتصادية الكلية المصاحبة المحسوبة عن طريق (Zt - Zt*). كما أن تخفيض القيمة الاسمية للعملة سيساعد عملية التعديل إلى الحد الذي يكون فيه الشرط الأول في حالة عدم توازن، وإذا كانت هذه العملية (عملية التخفيض) مصحوبة بسياسات اقتصادية كلية متسقة. ومن الخصائص المهمة للمعادلة أعلاه أنه ومن خلال السماح للقوى الثلاثة المختلفة بالتفاعل، فإنه يمكننا من حيث المبدأ الحصول على حركات مقدرة لسعر الصرف الحقيقي تشبه تلك التقلبات الملحوظة (Edwards, 1991).

بالرجوع للمعادلة (1-5)، (2-5) أعلاه يمكن اشتقاق النموذج المقدر لسعر الصرف الحقيقي كالتالي:

$$\log(R_t) = \mu_0 + \mu_i \log(Fu_{it}) + \alpha \log(R_{t-1}) - \lambda[MP_t] + \Phi[NDEV_t] + V_t \quad \ldots\ldots(3-5)$$

حيث إن Rt: هو سعر الصرف الحقيقي، Fut: متجه قيم المتغيرات الأساسية،MPt: هو متجه السياسات الاقتصادية الكلية، NDEV: التخفيض الاسمي في سعر الصرف، μ0: الثابت في النموذج، μi: معلمات المتغيرات الأساسية ، α: هو سرعة التعديل نحو التوازن، λ: معامل التكيف مع فجوة السياسات الاقتصادية الكلية، Φ: معامل سرعة التكيف للانخفاض في سعر الصرف الاسمي، Vt: حد الخطاء العشوائي.

6. مصادر البيانات، واختبار حذر الوحدة:

اعتمدت الدراسة في الحصول على البيانات من النشرات الاقتصادية المختلفة، والتقارير السنوية لمصرف ليبيا المركزي. والبيانات الاقتصادية والاجتماعية في ليبيا عن الفترة (1962-2006)، ومنشورات مركز البحوث والعلوم الاقتصادية، ديسمبر 2010. وصندوق النقد الدولي، والإحصاءات المالية الدولية إصدارات مختلفة. والبنك الدولي، ومؤشرات التنمية العالمية، صفحة ليبيا.

6.1 اختبار جذر الوحدة:

يُجَادِلُ Nelson and Plosser, (1982) بأن جميع السلاسل الزمنية تقريبًا عادة ما يكون لها جذر وحدة. وسواء كان جذر الوحدة موجودًا أم لا، فإنه يساعد على تحديد بعض ميزات توليد البيانات الرئيسة لسلسلة ما. في حالة عدم وجود جذر وحدة (مستقرة) ، تتقلب السلسلة حول متوسط ثابت طويل الأجل ، مما يشير إلى أن السلسلة لها تباين محدود يعتمد على الزمن. من ناحية أخرى، لا تميل السلسلة غير المستقرة إلى العودة إلى المسار الطويل الأجل، وتعاني من تأثيرات دائمة للصدمات العشوائية، ومن هنا تتبع مسارًا عشوائيًا (Glynn, et. al., 2007)، لذلك، يجب على الباحث إجراء العديد من الاختبارات الإحصائية عند التعامل مع بيانات السلاسل الزمنية، لأنه عادة ما يظهر اتجاه في بيانات السلاسل الزمنية بمرور الوقت. أيضًا، تشير طبيعة البيانات إلى نوع الاختبار (الاختبارات) الذي يمكن أن يكون الاختيار المناسب للتطبيق. بناءً عليه، يجب التحقق من أن البيانات مستقرة قبل اتخاذ قرار طريقة القياس. لهذا الغرض، تستخدم اختبارات إحصائية مختلفة لفحص خاصية جذر الوحدة للمتغيرات المعنية (Ahmad, et. al., 2016) وتأكيدها . والاختبارات المستخدم في هذه الدراسة هو اختبار ديكي فولر الموسعAugmented Dickey Fuller test (ADF)للتحقق ما إذا كانت البيانات مستقرة في المستوى أم أن لديها اتجاهاً زمنياً يظهر مع مرور الوقت.

1.6. 6-1-1- اختبار ديكي فولر الموسع (ADF):

نظرًا لأنه من غير المرجح أن يكون للخطأ العشوائي ضَجِيجٌ أَبْيضُ (white noise)، قام ديكي وفولر بتمديد إجراءات الاختبار خاصتهما، مشيرين إلى إصدار إضافي للاختبار يتضمن متباطئات إضافية للمتغير التابع من أجل التخلص من مشكلة الارتباط الذاتي في البواقي. بحيث يُحَدَّدُ طول فترة الإبطاء بناء على معايير المعلوماتية لاكايك (Akaike (AIC)) أو شورزبيسين(Schwarz Bayesian (SBC))، وذلك لتحديد طول فترة الإبطاء اللازمة لجعل حد الخطأ العشوائي له ضَجِيجٌ أَبْيضُ. اقترح Dickey and Pantula, (1987) سلسلة من اختبارات جذر الوحدة ، بدءًا من أكبر عدد من الجذور قيد التحقيق (ρ) وتخفض بمقدار واحد في كل مرة ترفض فيها الفرضية الصفرية، يجب أن تقلل فترة الإبطاء، حتى تُقْبَلُ الفرضية الصفرية، مما يعني أن بقايا انحدار ADF غير مرتبطة (white noise)، عند هذه النقطة توقف هذه العملية. هناك ثلاث معادلات لاختبار ADF كالتالي:

$$\Delta y_t = \mu y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \pi_t \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \, , i =$$

$$1,2..\rho \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1-5)$$

$$\Delta y_t = \lambda + \mu y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \pi_t \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \, , i =$$

$$1,2..\rho \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2-5)$$

$$\Delta y_t = \lambda + \theta t + \mu y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \pi_t \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \, , i =$$

$$1,2..\rho \ldots\ldots\ldots\ldots (3-5)$$

حيث λ هو الثابت؛ t الاتجاه الزمني؛ ρ هو طول فترة الإبطاء الكافي لضمان عدم وجود ارتباط ذاتي لبواقي الانحدار (white noise). يُسْتَخْدم معيار المعلوماتية (AIC) لتحديد طول فترة الإبطاء الأمثل أو ρ. تُرفَض الفرضية الصفرية (H0: μ = 0 orπ = 1, λ = θ = 0) بأن المتغير y غير مستقر إذا كانت μ معنويا سالبة، مقابل الفرضية البديلة (سلسلة مستقرة) H1: μ < 0 orπ < 1, λ ≠ 0, θ ≠ 0، حيث μ = ρ − 1. يشير عدم رفض الفرضية الصفرية إلى أن السلسلة الزمنية y غير مستقرة، كما أن إحصاء t(t − statistic) للتوزيع المعياري تكون غير مناسب، نظرا لأن إحصائية ADF المحسوبة (τ) لا تتبع التوزيع الطبيعي، ومن ثم تُطَبَّق إحصائية (τ − statistic) المعدة خصيصا بواسطة Dickey and Fuller. من ناحية أخرى، فإن رفض الفرضية الصفرية يعني أن السلسلة الزمنية مستقرة. الفرق بين الانحدارات الثلاثة هو وجود العناصر الحتمية λ، θ. لذلك، السؤال المهم الآن هو، هل من الأنسب تقدير المعادلة (5 − 1) أو (5 − 2) أو (5 − 3)؟ يقترح Dolado et al (1990)

إجراءً يبدأ من تقدير النموذج الأكثر عمومية الذي تقدمه المعادلة (3 – 5) (Asteriou and Stephen, 2011).

7. المنهجية وتوصيف النموذج:

يهدف هذا البحث لدراسة العلاقة طويلة الأجل ما بين سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي ومحدداته الأساسية. ولتحقيق ذلك أعْتُمِد أسلوب الارتباط الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة Autoregressive Distributed Lag) ((ARDL) للتكامل المشترك، الذي يعرف أيضا بمنهج اختبار الحدودBounds Testing Approach، والذي طُوِّرَ من قبل Pesaran and Shin, (1999)، Pesaran, et. al., (2001).

هذا الأسلوب لتحليل التكامل المشترك اسْتُخْدِمَ على نطاق واسع في الدراسات التطبيقية في الآونة الأخيرة، نظرا لما له من مزايا تجعله مفضلا على المناهج التقليدية التي سبقته، كمنهج التكامل المشترك لكل من Engle and Granger (1987)، Johansen and Juselius, (1990)، Johansen, (1992)، ويمكن إجمال هذه المزايا في الآتي:

إن هذه التقنية يمكن تطبيقها بغض النظر عن كون أن السلاسل الزمنية للمتغيرات متكاملة من الدرجة I(0) و\ أو I(1) (Pesaran and Shin, 1997) وذلك بخلاف المنهج التقليدي للتكامل المشترك الذي يتطلب تصنيف السلاسل الزمنية للمتغيرات إلى I(0) أو I(1) أو رتب أعلى، ويشير Pesaran and Shin, (1998)، إلى أن منهج ARDL يتجنب مشاكل الاختبارات المسبقة المرتبطة بتحديد درجة تكامل سلاسل المتغيرات كما يتفادى الكثير من الصعوبات الأخرى المرتبطة بعدد من الخيارات التي يجب اتخاذها كالقرارات المتعلقة بعدد المتغيرات الداخلية والخارجية التي يجب تضمينها في النموذج، وعدد فترات الإبطاء المناسبة، نظرا لان إجراءات التقدير عادة ما تكون حساسة لنوع وطريقته التقدير المستخدمة في اتخاذ مثل هذه القرارات (Mosayeb, 2005).

منهج ARDL، يمكنه التعامل مع العينات الصغيرة ويعطي نتائج ذات كفاءة عالية. كما أشار Narayan, et al (2004) إلا أن دراسات مونتي كارلو توحي بأن اختبارات الحدود ضمن نموذج ARDL تؤدي أداءً أفضل من الاختبارات التقليدية للتكامل المشترك في العينات الصغيرة، ولهذا السبب أصبح هذا المنهج وسيلة شائعة الاستخدام في اختبارات التكامل المشترك. ويُظْهِرُ Pesaran and Shin, (1999) أنه مع إطار ARDL فان مقدرات OSL لمعلمات الأجل القصير متناغمة بشكل ثابت، وان مقاييس ARDL المستندة إلى معلمات الأجل الطويل في غاية التناسق في أحجام العينات الصغيرة (Narayan, 2005).

إن إجراءات اختبار الحدود ضمن منهج ARDL تعالج مشكلة التجانس (Endogeneity) المحتملة ما بين متغيرات النموذج. وعلاوة على ذلك، فإن التعديلات المناسبة لنظام ARDL كافية لتصحيح الارتباط الذاتي التسلسلي للبواقي ومشكلة التجانس في الوقت نفسه (Pesaran and Shin, 1999).

تسمح هذه المنهجية أيضا بتقدير معلمات الأجل الطويل والقصير أنيا، الأمر الذي يقود إلى إزالة المشاكل المرتبطة بالمتغيرات المحذوفة (Omitted Variables) ومشاكل الارتباط الذاتي، كما أنها وبشكل عام توفر تقديرات غير متحيزة وفعالة لمعالم النموذج على المدى الطويل، وإحصائيات صحيحة وان كان النموذج يعاني من مشكلة التجانس (Asida, et. al., 2014)

بما أن كل متغير من المتغيرات الأساسية في منهج ARDL يعامل معادلةً واحدة، عليه فإن،مشكلة التجانس ستكون ضعيفة، لأنه يخلو من مشكلة الارتباط الذاتي للبواقي (Nkoro and Uko, 2016) .

عندما تكون هناك علاقة واحدة طويلة الأجل فإن منهج ARDL يمكنه التمييز ما بين المتغيرات المستقلة وغير المستقلة (Narayan, 2004)، وبمعنى آخر فإن منهج ARDL يفترض بأنه لا توجد سوى علاقة واحدة لمعادلة الشكل المختزل بين المتغير الداخلي والمتغيرات المفسرة له (Nkoro and Uko, 2016) كما أنها تسمح بإدماج مختلف المتغيرات الداخلية والخارجية بفترات إبطاء مختلفة، الأمر الذي لم يكن يُسْمَحُ به في النماذج التقليدية.

من ضمن المزايا لمنهج ARDL تكمن في أنه يُحَيِّدُ متجه التكامل المشترك، مع وجود العديد من متجهات التكامل المشترك الأخرى. كما يمكنه اشتقاق نموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model) من نموذج ARDL الطويل الأجل، عن طريق تحويل خطي بسيط، وذلك بدمج التعديلات قصيرة الأجل مع التوازن طويل الأجل، وبدون فقدان المعلومات طويلة الأجل، وبالتالي يسمح بتقدير العلاقات الديناميكية قصيرة الأجل، بالإضافة إلى تقدير سرعة التعديل باتجاه التوازن طويل الأجل . (Nkoro and Uko, 2016)

وفقا لـــ Pesaran, and Pesaran, (2009) يتطلب منهج ARDL خطوتين أساسيتين هما:

الخطوة الأولى تتمثل في إيجاد أي علاقة توازنيه طويلة الأجل ما بين سعر الصرف الحقيقي ومحدداته الأساسية باستخدام اختبار الحدود (F) الذي طوره Pesaran, Shin and Smith, (1999) عن طريق حساب إحصائية (F) غير المعيارية لاختبار مدى أهمية مستويات فترات الإبطاء للمتغيرات في نموذج تصحيح الخطأ ضمن منهج ARDL. هنا، توزيع إحصائية F هو توزيع غير معياري، وبغض النظر عن كون المتغيرات في النموذج (0) Iأو I(1)، فقد وضع Pesaran, et. al., (1999)، القيم الإحصائية الحرجة لعدد مختلف من المتغيرات (k)، وما إذا كان منهج ARDL يحتوي على ثابت و/أو اتجاه، وقد قدموا فئتين من القيم الحرجة: الفئة الأولى تفترض أن جميع السلاسل الزمنية للمتغيرات هي I(0) وهي الحد الأدنى لاختبار الحدود ((Lower Bound (LB). في حين تفترض الفئة الأخرى أن جميع السلاسل الزمنية للمتغيرات هي I(1) وهي الحد الأعلى لاختبار الحدود (Upper Bound (UB)) والقيمة الحرجة لإحصائية F تتوافر على ثلاثة سيناريوهات هي:

الأول: إذا وقعت إحصائية F المحسوبة أعلى من القيمة الحرجة العليا (F > UB) عند مستوى معنوية معين، فإنه يمكننا رفض فرض العدم، والقول بوجود علاقة طويلة الأجل ما بين متغيرات النموذج. **الثاني:** إذا ما كانت إحصائية F المحسوبة أقل من الحد الأدنى (F < LB) فإنه يُقْبَلُ فرض العدم ويُرْفَضُ البديل، ويُسْتَنتجُ أنه لا وجود لعلاقة طويل الأجل ما بين متغيرات النموذج. الأخيرُ: إذا ما وقعت إحصائية F المحسوبة ما بين الحدين (LB < F < UB) فإن القرار يكون غير حاسمٍ أو غامضاً. إلا أن Narayan, (2005) يُجَادِلُ بأن القيم الحرجة لاختبار الحدود المقدمة من قبل Pesaran, et. al.,(1999)، لا يمكن تطبيقها على أحجام العينات الصغيرة لأنها تعتمد في حسابها على أحجام العينات الكبيرة، ومن ثم فإنه يوفر مجموعة من القيم الحرجة لأحجام العينات الصغيرة، التي تتراوح أعدادها من 30 إلى 80 مشاهدة. وبما أن حجم العينة في هذه الدراسة لا يتجاوز 40 مشاهدة، لعدد K = 5 من المتغيرات، فإن القيم الحرجة وفقا لـــ Narayan, (2005) كما هي موضحة في الجدول (2) أدناه.

الخطوة الثانية في منهج ARDL تقتضي تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error Correction Model (UECM)، لاختبار مدى وجود العلاقة التوازنية على المدى الطويل ما بين متغيرات النموذج، حيث يُؤْخَذُ كل متغير من المتغيرات متغيراً تابعاً، ويعرف UECM على النحو التالي:

$$\Delta LR_t = \mu + \delta_1 LOPEN_{t-i} + \delta_2 LGEXP_{t-i} + \delta_3 LINV_{t-i} + \delta_4 LTEC_{t-i} + \delta_5 LTOT_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_{1i} \Delta LR_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_{2i} \Delta LY_{t-i} + \omega_t \quad \ldots\ldots(1-6)$$

حيث إن Δ LRt-1 : هو الفرق الأول للمتغير التابع (سعر الصرف الحقيقي)، Δ LY t-i : متجه الفرق الأول للمتغيرات التفسيرية، التي تتضمن : معدل الانفتاح الاقتصادي (OPEN)، الإنفاق الحكومي (GEXP)، الاستثمار (INV)، التقدم التقني (TEC)، معدل التبادل الدولي (TOT)، K-

1: هو فترات التباطؤ للفرق الأول، ω : الثابت في النموذج، δ1، δ2، δ3 ، δ4، δ5: هي معلمات النموذج التي سَتُقَدَّرُ، وهي تمثل مرونات الأجل الطويل، ω: المتغير العشوائي. وبعد تقدير المعادلة (2) أعلاه يستخدم اختبار إحصائية F غير المعياري لاختبار المعنوية المشتركة (Joint Significance Test)للمتغيرات في الأجل الطويل وذلك عن طريق اختبار فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك على المدى الطويل: H0: δ1=0…..δ5=0، ضد الفرضية البديلة القائلة بوجود تكامل مشترك على المدى الطويل: H1: δ1≠0…..δ5≠0

بعد التأكد من وجود العلاقة طويلة الأجل ما بين متغيرات النموذج بناء على اختبار الحدود، فالخطوة الأخرى تتمثل في اختبار العدد الأمثل لفترات الإبطاء لكل متغير في نموذجARDL، وذلك بالاستعانة بمعايير المعلومات Akaike Information Criteria (AIC).وبعد الحصول على تقديرات الأجل الطويل، واجتيازها للاختبارات الإحصائية، تُقَدَّرُ مرونات الأجل القصير للمتغيرات ومعامل تصحيح الخطأ لنموذج ARDL عن طريق تطبيق نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model (ECM)، ضمن أسلوب ARDL، حيث يُحْصَلُ على حد معامل تصحيح الخطأ(θ) من بواقي معادلة انحدار الأجل الطويل بفترة إبطاء واحدة، بالإضافة إلى الفرق الأول لجميع المتغيرات، وفترات التباطؤ خاصتها، مع وجود الثابت، ومنه تُحَدَّدُ سرعة التعديل للعودة إلى التوازن (ect-1)، كما هو موضح في المعادلة أدناه:

$$\Delta LR_t = \mu + \sum_{i=1}^{k-1} \lambda_{1i} \Delta LR_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \lambda_{2i} \Delta LY_{t-i} + \theta ect_{t-i} \quad \ldots\ldots(2-6)$$

حيث إن λ: تشير إلى معلمات الأجل القصير، θ: تشير إلى سرعة التعديل للعودة إلى المستوى التوازني طويل الأجل.

7.1 توصيف المتغيرات:

واعتمادا على الدراسات السابقة فإن من أهم المتغيرات الاقتصادية المحددة لسعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي الانفتاحَ الاقتصاديَ، والإنفاق الحكومي، والاستثمار، والتقدم التقني، ومعدل التبادل.

الانفتاح الاقتصادي:

تشير درجة الانفتاح الاقتصادي إلى مدى اندماج الاقتصاد المحلي في الاقتصاد العالمي، ومدى مساهمة التجارة الدولية في تكوين الناتج المحلي الإجمالي. ويقاس مؤشر الانفتاح الاقتصادي بنسبة الواردات و/ أو الصادرات إلى الناتج المحلي الإجمالي، ويؤثر هذا المؤشر على قيمة سعر الصرف الحقيقي، فالزيادة في الإنتاج تؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي (انخفاض قيمة العملة المحلية) فكلما كان الانفتاح الاقتصادي أكبر كان الطلب على العملة الأجنبية أكبر وتنخفض قيمة الصرف الحقيقي للعملة المحلية ، ومن ثم فإن إشارة معلمته ستكون موجبة (Edwards, 1991b). في حين أن Obstfeld and Rogoff, (1995)، Hau, (2002) بينوا أن الاقتصاديات الأكثر انفتاحا لها تقلبات أكثر في أسعار صرفها الحقيقة، فالانفتاح الاقتصادي يساعد على تقليل الصدمات غير المستقرة على سعر الصرف الحقيقي ومن ثم فإن الانفتاح الاقتصادي سيكون مصحوباً بارتفاع سعر الصرف الحقيقي. فالصدمات غير المتوقعة (الحقيقية – النقدية) سيكون لها تأثير مؤقت أو انتقالي فقط على الأسعار الحقيقية للسلع غير التجارية، ونظرا لأن الاقتصاد الأكثر انفتاحا يتمتع بمستويات سعريه أكثر مرونة، فإنها على المدى القصير تقلل من قدرة هذه الصدمات في التأثير على الاستهلاك، الأمر الذي يحدث تغيرات طفيفة في سعر الصرف الحقيقي (Carrera and Restout, 2008). ولاحظ Hau, (2002) أن الدول الأكثر انفتاحا لها تقلبات أقل في سعر الصرف الحقيقي كما في الاقتصاديات ذات الأسعار المرنة، حيث إن المزيد من السلع المستوردة سيوفر قناة للتكيف السريع لمؤشرات الأسعار المحلية، وباستخدام بيانات مقطعية لعدد 84 دولة بما فيها عدد 8 دول من أمريكا اللاتينية وجد أن سعر الصرف الحقيقي يرتبط سلبيا مع معدل الانفتاح الاقتصادي، أي ارتفاع حقيقي.

الإنفاق الحكومي:

إن سعر الصرف الحقيقي حسب نموذج Balassa-Samuelson (BS) هو ظاهرة لجانب العرض، مما يعني أن عوامل الطلب ليس لها أي تأثير على سعر الصرف الحقيقي. إذ يفترض نموذج BS أيضًا شروطًا معينة مثل المنافسة التامة في سوق السلع، وحرية التنقل لعناصر الإنتاج بين قطاعي الإنتاج التجاري وغير التجاري، وحرية الحركة الدولية لرأس المال، وسيادة قانون السعر الواحد، والعائد الثابت، في كُلٍّ من القطاع التجاري وغير التجاري، غير أنه من الناحية العملية يصعب وجود كل هذه الظروف لاسيما في البلدان الناشئة والنامية. في حين يرى كلٌّ من (Carrera and Restout, 2008) أن عوامل الطلب يمكن أن يكون لها تأثير على السعر النسبي للسلع غير التجارية إذا ما خُفِّفَ أحد الشروط المذكورة أعلاه. من الناحية المؤسساتية، يُعتقد أن الإنفاق الحكومي يُوَجَّهُ بشكل غير متناسب إلى السلع غير التجارية، مما يؤدي إلى ضغط تصاعدي على السعر النسبي للسلع غير التجارية، ومن ثم ارتفاع سعر الصرف الاسمي. وخلافاً لذلك أيضًا، يميل الإنفاق الحكومي المرتفع عمومًا إلى أن يكون تضخميًا لأنه يدفع إجمالي الطلب الكلي إلى الأعلى في حين أن استجابة العرض لن تكون متزامنة (Kumar, 2010) ومن جهة أخرى، إذا كان الإنفاق الحكومي مصحوبا بضرائب لتمويله، فإن زيادته لن تكون مصحوبة بزيادة مباشرة في الدخل المحلي، بسبب التأثير السلبي للضرائب على الدخل، الأمر الذي يؤدي إلى انخفاض الطلب على السلع غير التجارية فتنخفض أسعارها، الأمر الذي محصلته ستنعكس في ارتفاع سعر الصرف الحقيقي (انخفاض سعر الصرف الاسمي). تشير معظم الدراسات إلى أن الجزء الأكبر من الإنفاق الحكومي موجه نحو السلع غير التجارية، عليه فمن المتوقع أن يكون للإنفاق الحكومي تأثير إيجابي على سعر الصرف الحقيقي(Baffes, et. al., 1999).

الاستثمار:

معامل الاستثمار الإشارة المتوقعة له غامضة، نظراً لأن تأثير الزيادة في الاستثمار على سعر الصرف الحقيقي يعتمد على حجم الاستثمارات في كل من قطاع السلع التجارية وغير التجارية. فإذا كانت النسبة الأكبر من الاستثمار موجهة إلى قطاع السلع غير التجارية، فسيؤدي ذلك إلى زيادة المعروض منها، ومن ثم تنخفض أسعارها، ونتيجة لذلك يرتفع سعر الصرف الحقيقي، بمعنى أن إشارة معامل الاستثمار ستكون موجبة. أما إذا كانت النسبة الأكبر من الاستثمار موجهة إلى قطاع السلع التجارية، فسيؤدي ذلك إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي، بمعنى إشارة سالبة لمعامل الاستثمار (Imed and Christophe, 2003) . ولكن Edwards, (1991b) يفترض بأن الزيادة في الاستثمار وفي الأجل الطويل تؤدي إلى زيادة الطلب الكلي على السلع غير التجارية، فترتفع أسعارها، ومن ثم ينخفض سعر الصرف الحقيقي (ارتفاع حقيقي)، وهذا الافتراض يعني أنه عندما ينمو الاستثمار، فإن الاستثمار يزيد نسبة أسعار السلع غير التجارية مقارنة بالسلع التجارية، وهذا الأثر أيضاً قد يكون سببه تأثير مضاعف الاستثمار، الذي يرفع الطلب الكلي على السلع غير التجارية.

التقدم التقني:

يُعَدُ ريكاردو أول من أشار إلى العلاقة السلبية ما بين النمو الاقتصادي ومؤشر التقدم التقني والأسعار النسبية للسلع التجارية وغير التجارية، كما لاحظ Balassa, (1964) أن سعر الصرف الحقيقي يميل إلى الارتفاع مع مرور الوقت. Edwards, (1989) أخذ في الاعتبار التقدم التقني في نموذجه، وأظهر أن تأثيره على سعر الصرف الحقيقي يعتمد على طبيعته وعلى تأثيره في القطاعات الاقتصادية المختلفة (Imed and Christophe, 2003). إذ تؤدي الصدمة الإيجابية في الإنتاجية إلى تحفيز تأثير الدخل، الذي يستلزم زيادة في الطلب على السلع غير التجارية، فترتفع أسعارها، الأمر الذي يقود إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي (ارتفاع حقيقي). وبالرغم من ذلك فإن التقدم التقني قد يؤدي إلى انخفاض حقيقي في سعر الصرف (ارتفاع سعر الصرف الحقيقي)، فالزيادة في التقدم التقني تؤدي إلى زيادة في الإنتاج في قطاع السلع والخدمات، فتنخفض تكاليف السلع

التجارية وأسعارها فتصبح أكثر قدرة على المنافسة، الأمر الذي يميل إلى توليد انخفاض حقيقي، وفي هذه الحالة فإن تأثير العرض للتقدم التقني يتعدى تأثير الطلب طبقا (Edwards, 1991b)،أما إذا كان تأثير الزيادة في الإنتاجية يؤدي إلى الزيادة في الدخل الذي ينعكس في زيادة الطلب على السلع غير التجارية فتزيد أسعارها، الأمر الذي ينتج عنه انخفاض في الأسعار النسبية للسلع التجارية وغير التجارية، وعليه فإن سعر الصرف الحقيقي سينخفض (ارتفاع حقيقي). وفي هذه الحالة تأثير الدخل للتقدم التقني أكبر من تأثير العرض، أو ما يعرف بأثر بلاسا سمولسن-Ba-Su) [6] (Ef، وجد (1989) Edwards, أن زيادة التقدم التقني أدت إلى انخفاض حقيقي في سعر الصرف، ومن ناحية أخرى وجد (1997) Aron, et. al.,أن الزيادة في مستوى التقدم التقني استتبعت ارتفاعًا حقيقيًا في سعر الصرف في جنوب إفريقيا (Imed and Christophe, 2003).

معدل التبادل الدولي:

تُعَدُ التحركات في الأسعار النسبية للصادرات والواردات محدداً رئيساً للتحركات في أسعار الصرف الحقيقية (Dornbusch,1980، Greenwood,1984، Marion,1994، Ostry,1988، Edwards,1989، Roldos,1990، Frenkel and Razin, 1992) (José and Holger, 1994). وتؤكد جميع النماذج النظرية أهمية الاضطرابات في معدلات التبادل (TOT) مصدراً محتملاً للتقلبات في أسعار الصرف الحقيقية (Jorge and Restout, 2008). غير أن تأثير التغيرات في معدلات التبادل على سعر الصرف الحقيقي نظريا غير معروفة، وذلك نظرا لأن هناك تأثيرين متعارضين يؤثر عن طريقهما معدل التبادل على سعر الصرف الحقيقي، وهما تأثير الدخل وتأثير الإحلال، أيهما المسيطر. ويعتمد التأثير الصافي على القوة النسبية لهذين الأثرين. لذلك، على الرغم من أن النماذج النظرية وضحت مدى أهمية اضطرابات معدلات التبادل مصدراً محتملاً لتقلبات سعر الصرف الحقيقي، فإن تأثيرها على سعر الصرف الحقيقي لا يزال غامضا. فمن ناحية، أن التدهور يولد في معدلات التبادل تأثيرًا سلبيًا على الدخل عن طريق انخفاض القوة الشرائية المحلية مما يؤثر سلبًا على الطلب الخاص على السلع غير التجارية، ويؤدي إلى انخفاض الأسعار مما يؤدي في النهاية إلى انخفاض حقيقي في سعر الصرف الاسمي. ومن ناحية أخرى، يؤدي تدهور معدلات التبادل إلى إحداث تأثير الإحلال ويجعل استهلاك السلع المستوردة أكثر تكلفة. وينتج عن تأثير الإحلال تحول في الطلب لصالح السلع غير التجارية، وزيادة أسعارها، والمحصلة هي الارتفاع الحقيقي في سعر الصرف. ومع ذلك، فقد وجدت الدراسات التجريبية الحديثة أن تأثير الدخل هو المسيطر. ومن هنا يرتبط التحسن في معدلات التبادل بارتفاع حقيقي في المدى الطويل (Kumar, 2010). وفي دراسة لـ Monteil and Hnkel, (1999) على الاقتصاد الأرجنتيني وُجِدَ أن التدهور في شروط التجارة بسبب الأزمة المالية في آسيا 1997-1998 والتي أدت إلى انخفاض أسعار الصادرات بعد عام 1997، ما نتج عنه انخفاض في سعر الصرف الحقيقي. في حين وجد Calvo, et. al., (2003)، أن الأزمة الروسية في 1998 أدت إلى وقف التدفقات الرأسمالية إلى الاقتصاديات الناشئة بما فيها الأرجنتين الأمر الذي نجم عنه انخفاض في سعر الصرف الحقيقي.

7.2 اختبارات الاستقرار:

إن وجود التكامل المشترك المستنتج من المعادلة المقدرة لنموذج ARDL لا يعني بالضرورة أن المعاملات المقدرة مستقرة، وعليه فإنه من الأهمية بمكان إجراء اختبارات الاستقرار الهيكلي The Structural Stability Tests لمعلمات الانحدار باستخدام اختبارات الاستقرار على المدى الطويل التي أسهم بها Brown Durbin and Evams (1975) التي تعرف باسم Test of Cumulative Sum (Cusum) والأخرى باسم Cumu- lative Sum and Square Test (Cusumsq) وهي تعتمد على قيم بواقي الانحدار للنموذج المقدر التي يمكن توظيفها لتحقيق هذه الغاية. نظرًا للتغيرات الهيكلية في الاقتصاد الليبي، فمن المحتمل أن تكون سلاسل الاقتصاد الكلي عرضة لكسر هيكلي واحد أو أكثر، بناء عليه يجب أن يُفْحَصُ استقرار المعاملات قصيرة الأجل وطويلة الأجل من خلال المجموع التراكمي (CUSUM) واختبار المجموع التراكمي للمربعات (CUSUMSQ). تشتمل هذه الاختبارات أيضا على ديناميكية الأجل القصير والطويل من خلال البواقي، حيث يكشف اختبار CUSUM عن التعديلات المنهجية لمعاملات الانحدار، في حين أن اختبار CUSUMSQ مفيد لالتقاط حالات الانحراف غير المتوقعة من ثوابت معاملات الانحدار. عليه فإن، معادلة الانحدار تكون مستقرة، عندما لا تتجاوز إحصائيات اختبار CUSUM أو CUSUMSQ الحدود الحرجة عند مستوى الأهمية 5٪. Chigusiwa, L. et. al (2011).

8. النتائج العملية:

في هذا القسم ستناقش النتائج التي تُحْصِلَ عليها من اختبار جذر الوحدة، وتقدير المعادلتين (6-1) و (6-2) أعلاه.

8.1 نتائج اختبارات جذر الوحدة:

تشير نتائج اختبارات جذر الوحدة لديكي فولر و كما هي واردة في الجدول (1) إلى أن جميع المتغيرات غير مستقرة في المستوى I(0)، أي إنه لا يمكن رفض الفرضية الصفرية، بسبب وجود جذر وحدة للسلاسل الزمنية للمتغيرات، وذلك باستثناء متغير الانفتاح الاقتصادي، غير أنه وبعد أخذ الفروق الأولى لجميع المتغيرات تمكن الاختبارين من قبول الفرض البديل ورفض الفرض العدمي، أي إن جميع السلاسل الزمنية للمتغيرات مستقرة في فروقها الأولى، أي إنها متكاملة من المرتبة الأولى I(1). بعد التأكد من استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات، ولا توجد سلسلة منها مستقرة من الرتبة I(2)، يمكننا الآن تطبيق منهج التكامل المشترك ذي فترات الإبطاء الموزعة (ARDL).

[6] فرضية بلاساسامولسن (Ba-Su) يمكن تفسيرها من خلال التباين الكبير في الإنتاجية بين الدول المتقدمة وتلك الأقل نموا في قطاع السلع التجارية وغير التجارية.

الملخص	الفرق الأول		المستوى		المتغيرات
	الثابت، الزمن	الثابت	الثابت، الزمن	الثابت	
I(1)	-4.11 (S)	-4.05 (S)	-1.70 (NS)	-0.37 (NS)	LR
I(0),I(1)	-11.13 (S)	-11.28 (S)	-3.20 (NS)	-3.13 (S)	LOPNM
I(1)	-4.84(S)	-4.90 (S)	-3.38 (NS)	-2.31 (NS)	LGEXPG
I(1)	-6.33 (S)	-6.27 (S)	-0.81 (NS)	-1.10 (NS)	LINVG
I(1)	-6.05 (S)	-6.10 (S)	-1.27 (NS)	-0.49 (NS)	LTECC
I(1)	-4.54 (S)	-6.28 (S)	-2.21 (NS)	-2.00 (NS)	LTOT
	-3.54	-2.94	-3.52	-2.93	%5

جدول (1): اختبار ديكي فولر (ADF) لجذر الوحدة

8.2 نتائج اختبار الحدود:

بعد أن أثبتت اختبارات جذر الوحدة أن كل المتغيرات مستقرة في الرتبة I(1)، وأنه لا يوجد أي من المتغيرات رتبته I(2) الأمر الذي لا ينسجم مع أسلوب ARDL للتكامل المشترك. بناء عليه، يمكننا الآن إجراء اختبار الحدود (Bounds test). تشير نتائج اختبار الحدود كما هي موضحة في الجدول (2) أدناه، إلى أن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل، ما بين متغيرات النموذج، حيث إن قيمة إحصائية F=5.03 المحسوبة أكبر من قيمة إحصائية F=4.338 الجدولية (F = 5.03 > F = 4.338) عند مستوى معنوية 5 %.

عدد المتغيرات (K)	مستوى المعنوية	اختبار الحدود	
		الحد الأدنى (LB)	الحد الأعلى (UB)
5	%1	4.045	5.898
5	%5	2.962	4.338
قيمة F المحسوبة		5.03	

جدول (2): اختبار الحدود (Bounds Test) لتأكيد وجود العلاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج.

8.3 نتائج الأجل الطويل:

باستخدام معايير المعلوماتية AIC، اخْتِيرَ نموذج ARDL (4,3,4,3,3,4). النتائج لُخِّصَتْ في الجدول (3) أدناه.

المتغيرات	قيمة المعلمة	الاحتمال
LOPNM	-0.59*	0.028
LGEXPG	-0.40*	0.047
LINVG	-0.70*	0.026
LTECC	-0.80*	0.000
LTOT	-0.14	0.774
AIC	-3.791	
F-Bounds Test	5.03	
الاختبارات الإحصائية		
X^2H	20.10	0.786
F-statistic	0.458	0.947
X^2SC	4.130	0.142
F-statistic	1.130	0.315
Jarque-Bera test	0.452	0.798
Ramsey reset test	3.553	0.080
RVT	0.932	0.410

X^2H : اختبار تجانس التباين، X^2SC : اختبار مضاعف لاجرانج للارتباط الذاتي، RVT: اختبار المتغيرات الزائدة: الفرضية الصفرية هي أن المتغيرات المختارة ليست ذات أهمية مشتركة، * تشير إلى الأهمية الإحصائية عند مستوى معنوية 5%.
المصدر: أُعِدَّ من قبل الباحثين، باستخدام برنامج Eviews.

جدول (3): تقدير معاملات الأجل الطويل لنموذج سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي على أساس ARDL (4,3,4,3,3,4)، عن الفترة 1970-2010

حيث تشير النتائج إلى أن الانفتاح الاقتصادي (OPNM) يرتبط بارتفاع في سعر الصرف الحقيقي (انخفاض حقيقي في قيمة العملة المحلية)، فهو يمارس تأثيرًا سلبيًا ومهمًّا من الناحية الإحصائية على سعر الصرف الحقيقي في ليبيا. وهذا ضمنيا يعني أن البرامج التي تهدف إلى زيادة الانفتاح وإلغاء القيود المفروضة على التجارة تؤدي إلى رفع سعر الصرف الحقيقي. فزيادة بمقدار 1٪ في OPNM ترفع RER بنسبة 0.59 في المائة. تؤكد هذه النتيجة نتائج Edwards, (1991b) و Elbadawi, et. al., (2012)، و Chowdhury and Ali, (2007).

يبدو أيضا أن الإنفاق الحكومي (GEXP) هو الآخر يرتبط بشكل سلبي مع R مما يشير إلى أن الزيادة في الإنفاق الحكومي تقود إلى انخفاض حقيقي في قيمة العملة المحلية، ومعامله ذو دلالة إحصائية ويقدر 0.40، حيث إن الزيادة في GEXP بنسبة 1% تؤدي إلى ارتفاع في R بمقدار 0.40. وهذه النتيجة جاءت متناغمة مع التأثير التقليدي لتقدير Mundell-Fleming للسياسة المالية وفرضية المرض الهولندي (تأثير الإنفاق)، وعلى النقيض

مما توصلت إليه دراسة Chowdhury and Ali, (2007). ويمكن تفسير هذه النتيجة إلى كون أن المشتريات الحكومية كبيرة وحصة السلع المستوردة فيها كبيرة للغاية، مما يجعل زيادة الطلب الحكومي تُسبب في ارتفاع سعر الصرف الاسمي. علاوة على ذلك، قد يؤدى تمويل العجز المالي المستمر بسبب الإنفاق الحكومي الكبير في ليبيا إلى خلق ضغوط على احتياطيات النقد الأجنبي، الأمر الذي قد يكون له تأثير مباشر على R مما يؤدي إلى انخفاض قيمة العملة المحلية. يوضح Vegh, (2011) أنه من الناحية التجريبية، أن أساليب الانحدار التي تركز على البلدان النامية في آسيا وأمريكا اللاتينية تشير إلى فكرة أن الزيادات في الإنفاق العام تؤدي إلى ارتفاع حقيقي في أسعار الصرف، وذلك تماشيا مع النماذج الحالية والمعتقدات التقليدية. على العكس من ذلك، فقد قام Monacelli and Perotti, (2007) بتقدير متجه الانحدار الذاتي الهيكلي (SVAR) structural vector autoregression للولايات المتحدة وكندا والمملكة المتحدة وأستراليا ووجدوا أن الزيادة في الإنفاق العام تؤدي إلى انخفاض حقيقي في سعر الصرف، ويجادل المؤلفون بأن النماذج التقليدية تتنبأ خلافًا للبيانات الموجودة في تلك البلدان، وبأن الاستهلاك الخاص ينخفض نتيجة لزيادة الإنفاق العام بسبب التأثير السلبي للثروة، ويشير كل من Monacelli و Perotti إلى أن مسألة كيفية تأثير التقلبات في السياسة المالية على القدرة التنافسية لبلد ما وتوازنه الخارجي لا تزال سؤالا تقليديا في كتب الاقتصاد الكلي، وعلى حد تعبير Vegh, (2011) فإن تقدير تأثير التغييرات في الإنفاق المالي (fiscal spending) على سعر الصرف الحقيقي لا تزال مهمة صعبة (Trevino, 2011).

الاستثمار(INV) والتقدم التكنولوجي (TEC) أو النمو في الإنتاجية، كلاهما معنويان ويؤثران سلبا على سعر الصرف الحقيقي وبشكل كبير للغاية، إذ يرتفع R بنسبة 0.76 % و 0.80 % عند زيادة INV و TEC بنسبة 1% على التوالي. إن التأثير السلبي للاستثمار على سعر الصرف الحقيقي يعكس أن الإنفاق الاستثماري في ليبيا موجه في أغلبه إلى قطاع السلع غير التجارية، ووفقا لـ Edwards فإن الزيادة في الاستثمار على المدى الطويل تزيد معدل الطلب الكلي على هذه السلع، وفي ظل جهاز إنتاجي غير مرن، سترتفع أسعار هذه السلع ولاسيما المواد الغذائية والخدمات منخفضة التقنية، الأمر الذي محصلته ستنعكس في ارتفاع سعر الصرف الحقيقي (انخفاض حقيقي). أما فيما يتعلق بالتأثير السلبي للتقدم التكنولوجي فإن الزيادة في الإنتاجية في قطاع السلع التجارية تؤدي إلى ارتفاع الأسعار في بقية القطاعات (قطاع الصناعات التحويلية والسلع غير التجارية)، الأمر الذي يؤدي إلى ارتفاع R، "تأثير بلاسا ساموسون". فالزيادة في فروقات الإنتاجية سيزيد السعر النسبي للسلع غير التجارية. وبالنظر إلى حقيقة أن السلع والخدمات غير التجارية تمثل النسبة الأكبر من سلة الاستهلاك في الاقتصاد الليبي، فسيكون للأسعار المحلية اتجاهات تضخمية. ونتيجة لذلك، سيرتفع سعر الصرف الحقيقي.

معدل التبادل التجاري (TOT) وُجِدَتْ معلمته سالبة، غير أنه غير معنوي، ــ فليبيا بلد صغير من الناحية الاقتصادية، ولا يستطيع التأثير في الشروط التجارية، ومن ثم أسعار السلع الحقيقية، التي تتحدد في السوق الدولية، بما فيها السلعة التصديرية الوحيدة تقريبا لهذا الاقتصاد ألا وهي النفط ــ وهذا يشير إلى أن تأثير الدخل هو المسيطر في الاقتصاد الليبي. فالتحسن في الشروط التجارية (زيادة أسعار الصادرات مقابل أسعار الواردات) يقود إلى حدوث تحسن في الميزان التجاري، الأمر الذي يقود إلى زيادة الدخل المحلي للاقتصاد الليبي، الأمر الذي ينجم عنه زيادة في الطلب على السلع غير التجارية، فينعكس ذلك في انخفاض الأسعار النسبية للسلع التجارية وغير التجارية، والمحصلة تكون انخفاضاً في سعر الصرف الحقيقي (ارتفاع حقيقي).

8.4 نتائج الأجل القصير:

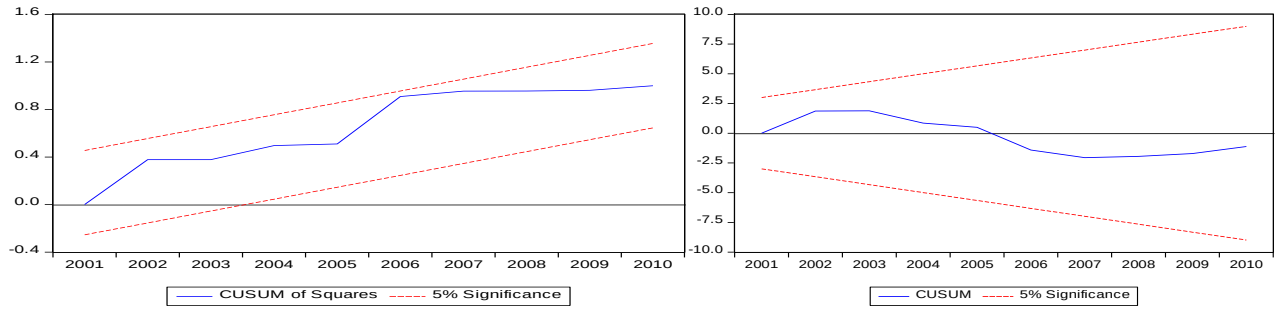
بعد تقدير المعاملات طويلة الأجل ، نحصل على نموذج تصحيح الخطأ من نموذج ARDL(4,3,4,3,3,4). ويوضح معامل ect مدى سرعة عودة العلاقة إلى مسار التوازن أو بطئها ، وينبغي أن يكون له معامل ذو دلالة إحصائية مع إشارة سالبة. يرى Banerjee, et. al., (1998)، بأنه كلما كان مصطلح تصحيح الخطأ كبيراً للغاية فهو دليل آخر على وجود علاقة مستقرة طويلة الأجل (Gaikwad, 2013).إضافة إلى ذلك، كلما كان معامل تصحيح الخطأ (بالقيمة المطلقة) كبيرا كانت عودة الاقتصاد إلى الوضع التوازني أسرع. تشير النتائج كما هي موضحة في الجدول (4) أدناه. حيث يلاحظ أن معلمة etc لها علامة سالبة وذات قيمة كبيرة نوعا ما، ومعنوية عند مستوى 1٪ من الأهمية الإحصائية، حيث يقدر ect-1 بـ -0.60، مما يشير إلى أن الانحرافات في R عن مساره التوازني طويل الأجل تُعَدَّلُ بمقدار 0.60، للعودة إلى توازنه طويل الأجل، مما يشير إلى وجود سرعة عالية إلى حد ما في التكيف مع الاختلال طويل المدى بعد الصدمة. وبعبارة أخرى فإن 60 % من اختلال التوازن في العام السابق يُصَحَّحُ في العام الحالي. وهذه النتيجة تدعم نتائج اختبار الحدود لوجود التكامل المشترك. ومن ناحية أخرى، فإن قيمة معامل التحديد المعدل مرتفع بشكل كبير إذ بلغت 0.82، مما يعني أن ما يقرب من 82 ٪ من إجمالي التباين في سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي تفسره محددات الاقتصاد الكلي المحددة في المعادلة المقدرة.

المتغيرات	قيمة المعلمة	الاحتمال
μ	2.76	0.000
D(LR (-1))	0.09	0.579
D(LR (-2))	0.17	0.212
D(LR (-3))	0.38	0.013
D(LOPNM)	-0.04	0.207
D(LOPNM(-1))	0.21	0.001
D(LOPNM(-2))	0.07	0.036
D(LGEXPG)	-0.02	0.752
D(LGEXPG(-1))	-0.006	0.956
D(LGEXPG(-2))	-0.04	0.703
D(LGEXPG(-3))	0.30	0.013
D(LINVG)	-0.07	0.601
D(LINVG(-1))	0.52	0.004
D(LINVG(-2))	0.84	0.002
D(LTEC)	-0.13	0.178
D(LTEC (-1))	0.29	0.019
D(LTEC (-2))	0.41	0.010
D(LTOT)	0.01	0.809
D(LTOT(-1))	0.12	0.082
D(LTOT(-2))	0.24	0.004
D(LTOT(-3))	0.10	0.065
ect_{t-1}	-0.60	0.000
R^2	0.92	
$^2\overline{R}$	0.82	
المصدر: أعدَّ من قبل الباحثين، باستخدام برنامج Eviews.		

جدول (4):تقدير معاملات الأجل القصير لنموذج سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي على أساس(4,3,4,3,3,4) ARDL، عن الفترة 1970-2010

8.5 نتائج اختبارات الاستقرار:

تظهر نتائج اختبار CUSUM و CUSUMSQ على المعادلة المقدرة (2) أن إحصاءات الاختبار تقع ضمن الحدود الحرجة عند مستوى الأهمية 5 ٪ ، مما يشير إلى أن النموذج مستقر هيكليا، عليه لا يمكن رفض فرض العدم مما يشير إلى أن معلمات الانحدار في نموذج تصحيح الخطأ ستكون مستقرة. تظهر نتائج الاختبارين أن الإحصائيات تقع ضمن الحدود الحرجة عند مستوى 5% من المعنوية الإحصائية، كما يوضحه الشكل البياني (1) (2) أدناه.



الشكل البياني (1): اختبار الاستقرار كوزم (CUSUM)

الشكل البياني (2): اختبار الاستقرار كوزم سكوير(CUSUMSQ)

9. الخلاصة:

كان الهدف من هذه الورقة هو تحديد محددات سعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي على المدى الطويل، وذلك باستخدام بيانات سنوية عن الفترة 1970-2010. ولتحقيق هذا الهدف اعْتُمِدَ على النموذج المقترح من قبل Edwards, (1991)، وهو نموذج بسيط لاقتصاد صغير مفتوح، يصف التفاعل بين بعض متغيرات الاقتصاد الكلي ومستوى سعر الصرف الحقيقي التوازني. كما اسْتُخْدِمَتْ اختبارات جذر الوحدة ADF، PP لاختبار مدى استقرار السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج، حيث كانت سلاسلها غير مستقرة في المستوى، ولكنها مستقرة في الفرق الأول. في حين أُجْرِيَ اختبار التكامل المشترك بالاعتماد على أسلوب نموذج الارتباط الذاتي ذي فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)، لتقدير العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين RER ومحدداته الأساسية. تشير النتائج التي تُوصِّلَ إليها إلى أن جميع المتغيرات في النموذج المقدر تؤدي إلى رفع سعر الصرف الحقيقي على المدى الطويل، وكانت جميعها معنوية، باستثناء معدل التبادل. بالنسبة للعلاقة قصيرة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي ومحدداته، طُبِّقَ نموذج تصحيح الخطأ (ECM)، الذي وفر دليلًا إضافيًا على أهمية كل من المكونات الثابتة على المدى الطويل والمكونات الديناميكية قصيرة المدى لنموذج سعر الصرف الحقيقي المستخدم في هذه الدراسة، حيث وُجِدَ أن حوالى 60 في المائة من عدم التوازن في سعر الصرف الحقيقي يُصَحَّحُ سنويًا.

10. المراجع

1. Ahmad, N., Katarina, K., and Arslan, A., (2016) "Is Export Led-Growth Hypothesis Valid In Pakistan? If So, How Relevant Is Export To Europe?" European Union Future Perspectives: Innovation, Entrepreneurship And Economic Policy:pp 234-259.
2. Ahmedin, A. B. and Ahmed, A. A.B., (2014) "Real exchange rate misalignment and economic growth: empirical evidence from Sudan, Int. J. Monetary Economics and Finance, Vol. 7, No. 3, PP 207-228.
3. Aron, J. Elbadawi, I. and Kahn, B., (1997) "Determinants of the Real Exchange Rate in South Africa" WPS/97-16.
4. Asida, R., Farhan, M. H., Mulok, D., Kogid, M., and Lily, J., (2014) "The Impact of Foreign Direct Investment and Real Exchange Rate on Economic Growth inMalaysia: Some Empirical Evidence" Malaysian Journal of Business and Economics Vol. 1, No. 1: pp 73 – 85.
5. AsmaZardad, AsmaMohsin and Khalid Zaman (2013) "Estimating longrun equilibrium real exchange rates: short-lived shocks with long-lived impacts on Pakistan" Spring-erPlus2013 / 12 Vol. 2; Iss. 1.
6. Asteriou, D. and Stephen, G. H., (2011) " Applied Econometrics, Second Edition, Published by Palgrave Macmillan in the UK is an imprint of Macmillan Publishers Limited, registered in England, company number 785998, of Houndmills, Basingstoke, Hampshire RG21 6XS.
7. Baffes, J. Elbadawi, I. A. and O'Connell, S. A., (1997) "Singl-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate" World Bank, wp08.
8. Balassa, B., 1964 "The Capital Needs Of The Developing Countries" Kyklos 1964 Vol.17; Iss.2.
9. Calderón, C. and Kubota, M., (2009) "Does Higher Openness Cause More Real Exchange Rate Volatility?" World Bank Policy Research Working Paper No. 4896.
10. Castro, Del B. T., Rodrigues, P. M. M. and Taylor, A. M. R. (2013) "On the Behaviour of Phillips-Perron Tests in the Presence of Persistent Cycles." CEFAGE-UE Working Paper.
11. Chigusiwa, L., Bindu, S., Mudavanhu, V., Muchabaiwa, L.,Mazambani, D., (2011) "Export-Led Growth Hypothesis In Zimbabwe: Does Export Composition Matter?" Int. J. Eco. Res. 2(4), pp111-129.
12. Chowdhury, K. & Ali, I., (2012) "Estimating the determinants, dynamics and structural breaks in the real exchange rate of Libya", In R. P. Pradhan (Eds.), International Finance on Infrastructure Development, pp. 150-167. London: Bloom- sbury Publishing.
13. Dickey, D. and Pantula, S. C., (1987) "Determining the Ordering of Differencing in Autoregressive Processes", Journal of Business & Economic Statistics, 1987, vol. 5, issue 4, pp 455-461.
14. Dolado, J. J., Jenkinson, T. and Sosvilla-Rivero, S., (1990) "Cointegration and Unit Roots: A Survey" Journal of Economic Surveys Vol. 4, No. 3.

15. Edwards, S., 1988 "Real and Monetary Determinate of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries" UCLA Working Paper Number 506.
16. Edwards, S., (1991) "Real Exchange Rate Devaluation and Adjustment" MIT Press, Second edition.
17. Edwerds, S. and Savastano, M., (1988) "Latin America's Intraregional. Trade evolu-tion and future prospects, NBER working paper No. 2738.
18. Emad, O. E., (2012) "Real Exchange Rate Misalignment in Saudi Arabia, Interna-tional Journal of Economics and Finance; Vol. 4, No. 12.
19. Faruqee, H., (1995) "Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Perspective" IMF Staff Papers Vol. 42, No. 1.
20. Gaikwad, P. S., and Fathipour, g., (2013) "The Impact of Foreign Direct Investment (FDI) on Gross Domestic Production (GDP) in Indian Economy" Information Management and Business Review, Vol. 5, No. 8: pp411-416.
21. Glynn, J., Nelson, P. and Reetu, V., (2007) "Unit root tests and structural breaks: a survey with applications" Journal of Quantitative Methods for Economics and Business Administration, 3(1): pp63-79.
22. Hau, H., (2002) "Real Exchange Volatility and Economic Openness: Theory and Evidence" Journal of Money, Credit, and Banking, Volume 34, Number 3 (Part 1): pp611-630.
23. Imed, D. and Christophe, R., (2003) "On the long-run determinants of real exchange rates for developing countries: Evidence from Africa, Latin America and Asia" William Davidson Working Paper, No. 571.
24. Jorge, C. and Romain, R. (2008) "Long Run Determinants of Real Exchange Rates In Latin America" Documents De Travail - Working Papers, W.P. 08-11.
25. José Dc G. and Holger C. W. (1994), Terms Of Trade, Productivity, and the Real Exchange Rate, NBER Working Paper #4807.
26. M. O. Odedokun, (1997) "An empirical analysis on the determinants of the real exchange rate in African countries" An International and Comparative Review, 6:1, 63-82.
27. Mamta, B. C., (1999) "The determinants of real Exchange Rate: Theory and evidence from Papue New Guinea "Asia pacific school, working papers.
28. Monacelli, T. and Perotti, R., (2007) "Fiscal Policy, the Trade Balance, and the Real Exchange Rate: Implications for International Risk Sharing" 8th Jacques Polak Annual Research Conference Hosted by the International Monetary Fund Washington, DC.
29. Monteil, P. J. and Hnkel, E. L., (1999) "Determinants of Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate:An Analytical Model", edited in Hinkle L.E. and Montiel P. J:Exchange Rate Misalignment, Concepts and Measurement for Developing Countries" Oxford University Press. A World Bank Research Publication, 23242 January 2001, pp 264-290.
30. Mosayeb, P., (2005) "The Relationship Between, Trade and Economic Growth in Iran: An Application of a New Cointegration Technique in the Presence of Structural Breaks" University of Wollongong Economics Working Paper Series, WP 05-28.
31. Musa, A. S. and Joseph, D., (2017) "An Econometrics Analysis of the Determinants of Exchange Rate in Nigeria " European Journal of Business and Management, Vol.9, No.34.
32. Mussa, M. and Frankel, J. A., (1984) "Asset Market, Exchange Rates and the Balance of Payments" NBER Working Paper No.1287.
33. Mussa, M., (1986) "Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchanger Rates: Evidence And Implications" Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 25, North-Holland.
34. Narayan, P. K., (2003) "Economic Impact of the 2003 South Pacific Games for Fiji" Economic ~upers, Vol. 20: pp10-24.
35. Narayan, P. K., (2004) "Reformulating Critical Values for the Bounds F statistics Approach to Cointegration: An Application to the Tourism Demand Model for Fiji"Monash University Discussion Papers.
36. Narayan, P. K., (2005) "The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests" Applied Economics2005 Vol. 37; Iss. 17.
37. Nkoro, E. and Uko, A. K., (2016)"Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegra-tion technique: application and interpretation." Journal of Statistical and Econometric Methods, vol.5, no.4:pp 63-91.
38. Obstfeld, M and Rogoff, K., (1995) "Exchange Rate Dynamics Redux" Journal of Political Economy, Vol. 103, No. 3, pp. 624-660.

39. Pesaran, B. and Pesaran, M. H., (2009) "Time Series Econometrics: Using Microfit 5.0." Oxford: Oxford University Press.
40. Pesaran, M. H. and Shin, Y., 1996 "Cointegration and speed of convergence to equilibrium" Journal of Econometrics: pp 117- 143.
41. Pesaran, M. H. and Shin, Y., (1999) "An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis"
42. Pesaran, M. H., Shin, Y., and Smith, R. J., (2001) "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships" Journal of Applied Econometrics, Vol. 16, No. 3.
43. Pesaran, Shin and Smith, (2001) "Bounds Testing Approaches To The Analysis of Level Relationships" Journal Of Applied Econometrics J. Appl. Econ. 16.
44. Q.Farooq, et. al., (2003) "Arbitrage in the foreign exchange market: Turning on the microscope" Journal of International Economics 76, 2008, pp237–253.
45. Sunil, K., (2010) "Determinants of Real Exchange Rate in India: An ARDL Approach" Reserve Bank of India Occasional Papers Vol. 31, No.1.
46. Trevino, P. J., (2011) "Oil-Price Boom and Real Exchange Rate Appreciation: Is There Dutch Disease in the CEMAC?"