مجلة جامعة طرطوس للبحوث والدراسات العلمية _ سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية المجلد (٧) العدد (٣) ٢٠٢٣
Tartous University Journal for Research and Scientific Studies -Economic and Legal Sciences Series Vol. (٧) No. (٣) ٢٠٢٣

تحديد سعر الصرف التوازني في سورية باستخدام النموذج النقدي خلال الفترة (٢٠١١-٢٠٢٠)

د. بانة الناصر*

دعد سلوم**

(تاريخ الإيداع 27/ 4/ 2023 – تاريخ النشر 12/ 6/ 2023)

□ ملخّص □

يهدف البحث إلى تحديد سعر الصرف التوازني لليرة السورية خلال الفترة ٢٠١١-٢٠٢٠ اعتماداً على النموذج النقدي ل(Frankel and Koske, 2004)، ولتحقيق هذا الهدف تم استخدام نموذج الانحدار الذاتي للابطاء الموزع ARDL لاستكشاف العلاقة على الأجل الطويل بين سعر الصرف التوازني ومتغيرات النموذج النقدي التالية: فروق الكتلة النقدية M2، الفروق في معدلات الفائدة، الفروق في معدلات الناتج المحلي الاجمالي، الفروق في معدلات التضخم.

أظهرت النتائج وجود أثر معنوي لكل من فروق الناتج المحلي الإجمالي وفروق أسعار الفائدة في تحديد سعر الصرف التوازني بينما لا تؤثر فروقات العرض النقدي وفروقات معدلات التضخم في تحديد سعر الصرف، كما أوضحت نتائج نموذج تصحيح الخطأ أن المتغيرات تقترب من بعضها لتحقيق التوازن في الأجل الطويل، ويمكن تفسير النتيجة على أنَ حوالي ٤٧% من الأخطاء في الأجل القصير يتم تصحيحها في وحدتين من الزمن (بيانات ربعية)، للانتقال إلى الوضع التوازني في الأجل الطويل.

أظهرت الفترات (٢٠١٢-٢٠١٥-٢٠١٨-٢٠١٩) أن الليرة السورية كانت مقومة بأقل من قيمتها، بينما أظهرت الفترات(٢٠١٤-٢٠١٦-٢٠١٧-٢٠٢٠) وجود مبالغة في تقييم قيمة الليرة السورية، أما في عام ٢٠١٣ يبدو أن سعر الصرف الرسمي كان قريباً من مستوى توازنه المقدر.

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف التوازني – النموذج النقدي – اختلال سعر الصرف – نموذج Ardl.

* مدّرسة – قسم العلوم المالية و المصرفية – كلية الاقتصاد – جامعة طرطوس– سورية

** طالبة دراسات عليا(ماجستير)– قسم العلوم المالية والمصرفية – كلية الاقتصاد – جامعة طرطوس – سورية

مجلة جامعة طرطوس للبحوث والدراسات العلمية _ سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية المجلد (٧) العدد (٣) ٢٠٢٣
Tartous University Journal for Research and Scientific Studies -Economic and Legal Sciences Series Vol. (٧) No. (٣) ٢٠٢٣

Estimating the Equilibrium Real Exchange Rate in Syria with Monetary Approach

Dr. BANA Al-NASSER*
DAAD SALLOUM**

(Received 27/4/2023.Accepted 12/6/2023)

□ABSTRACT □

The research aims to determine the equilibrium exchange rate of the Syrian pound during the period 2011-2020 using the monetary model of Frankel and Koske (2004). To achieve this goal, the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model was used to explore the long-term relationship between the equilibrium exchange rate and the following monetary model variables: differences in M2 monetary aggregates, differences in interest rates, differences in GDP rates, and differences in inflation rates.

The results showed a significant impact of both differences in GDP rates and interest rates in determining the equilibrium exchange rate, while differences in money supply and inflation rates did not affect the exchange rate determination. The results of the Error Correction Model also indicated that the variables converge towards each other to achieve equilibrium in the long run, and approximately 47% of the short-term errors are corrected within two quarters, leading to a transition towards long-term equilibrium.

The study also revealed that during the periods of 2012, 2015, 2018, and 2019, the Syrian pound was undervalued, while in the periods of 2014, 2016, 2017, and 2020, there was an overvaluation of the Syrian pound. In 2013, the official exchange rate seemed to be close to its estimated equilibrium level.

Key word: Equilibrium Real Exchange Rate – Monetary Approach – misalignment – ARDL model.

* Lecturer, Department of Banking and Finance, Faculty of Economics, Tartous University, Syria..
** Postgraduate Student, Department of Banking and Finance, Faculty of Economics, Tartous University, Syria.

١-١ المقدمة:

يعد تحديد سعر الصرف الحقيقي التوازني أحد أهم القضايا في الإقتصاد نظراً للترابط المتزايد للنشاط الاقتصادي عبر الحدود في عصر العولمة المالية هذا، فإن سلوك سعر الصرف الفعلي الحقيقي (REER) ضروري لصياغة سياسة الاقتصاد الكلي(Herrea,Rivero.2023). ويعرف سعر الصرف التوازني على أنه السعر الذي يحقق التوازن الداخلي والخارجي معاً، ويقصد بالتوازن الداخلي الوضع الذي يكون فيه الاقتصاد في مستوى التوظيف الكامل والتضخم المنخفض، أما التوازن الخارجي فيقصد به توازن كل من الحساب الجاري وصافي الأصول الأجنبية، وبذلك فإن سعر الصرف التوازني يمثل السعر الذي يعكس التوازن الاقتصادي الكلي(اسماعيل.٢٠١٦).

يعد انحراف سعر الصرف ذو أهمية لواضعي السياسات، لأنه يتسبب في العديد من المشاكل على مستوى الاقتصاد الكلي، نظرًا لحقيقة أن الانحرافات المستمرة يمكن أن تكون السبب الرئيس لعدم الاستقرار الاقتصادي والأداء الاقتصادي السيئ للعديد من البلدان والمناطق.(Ebaidalla.2014)

يتم حساب انحراف سعر الصرف على أنه الفرق بين أسعار الصرف الفعلية الحقيقية (REER) وقيمة توازنها، إي القيمة التي تتوافق مع أرصدة الاقتصاد الكلي الداخلية والخارجية على المدى المتوسط إلى المدى الطويل، وتجدر الاشارة إلى أنه لا يوجد اجماع أو توافق حول مؤشر الانحراف ولا منهجية متفق عليها لبناء مثل هذا المؤشر(Herrea.2022)، اذ يمكن تمييز ١٤ طريقة مختلفة لحساب اختلال سعر الصرف أهمها أربع طرق رئيسية: تعادل القوة الشرائية التي قدمها Cassel (١٩١٨)، وسعر الصرف الطبيعي (NATREX) الذي اقترحه Stein وAllen (١٩٩٨)، وسعر صرف التوازن الأساسي(FEER) الذي قدمه Williamson (١٩٩٤) و BEER الذي اقترحه Clark & MacDonald (١٩٩٨). (Driver,Westaway.2003)

١-٢-أهمية البحث:

إن ارتباط أسعار الصرف الحقيقية وأساسيات الاقتصاد الكلي في الأجل الطويل، يفسر سبب اهتمام صانعي السياسات بمفهوم أسعار الصرف المتوازنة، حيث يُعتقد أن الانحرافات القوية والمستمرة عن مستويات التوازن لها تأثير كبير على آفاق النمو وديناميكيات الأسعار وحتى الاستقرار المالي. لذا يعتبر تحديد سعر الصرف التوازني أمرًا مهمًا لأنه يؤثر على عدة جوانب من الاقتصاد مثل التجارة الخارجية والتعاملات المالية الدولية، على التضخم والأسعار، الاستثمار الأجنبي المباشر.بصورة عامة يمكن القول إن تحديد سعر الصرف التوازني يساعد على تعزيز الاستقرار الاقتصادي وتحسين الأداء الاقتصادي بشكل عام، ولذلك يعتبر من أهم القرارات الاقتصادية التي يجب اتخاذها بعناية.

١-٣-مشكلة البحث:

نظراً لتعرض سعر الصرف مؤخراً لتقلبات حادة في قيمته من جهة، ولتأثيره الكبير على كافة المتغيرات الاقتصادية من جهة أخرى، فإن مشكلة الدراسة تكمن ب ما هو سعر الصرف التوازني في سورية، وهل ينحرف سعر الصرف عن هذا المستوى، لذلك تسعى هذه الدراسة لتحديد مستوى سعر الصرف الحقيقي التوازني باستخدام النموذج النقدي، بهدف الإجابة عن الأسئلة التالية:

- هل انحرف سعر الصرف الفعلي عن مستوى توازنه خلال فترة الدراسة الممتدة من الربع الأول من عام٢٠١١- الربع الثاني من عام ٢٠٢٠)؟

– هل كان سعر الصرف مقيم بأقل أم بأكثر من قيمته التوازنية خلال الفترة المدروسة(الربع الأول من عام٢٠١١– الربع الثاني من عام ٢٠٢٠)؟

١–٤– فرضيات البحث :

يوجد انحراف لسعر الصرف الملاحظ عن مستواه التوازني المقدر.

إن سعر الصرف الرسمي مبالغ في تقييمه.

١–٥– مراجعة الدراسات السابقة

١–٥–١–الدراسات العربية:

١– دراسة (محفوظ وبن معزو، ٢٠٢١) بعنوان: تحديد سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار الجزائري خلال الفترة (١٩٨٦–٢٠١٩): مقاربة قياسية باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للابطاء الموزع ARDL.

هدفت هذه الدراسة إلى تقدير سعر الصرف الحقيقي التوازني في الجزائر خلال الفترة ١٩٨٦–٢٠١٩، باستخدام طريقة التكامل المشترك وفق نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL، وإلى تحديد فترات الاختلال التي مر سعر الصرف الفعلي الحقيقي والمدة اللازمة لتصحيحه نحو وضع التوازن.

استندت الدراسة إلى نموذج Edwards(١٩٨٩) واستخدمت المتغيرات التالية: سعر الصرف الحقيقي الفعلي، أسعار النفط، الانفتاح التجاري، فروق الانتاجية (Balassa–samuelson effect)، وأضافت متغير جديد هو سعر الصرف الموازي.

أظهرت النتائج أن سعر الصرف التوازني يتأثر إيجابيا بتغير الفروق الإنتاجية وسعر الصرف الموازي، غير أنه يتأثر سلبيا بأسعار النفط ودرجة الانفتاح التجاري، المرونة الإيجابية لسعر الصرف الموازي تدل على أن سعر الصرف الرسمي والموازي يتحركان معا وفي نفس الاتجاه في الأجل الطويل، وهذا يعكس مدى حرص السلطات النقدية التي تسعى إلى تكييف سعر الصرف الرسمي مع سعره في السوق الموازية وتقليص الفجوة بينهما، كما أظهرت النتائج أن تصحيح اختلال سعر الصرف الفعلي الحقيقي للدينار الجزائري عن مستواه التوازني يكون خلال أجل أقصاه ٤أشهر و ١يوم، وأنه منذ نهاية ٢٠٠٣ بقي سعر الصرف الفعلي قريب من مستواه التوازني مع وجود انحرافات بسيطة.

٢– دراسة (بنو جعفر وبن زاير، ٢٠١٨) بعنوان: تحديد سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار الجزائري (١٩٨٠–٢٠١٥):

هدفت هذه الدراسة إلى تقدير سعر الصرف الحقيقي التوازني في الجزائر خلال الفترة ١٩٨٠–٢٠١٥، باستخدام النموذج المقترح من قبل Edwards(1989) باعتبار أن كل من المتغيرات التالية دالة للقيمة التوازنية للدينار الجزائري: سعر الصرف الحقيقي الفعلي، فروق الانتاجية بين قطاع السلع القابلة للتصدير والسلع الغير متداولة، معدلات التبادل التجاري، درجة الانفتاح التجاري، السعر الحقيقي للنفط، الانفاق الحكومي، الأصول المالية الأجنبية.

تمّ تحقيق هدف الدراسة باستخدام طريقة التكامل المشترك لمعرفة ما إذا كان هناك علاقة في الأجل الطويل بين سعر الصرف الحقيقي التوازني و المتغيرات المستقلة.

توصلت الدراسة إلى أنّ كل زيادة في قيمة معدلات التبادل التجاري، الانفتاح التجاري، الانفاق الحكومي وصافي الأصول الأجنبية ستؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي التوازني، في حين كل زيادة في قيمة فروق الانتاجية وسعر البترول الحقيقي ستؤدي إلى إرتفاع سعر الصرف الحقيقي التوازني.

١-٥-٢-الدراسات الأجنبية:

١- دراسة (Hadhek , Sakli and Lassoued, 2019) بعنوان " The Variability Of The Tunisian Real Exchange Rate

حاولت هذه الدراسة تقدير سعر الصرف الحقيقي التوازني باستخدام نموذج Edwards (1998) and Elbadawi (١٩٩٤) وحساب الانحراف بين سعر الصرف الفعلي والتوازني، بحسب هذه الدراسة كانت محددات سعر الصرف التوازني (شرط التجارة، الانفتاح التجاري، تدفقات رأس المال، رصيد الحساب الجاري) للفترة من ١٩٨٠-٢٠١٥، استخدمت اختبار التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ .

أشارت النتائج إلى أن التحسن في شروط التجارة، وارتفاع دخل الفرد يؤدي إلى ارتفاع طويل الأجل في سعر الصرف الحقيقي، في المقابل تؤدي الزيادة في درجة انفتاح الاقتصاد التونسي والعجز في الحساب الجاري إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي.

٢- دراسة (YAHIA,DJEDDI,LOUAFI, 2017) بعنوان:

Estimating the Equilibrium Real Exchange Rate in Algeria during the period: 1980-2015

هدفت هذه الدراسة إلى تقدير مسار سعر الصرف الحقيقي التوازني وتقييم درجة إختلاله في الجزائر، باستخدام نموذج VECM أظهرت النتائج أن متغيرات الاقتصاد الكلي مثل شروط التبادل التجاري والانفتاح التجاري وفروق الإنتاجية مع الشركاء التجاريين (تأثير Balassa-Samuelson) والسعر الحقيقي للنفط والنفقات الحكومية، لعبت دورًا مهمًا في في تحديد سعر الصرف التوازني للدينار الجزائري، كما كشفت النتائج أيضًا أن الاقتصاد الجزائري عانى من اختلال في سعر الصرف، حيث تبين أنه كان أقل من قيمته التوازنية خلال ثلاث فترات ومبالغ في قيمته لثلاث فترات مختفلة، بينما كان قريباً من مستواه التواني المقدر خلال الفترة ٢٠٠٤-٢٠١٥.

٣- دراسة (Hosni.2015) بعنوان:

An Assessment of the Real Exchange Misalignment in Egypt: A structural VAR Approach

هدفت هذه الدراسة إلى تحديد سعر الصرف الفعلي الحقيقي للاقتصاد المصري خلال الفترة (١٩٧٤-٢٠١٢)، استخدمت نموذج الانحدار الذاتي الهيكيلي لتقييم الأهمية النسبية للعرض والطلب والصدمات الأسمية في تفسير تقلبات سعر الصرف الفعلي الحقيقي في مصر.

تظهر النتائج أن سعر الصرف الفعلي الحقيقي قد انحرف عن مستوى التوازن بدرجات مختلفة خلال فترة الدراسة، وأن صدمات العرض والطلب الحقيقيين يسيطران على سلوك سعر الصرف الفعلي الحقيقي وتليها الصدمات الاسمية، حيث تأتي المساهمة الرئيسية في تقلبات سعر الصرف الفعلي الحقيقي حوالي ٨٠ % من صدمات الطلب

والعرض الحقيقيين، بينما تلعب الصدمات الاسمية دورًا أقل في تفسير االتقلب في سعر الصرف الفعلي الحقيقي خلال فترة الدراسة حيث تتراوح بين ١٦% و ٢٢% فقط.

٢-١- الاطار النظري لنماذج تحديد سعر الصرف التوازني:

يتم في هذا القسم شرح اهم النماذج التي تحدد أو تقدر سعر الصرف التوازني، والتي كان أولها :٢-١- نظرية تعادل القوة الشرائية ل Cassel 1918، تركزت هذه النظرية على العوامل الحقيقية لتفسير سعر الصرف وتعد تطبيقاً لقانون السعر الواحد الذي ينص على: " في سوق مثالي خالي من المعوقات تباع السلع المتجانسة بنفس السعر في دول مختلفة بعد أخذ سعر الصرف بالاعتبار"، منطلقاً من أن فرص المراجحة بين أسواق الدول المختلفة ستحافظ على القيمة الحقيقية للسلع المتجانسة في هذه الدول بشكل دائم(Chen,He.2020). تختلف نظرية تعادل القوة الشرائية عن قانون السعر الواحد في أن الأخير يطبق على سلعة واحدة محددة بينما تطبق نظرية تعادل القوة الشرائية على المستوى العام للأسعار، وتوجد صيغتان من نظرية تعادل القوة الشرائية هما نظرية تعادل القوة الشرائية المطلقة ونظرية تعادل القوة الشرائية النسبية(اسماعيل.٢٠١٦).

على مدى الثلاثين عاماً الماضية تطورت الأدبيات الاقتصادية حول أسعار الصرف بطريقة تجعل من الممكن تحديد تأثير مجموعة محدودة من المتغيرات التي تؤثر على القيمة الحقيقية للعملة على المدى الطويل (على سبيل المثال Williamson، 1994؛ Edwards، 1998)هذه المتغيرات تسمى "الأساسيات" وتشمل العوامل الخارجية (مثل شروط التجارة الدولية) وكذلك العوامل الداخلية (مثل الإنفاق الحكومي).(sakkat.2016) ٢-٢ حيث قدم Sebastian Edwards عام ١٩٨٨ نموذجه لسعر الصرف التوازني انطلاقاً من جملة الانتقادات الموجهة لنظرية تعادل القوة الشرائية، ومن ضمنها أن سعر الصرف الحقيقي ثابت لا يتغير بمرور الزمن، يفترض هذا النموذج أن الاقتصاد يتشكل من مستهلكين ومنتجين، كما يفترض أن التوقعات مثالية والسلع المستوردة تخضع لتعرفة جمركية، بينما يخضع الاقتراض الخارجي لضريبة غير باهظة، وبالرغم من وجود استثمار فأن القوى العاملة لا تزداد (Edwards.1988). وفقاً لهذه النموذج عرف Edwards سعر الصرف الحقيقي المتوازن (ERER) بأنه السعر النسبي للسلع المتداولة إلى السلع الغير متداولة الذي يؤدي إلى تحقيق التوازن الداخلي والخارجي للاقتصاد، ويقصد بالتوازن الداخلي أن العرض والطلب متساويان في سوق السلع الغير متداولة وسيظلان كذلك في المستقبل، وأن عوامل الإنتاج مثل العمالة ورأس المال عند مستوى التشغيل الكامل، وبالتالي فإن الأسعار والأجور مستقرة والاقتصاد يعمل بطاقة طبيعية، ويقصد بالتوازن الخارجي أن أرصدة الحساب الجاري (الحالي والمستقبلي) متوافقة مع تدفقات رأس المال المستدامة طويلة الأجل (karim,touzani.2020)

٢-٣- لاحقاً وفي عام ١٩٩٥ قدم Allen &Stein نموذجهما عن سعر الصرف التوازني انطلاقاً من مشكلتين أساسيتين في النماذج الموجودة لتفسير تحركات أسعار الصرف، وهما: أولاً، تركز العديد من النماذج السابقة على نمذجة التحركات قصيرة المدى في أسعار الصرف. ثانيًا، تجاهل المتغيرات الحقيقية في فرضيات تعادل القوة الشرائية، بمعنى أنها تفترض أن سعر الصرف الحقيقي ثابت، كما يؤخذ على هذه النماذج أنها تضع افتراضات شديدة التقييد ولا يمكن قياس متغيراتها بشكل موضوعي، كما يرى Stein& Allen أن

الاقتصاد الاجتماعي(الذي يشمل المدخرات الخاصة والعامة) وإنتاجية رأس المال من أهم العوامل الأساسية التي تحدد التحركات طويلة المدى في سعر الصرف الحقيقي (Stein,Allen.1995)، اذاً NATREX سعر صرف حقيقي متوازن متحرك يمثل مسار التوازن المتوسط المدى إلى الطويل المدى، وقيمة التوازن على المدى المتوسط عبارة عن معدل مستدام يضمن التوازن الداخلي و الخارجي المذكورين أعلاه، بينما تمثل قيمة التوازن على المدى الطويل نسبة صافي الدين الخارجي إلى الناتج المحلي الإجمالي، وأسعار الفائدة الحقيقية المحلية والأجنبية متساوية على المدى الطويل (Belloc,Federici.2010).

٢-٤- أما بالنسبة للنموذج المقترح من قبل Clark & MacDonald عام ١٩٩٨ فيرتكز على طرق الاقتصاد القياسي لإنشاء رابط سلوكي بين سعر الصرف الحقيقي والمتغيرات الاقتصادية ذات الصلة، جاء هذا النموذج كبديل عن نموذج سعر الصرف التوازني الأساسي(FEER) لتقييم القيمة الحالية لسعر الصرف من خلال استخدام معادلة نموذجية تقديرية مختزلة تشرح سلوك سعر الصرف الفعلي الحقيقي خلال الفترة المدروسة، وذلك على اعتبار أن أسعار الصرف التوازنية في نموذج سعر الصرف التوازني الأساسي FEER مرتبطة بتوازن الاقتصاد الكلي، في حين أن هذا المفهوم غائب في نموذج سعر الصرف التوازني السلوكي BEER، الذي ربط مفهوم التوازن بالقيم التي تقدمها مجموعة مناسبة من المتغيرات التفسيرية. (Clark,MacDonald.1998).

في هذه الدراسة سنعتمد على النموذج النقدي لتقدير سعر الصرف الذي طوره Frenkel عام ١٩٧٩، و ذلك بعد الأخذ بعين الاعتبار البيانات المتوفرة فيما يخص الاقتصاد السوري.

يعد النموذج النقدي لتحديد سعر الصرف الامتداد المباشر لنظرية تعادل القوة الشرائية، حيث حفز ضعف (PPP) وعدم قدرتها على تحديد العوامل الأخرى المحددة لسعر الصرف (باستثناء الأسعار النسبية والفجوات الإنتاجية بين السلع القابلة للتداول وغير القابلة للتداول) المزيد من الأبحاث في هذا المجال (siregar.2011)، يعتبر النموذج النقدي أن العرض والطلب على النقود هو السبب الرئيسي لتقلب سعر الصرف ويوضح أن توازن سعر الصرف يتحدد من خلال عرض النقود والدخل الحقيقي ومستوى العام للأسعار، وبناء على ذلك يتم تحديد سعر الصرف التوازني من خلال كمية النقود المتداولة، الدخل الحقيقي، مستوى سعر الفائدة وفروق التضخم (Santosa,Nawatmi,Nusantara.2020).

٣-منهجية الدراسة:

تم تطبيق الدراسة باستخدام بيانات ربعية خلال الفترة الزمنية ٢٠١١-٢٠٢٠ ، يُظهر الجدول (١) متغيرات البحث وترميزها، انطلاقاً من المنهج النقدي لسعر الصرف المقترح من قبل (Frankel and Koske, 2004) فإنّ سعر الصرف التوازني يحدد من خلال مزيج خطي من الاختلافات بين المعروض من النقود المحلية والأجنبية، ومستويات الإنتاج، وأسعار الفائدة، ومعدلات التضخم. وبالتالي يمكن صياغته من خلال المعادلة التالية:

$$EXE_t = \beta_1(DM_{2_t}) + \beta_2(DGDP_t) + \beta_3(DI_t) + \beta_4(DINF_t)$$

٣-١-البيانات وطرائق البحث:

تم أخذ الفروق بين سورية والولايات المتحدة الأمريكية لكل من معدل نمو الكتلة النقدية، معدلات الناتج المحلي الاجمالي، معدلات الفائدة على الإقراض، معدلات التضخم لتحديد سعر الصرف التوازني.

جدول ١: ترميز متغيرات الدراسة

المتغير	الرمز	مصدر البيانات
الفرق في معدلات نمو العرض النقدي بين سورية والولايات المتحدة الأمريكية	DM2= M2syr−M2us	مصرف سورية المركزي Economic Research[١]
الفرق في النمو الاقتصادي بين سورية والولايات المتحدة الأمريكية	DGDP=GDPsyr−GDPus	مصرف سورية المركزي Economic Research
الفرق في معدل الفائدة على الإقراض بين سورية والولايات المتحدة الأمريكية	DI= Isyr−Ius	مصرف سورية المركزي Economic Research
الفرق في معدل التضخم بين سورية والولايات المتحدة الأمريكية	DINF=INFsyr−INFus	مصرف سورية المركزي Economic Research
سعر الصرف الرسمي لليرة السورية	EXR	مصرف سورية المركزي
انحراف سعر الصرف	S	
سعر الصرف التوازني المقدر	EXE	

المصدر: إعداد الباحثة.

٣-٢- دراسة استقرارية المتغيرات:

يُعدُ اختبار استقرارية السلاسل الزمنية من أهم مراحل بناء النموذج القياسي، وذلك بسبب أنّ وجود جذر الوحدة في البيانات يمكن أن يؤدي إلى نتائج غير سليمة بما يتعلق بالخصائص التقاربية للمقدرات أو حتى باعتبار النموذج المقدر زائفاً، ولتكون السلسلة الزمنية مستقرة يجب أن يتحقق ما يلي:

١- المتوسط ثابت ومستقل عن الزمن من أجل كل لحظة، $E(X_t) = \mu$.

٢- التباين ثابت ومستقل عن الزمن من أجل كل لحظة، $Var\ (X_t) = \ \sigma^2$.

٣- التباين المشترك وعدم ارتباط المشاهدات الحالية والسابقة، $Cov\ (X_t, X_{t+h}) = f(h)$

من خلال الشكل البياني للمتغيرات السابقة، وجدنا أنَ لها اتجاه عام، أي تتطور عبر الزمن فهي متغيرات غير مستقرة، وللتأكد من أنَها غير مستقرة ومعرفة درجة استقرارها نستخدم اختبار جذر الوحدة (Unit Root Test)، ومنها اختبار ديكي فولر الموسع (Augmented Dickey Fuller) (A.D.F, 1981)، حيث اقترح العالمان ديكي وفوللر ثلاثة نماذج لتوصيف السلسلة الزمنية موضوع البحث:

النموذج الأول هو نموذج بدون ثابت (C) وبدون اتجاه عام (t) الذي يُعطى بالعلاقة:

$$\Delta X_t = \alpha X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_i \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

النموذج الثاني مع ثابت (C) وبدون اتجاه عام (t) الذي يُعطى بالعلاقة:

[١] : https://fred.stlouisfed.org/ موقع البيانات الخاصة بالاقتصاد الامريكي

$$\Delta X_t = \alpha X_{t-1} + C + \sum_{j=1}^{p} \gamma_i \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (2)$$

النموذج الثالث مع ثابت (C) ومع اتجاه عام (t) ويُعطى بالعلاقة:

$$\Delta X_t = \alpha X_{t-1} + C + \delta t + \sum_{j=1}^{p} \gamma_i \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

حيث $(\Delta X_t = X_t - X_{t-1})$ مستوى الفرق الأول للمتغير X_t، ε_t: حد الخطأ العشوائي.

p: درجة إبطاء المتغير للتخلص من الارتباط الذاتي لحد الخطأ العشوائي. ولتحديدها يتم عادةً استخدام معايير مثل (Akaike, Schwarz) (إسماعيل، ٢٠١١). ووفقاً لذلك نختبر الفرضية:

$H_0: \alpha = 0$ (السلسة الزمنية غير مستقرة).

$H_1: \alpha < 0$ (السلسة الزمنية مستقرة).

تتلخص منهجية استقرارية السلاسل الزمنية بدءاً من النموذج (٣)، ففي حال معنوية القاطع والاتجاه العام نتخذ قرار الاستقرارية أو عدمها بالاعتماد على نموذج رقم (٣)، وفي حال عدم معنوية القاطع أو الاتجاه العام ننتقل إلى النموذج رقم (٢)، ففي حال معنوية الثابت نتخذ قرار الاستقرارية بالاعتماد على نموذج رقم (٢)، وفي حال عدم معنوية الثابت نعتمد في اتخاذ قرار الاستقرارية على نموذج رقم (١).

نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) (Auto Regressive Distributed Lag)

تُعدُ نماذج ARDL من أهم أدوات تحليل السلاسل الزمنية لدراسة العلاقة بين المتغيرات على مستوى الاقتصاد الكُلي، حيث يتم من خلالها دراسة العلاقة بين المتغيرات ليس فقط في الوقت نفسه، بل عبر قيم تاريخية Lag خاصة بكل متغير من المتغيرات التفسيرية، وقيم تاريخية للمتغير التابع. وقد جاءت نماذج ARDL كتطوير لاختبارات التكامل المشترك ل Engle–Granger (1987)، Johansen (1995)، حيث تشترط هذه الاختبارات أن تكون المتغيرات مستقرّة من الدرجة نفسها، نماذج ARDL لا تشترط أن تكون المتغيرات مُستقرة من الدرجة نفسها.

بعد اختيار نموذج ARDL وفقاً لفترات التباطؤ المثلى يتم التأكد من جودة النموذج باستعمال بعض الاختبارات الإحصائية لبواقي النموذج، أهمها اختبار الارتباط الذاتي للبواقي، اختبار تجانس تباين الخطأ، بالإضافة إلى اختبار التوزيع الطبيعي، وأخيراً اختبار استقرارية النموذج، وفي حال أشارت هذه الاختبارات إلى عدم جودة النموذج نقوم بإعادة توصيف النموذج من جديد (Peasaran et al., 2001).

بعد التأكد من صحة النموذج المستخدم، ننتقل إلى تقدير العلاقة على الاجل القصير باستخدام نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model (ECM) وبذلك فإن العلاقة قصيرة الأجل وتصحيح الخطأ تأخذ الصيغة التالية:

$$\Delta Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{m} \pi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \omega_i \Delta X_{t-i} + \delta\, ECT_{t-1} + \mu_t$$

حيث يمثل ECT_{t-1} حد تصحيح الخطأ في الأجل القصير، ويمثل δ معامل تصحيح الخطأ الذي يقيس سرعة التكيف لإعادة تعديل الاختلال في التوازن Disequilibrium في الأجل القصير باتجاه التوازن في الأجل الطويل، ومن المفروض أن تكون δ قيمة سالبة ومعنوية كشرط لقبول تقديرات النموذج في المدى القصير.

ومن ثم ننتقل إلى اختبار التكامل المشترك على الأجل الطويل من خلال أسلوب اختبار الحدود (Bounds Test) الخاص بمنهجية ARDL (Baranzini et al., 2013)، وبحسب إجراء (Pesaran et al., 2001)، يتم اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات السابقة من خلال اختبار الفرضية التالية:

H0: عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات $H0: \varphi = \delta = 0$

H1: وجود تكامل مشترك بين المتغيرات $H1: \varphi \neq \delta \neq 0$

لاختبار الفرضية السابقة نعتمد على إحصائية فيشر(F) بمقارنة القيمة المحسوبة F–Statstic بالقيم الجدولية ضمن الحدود الحرجة المقترحة من قبل Peasaran[١]. في حال كانت قيمة إحصائية F أعلى من الحد أو القيمة الحرجة الأعلى، يتم رفض فرض العدم وقبول الفرضية البديلة أي وجود علاقة تكامل مشترك طويلة المدى بين متغيرات الدراسة. أما إذا كانت قيمة اختبار F أقل من الحد الأدنى يتم قبول فرض العدم ورفض الفرضية البديلة أي لا توجد علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة. (Chandio,A et al.,2019)

بعد التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك على المدى الطويل ننتقل إلى تقدير معادلة الأجل الطويل بالصيغة التالية: $Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{m} \lambda_i \, Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} k_j \, X_{t-i} + \mu_t$

حيث:, k_j λ_i : معاملات المتغيرات على الأجل الطويل ، μ_t : حد الخطأ العشوائي.

٣-٣-النتائج والمناقشة:

يأخذ نموذج العلاقة الذي نهدف إلى تقديره الشكل التالي:

$$\boldsymbol{EXE_t = \beta_1(DM_{2_t}) + \beta_2(DGDP_t) + \beta_3(DI_t) + \beta_4(DINF_t) + S_t}$$

$$t = 1,2.3 \ldots T$$

حيث إنَ: t: الفترة الزمنية، T: عدد المشاهدات، $\beta_1, \beta_2, \beta_3$: معاملات التأثير بالمتغير التابع، c: الحد الثابت، ε: الخطأ العشوائي. وكان النموذج المناسب من ARDL، هو مع وجود اتجاه وبدون ثابت، وتم التأكد من صحة النموذج بتطبيق ثلاث اختبارات على بواقي النموذج والتي أظهرت بدورها جودة النموذج المقدر[٢]، حيث كانت القيم الاحتمالية للاختبارات الثلاث أكبر من ٥%.

جدول ٢ : نتائج اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات

سلسلة (EXR) سعر الصرف الرسمي	مستقرة عند الفرق الأول (١ Difference).
سلسلة (DM2) الفرق في نمو الكتلتين النقدية بين البلدين	مستقرة في مستواها الأصلي
سلسلة (DGDP) الفرق في معدل نمو الناتج المحلي الاجمالي للبلدين	مستقرة في مستواها الأصلي
سلسلة (DI) الفرق في معدلات الفائدة على الاقراض بين البلدين	مستقرة عند الفرق الأول (١ Difference).
سلسلة (DINF) الفرق في معدلات التضخم بين البلدين	مستقرة في مستواها الأصلي

[١] تضم القيم الحرجة مجموعتين: مجموعة تفترض أن جميع المتغيرات مستقرة بالمستوى(0)I، وهي تمثل الحد الحرج الأدنى(LCB). ٢- مجموعة تفترض أن جميع المتغيرات مستقرة بالفرق الأول(1)I ، وهي تمثل الحد الحرج الأعلى(UCB).

[٢] يعرض الملحق (١) نتائج اختبارات بواقي النموذج

يظهر الجدول(٣) نتائج تقدير نموذج ARDL لتقدير سعر الصرف التوازني:

جدول ٣: نتائج تقدير نموذج ARDL لمتغيرات البحث.

Dependent Variable: EXR
Method: ARDL
Date: 04/09/23 Time: 09:25
Sample (adjusted): 2012Q1 2020Q2
Included observations: 34 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): DM2 DGDP DI DINF
Fixed regressors: C @TREND
Number of models evalulated: 2500
Selected Model: ARDL(4, 4, 3, 3, 4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
EXR(-1)	0.754702	0.218270	3.457648	0.0061
EXR(-2)	0.234176	0.321160	0.729158	0.4826
EXR(-3)	-0.165326	0.305187	-0.541719	0.5999
EXR(-4)	-0.288484	0.193277	-1.492598	0.1664
DM2	-0.711972	0.987248	-0.721169	0.4873
DM2(-1)	1.770095	0.901893	1.962643	0.0781
DM2(-2)	0.134873	0.946690	0.142467	0.8895
DM2(-3)	-0.182152	1.026988	-0.177365	0.8628
DM2(-4)	1.731614	1.137033	1.522923	0.1588
DGDP	-8.385222	5.710308	-1.468436	0.1727
DGDP(-1)	-28.62186	7.489043	-3.821832	0.0034
DGDP(-2)	14.75631	5.345664	2.760426	0.0201
DGDP(-3)	-4.552783	3.750506	-1.213912	0.2527
DI	-19.59621	7.422938	-2.639954	0.0247
DI(-1)	47.13382	16.72178	2.818709	0.0182
DI(-2)	33.45974	19.72972	1.695906	0.1208
DI(-3)	-13.90170	13.34210	-1.041942	0.3220
DINF	-0.430175	0.196704	-2.186919	0.0536
DINF(-1)	-0.096283	0.252885	-0.380737	0.7114
DINF(-2)	0.045574	0.217200	0.209825	0.8380
DINF(-3)	-0.519003	0.256836	-2.020759	0.0709
DINF(-4)	-0.303341	0.229358	-1.322564	0.2154
C	-722.0050	160.1245	-4.509022	0.0011
@TREND	14.80864	2.932998	5.048977	0.0005

R-squared	0.997449	Mean dependent var	310.6465
Adjusted R-squared	0.991583	S.D. dependent var	171.4209
S.E. of regression	15.72680	Akaike info criterion	8.536599
Sum squared resid	2473.322	Schwarz criterion	9.614030
Log likelihood	-121.1222	Hannan-Quinn criter.	8.904034
F-statistic	170.0293	Durbin-Watson stat	2.631828
Prob(F-statistic)	0.000000		

نلاحظ من الجدول أنه تم اختيار ٤ فترة إبطاء لكل من متغيرات EXR, DM2, DINF و٣ فترات إبطاء لمتغيري DGDP, DI وذلك بما يؤدي لتقدير أفضل نموذج (أقل خطأ) حسب معيار Akaike Info Criterion

(AIC)، ومن خلال نموذج ARDL يتم أولاً استخراج مكونات العلاقة قصيرة الأجل من خلال تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المُقيد (Error correction regression)، وباستخدام نموذج ARDL نحصل على النموذج التالي:

جدول (٤): تقدير نموذج تصحيح الخطأ المقيد ضمن منهجية ARDL.

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(EXR)
Selected Model: ARDL(4, 4, 3, 3, 4)
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend
Date: 04/09/23 Time: 09:30
Sample: 2011Q1 2020Q2
Included observations: 34

ECM Regression
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-707.1964	101.5881	-6.961413	0.0000
D(EXR(-1))	0.219633	0.132371	1.659222	0.1281
D(EXR(-2))	0.453810	0.154358	2.939980	0.0148
D(EXR(-3))	0.288484	0.127773	2.257796	0.0475
D(DM2)	-0.711972	0.575849	-1.236387	0.2446
D(DM2(-1))	-1.684335	0.691959	-2.434153	0.0352
D(DM2(-2))	-1.549462	0.681507	-2.273583	0.0463
D(DM2(-3))	-1.731614	0.616168	-2.810296	0.0185
D(DGDP)	-8.385222	3.916515	-2.140990	0.0579
D(DGDP(-1))	-10.20353	2.640336	-3.864480	0.0031
D(DGDP(-2))	4.552783	2.405781	1.892434	0.0877
D(DI)	-19.59621	4.959467	-3.951274	0.0027
D(DI(-1))	-19.55804	10.54005	-1.855593	0.0932
D(DI(-2))	13.90170	8.126084	1.710750	0.1179
D(DINF)	-0.430175	0.117557	-3.659303	0.0044
D(DINF(-1))	0.776770	0.146054	5.318364	0.0003
D(DINF(-2))	0.822344	0.136768	6.012681	0.0001
D(DINF(-3))	0.303341	0.128370	2.363015	0.0397
CointEq(-1)*	-0.464932	0.066234	-7.019516	0.0000

R-squared	0.932656	Mean dependent var	15.07147
Adjusted R-squared	0.851844	S.D. dependent var	33.36067
S.E. of regression	12.84088	Akaike info criterion	8.242481
Sum squared resid	2473.322	Schwarz criterion	9.095447
Log likelihood	-121.1222	Hannan-Quinn criter.	8.533367
F-statistic	11.54100	Durbin-Watson stat	2.631828
Prob(F-statistic)	0.000009		

نلاحظ من الجدول معنوية معاملات الأجل القصير وفق فترات إبطاء مختلفة عند مستوى دلالة ٥%،، ووجدنا أنّ النموذج يفسر حوالي 93% من التغيرات في متغير DEXR، كما وجدنا أنّ معامل مرونة تصحيح الخطأ (CointEq= −0.47) معنوي وسالب، أي أنَ المتغيرات تقترب من بعضها لتحقيق التوازن في الأجل

الطويل، ويمكن تفسير النتيجة على أنَ حوالي 47% من الأخطاء في الأجل القصير، يتم تصحيحها خلال وحدتين من الزمن (بيانات ربعية)، للانتقال إلى الوضع التوازني في الأجل الطويل.

من النتائج السابقة نختبر فرضية عدم وجود أثر طويل الأجل لكل من (DM2, DGDP, DINF,DI) في (DEXR) وفق منهجية ARDL اختبار الحدود (Bounds Test)، ونحصل على النتائج التالية:

جدول (٥): نتائج اختبار العلاقة طويلة الأجل – اختبار الحدود (Bounds Test).

F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	5.474845	10%	2.68	3.53
k	4	5%	3.05	3.97
		2.5%	3.4	4.36
		1%	3.81	4.92

المصدر: مخرجات برنامج EViews10.

نلاحظ من الجدول أنَ القيمة الجدولية لإحصائية الاختبار (F=5.47) أكبر من الحد الأعلى للقيم الحرجة لاختبار الحدود، عند جميع مستويات المعنوية. وبالتالي نستطيع أن نرفض الفرضية العدم، ونستنتج وجود أثر طويل الأجل للفروق في تغير سعر الصرف في سورية، بعد ذلك يتم قياس التأثيرات الديناميكية طويلة الأجل ونحصل على النتائج التالية:

جدول (٦): نتائج تقدير العلاقة طويلة الأجل.

Levels Equation
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DM2	5.898624	6.020594	0.979741	0.3503
DGDP	-57.65054	11.43256	-5.042661	0.0005
DI	101.2959	20.86169	4.855591	0.0007
DINF	-2.803052	1.758452	-1.594045	0.1420
@TREND	31.85122	3.454344	9.220628	0.0000

EC = EXR - (5.8986*DM2 -57.6505*DGDP + 101.2959*DI -2.8031*DINF + 31.8512*@TREND)

المصدر: مخرجات برنامج EViews10.

من خلال الجدول نحصل على النموذج التالي:

$$EXE_t = 5.898(DM_{2_t}) - 57.65(DGDP_t) + 101.2(DI_t) - 2.803(DINF_t) + 31.85@TREND + S_t$$

تظهر النتائج في الجدول (٦) مايلي:

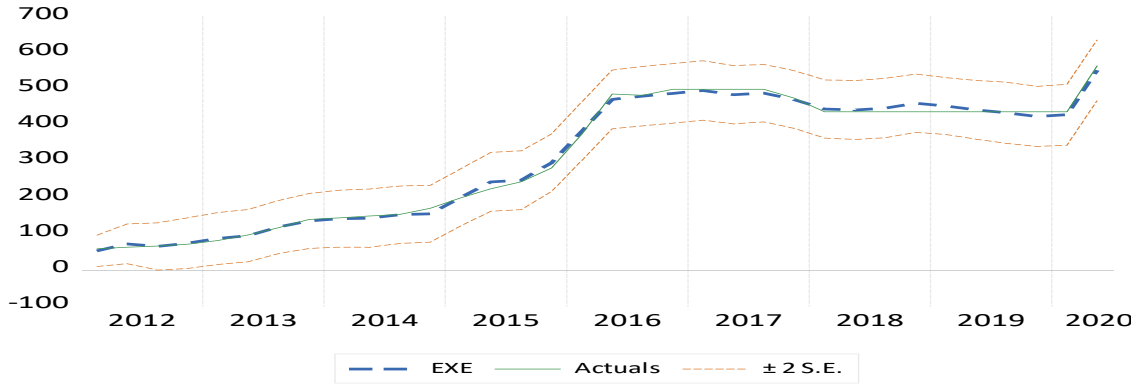
- لايوجد أثر ذو دلالة إحصائية لفروقات الكتلة النقدية (DM2) على سعر الصرف (EXR).
- يوجد أثر سلبي ذو دلالة إحصائية لفروقات الناتج الإجمالي المحلي على سعر الصرف، حيث كلما ازداد معامل فروقات الناتج المحلي الإجمالي بنسبة (١%) سيؤدي إلى انخفاض سعر الصرف بنسبة (٥٧.٦%)

-يوجد أثر إيجابي ذو دلالة إحصائية لفروقات أسعار الفائدة(DI) على سعر الصرف، حيث كلما ازدادت معامل فروقات أسعار الفائدة بنسبة (١%) سيؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف بنسبة (١٠١.٢%)

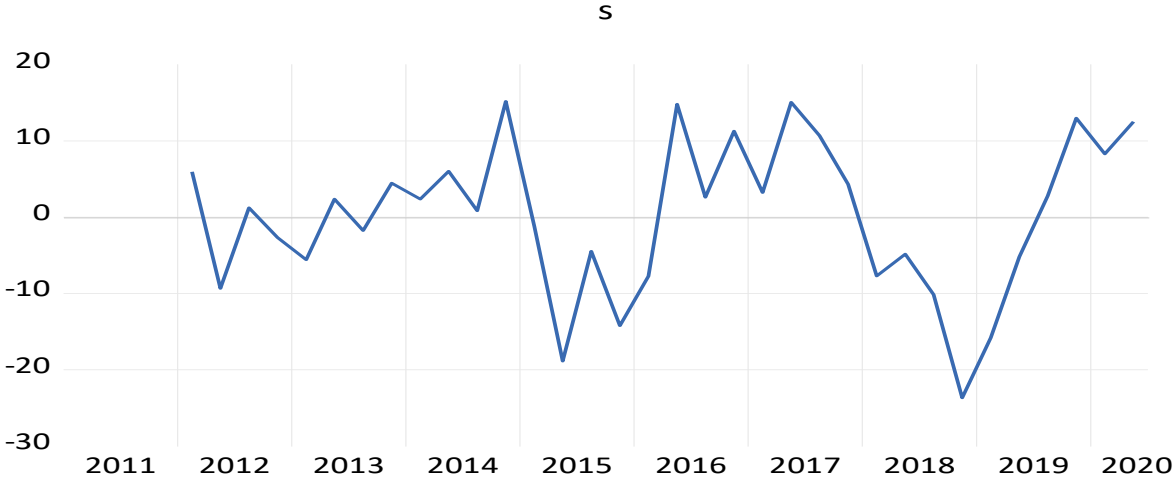
-لايوجد أثر ذو دلالة إحصائية لفروقات معدل التضخم (DINF) على سعر الصرف (EXR).

كما نلاحظ من النموذج وجود تأثير طردي طويل الأجل لفروق المتغيرات الاقتصادية المحلية والاجنبية في تغير سعر الصرف الرسمي عند مستوى دلالة ٥%، حيث ينتج هذا التأثير سعر الصرف التوازني.

الشكل (١): سعر الصرف الفعلي والتوازني.



الشكل (٢):انحرافات سعر الصرف عن المستوى التوازني المقدر



وفقًا لنموذج النقدي تظهر الفترات (٢٠١٢-٢٠١٥-٢٠١٨-٢٠١٩) أن الليرة السورية مقومة بأقل من قيمتها، بينما في الفترات(٢٠١٤-٢٠١٦-٢٠١٧-٢٠٢٠) كانت مقيمة بأعلى من قيمتها، أما في عام ٢٠١٣ يبدو أن سعر الصرف الرسمي كان قريباً من مستوى توازنه المقدر عام ٢٠١٣.

٤- الخاتمة:

سعر الصرف متغير اقتصادي رئيسي يعكس التغيرات في الأسعار النسبية للعملات، كما يمثل حلقة وصل مهمة بين الاقتصاد المحلي وبقية العالم، وهذا ما يثير مخاوف بشأن أي خروج محتمل لسعر الصرف عن مستوى توازنه، خاصة إذا كانت هذه الانحرافات كبيرة و/ أو مستمرة والمعروفة باختلالات سعر الصرف الحقيقي.

لذا حاولت هذه الدراسة تقدير سعر الصرف التوازني لليرة السورية، وتحديد فترات انحراف سعر الصرف عن مستواه التوازني خلال الفترة (الربع الأول من عام٢٠١١ إلى الربع الثاني من عام ٢٠٢٠). ومن أجل ذلك تم الاستعانة بمتغيرات النموذج النقدي(فروقات المعروض النقدي، فروق الناتج المحلي الاجمالي، فروق معدلات الفائدة، فروق معدلات التضخم)، وباستخدام نموذج *ARDL* نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة.

أظهر اختبار(Bound test) للتكامل المشترك وجود أثر معنوي لكل من فروق الناتج المحلي الإجمالي وفروق أسعار الفائدة في تحديد سعر الصرف التوازني بينما لا تؤثر فروقات العرض النقدي وفروقات معدلات التضخم.

أوضحت نتائج *نموذج* ECM أن المتغيرات تقترب من بعضها لتحقيق التوازن في الأجل الطويل، ويمكن تفسير النتيجة على أنَ حوالي ٤٧% من الأخطاء في الأجل القصير يتم تصحيحها خلال ربعين (بيانات ربعية)، للانتقال إلى الوضع التوازني في الأجل الطويل. يقدم النموذج النقدي دليلاً على فترات المبالغة في تقييم الليرة السورية وفترات كانت مقومة بأقل من قيمتها، وبالتالي فإنه يوفر إشارة إلى عملية اتخاذ القرار في حالة وجود أي تصحيحات للمعدل المنحرف الذي يُنظر إليها على أنها ضرورية للاقتصاد الحقيقي، وهذا ما يتطلب مزيدًا من التحقيق في الآثار المترتبة على الانحرافات (أنواعها ومداها) على الاقتصاد السوري.

توصي الدراسة بإعادة تقدير سعر الصرف التوازني بالاعتماد على نماذج مختلفة مثل نموذج سعر الصرف التوازني الأساسي أو النموذج السلوكي عند توافر بيانات عن المتغيرات المطلوبة لتطبيق هذه النماذج.

المراجع:

محفوظ، بن معزو. (٢٠٢١). *تحديد سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار الجزائري خلال الفترة (١٩٨٦-٢٠١٩): مقاربة قياسية باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للابطاء الموزع*ARDL. مجلة المنتدى للدراسات و الابحاث الاقتصادية . ٥ (١). ٣٧٩-٣٩٨.

اسماعيل، بوران. (٢٠١٦). *أثر تذبذب سعر الصرف على الأداء الاقتصادي في سورية خلال الفترة (١٩٨٥-٢٠١٠)*. رسالة ماجستير. قسم العلوم المالية و المصرفية، جامعة تشرين: سورية

بنوجعفر، عائشة وبن زاير، مبارك. (٢٠١٧). *تحديد سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار الجزائري (١٩٨٠-٢٠١٥)*. مجلة البشائر الاقتصادية. ٤ (٢). ٢٥٢-٢٦٩.

YAHIA, S. A., DJEDDI, T., & LOUAFI, T. (2017*). Estimating the Equilibrium Real Exchange Rate in Algeria during the period: 1980-2015*. Journal of Finance and Economics, 5(5), 211-218.

Hosni, R. (2015). *An assessment of the real exchange rate misalignment in Egypt: A structural VAR approach.* Applied Economics and Finance, 2(3), 37-50.

Hadhek, Z., Sakli, H., & Lassoued, T. (2019). *The Variability of the Tunisian Real Exchange Rate.* International Journal of Economics and Finance, 11(1), 115-128.

Chen,He.(2020). *purchasing power parity (ppp) Deviations : the cae of H&M.* international business school may 2020

Sekkat, K. (2016). *Exchange rate misalignment and export diversification in developing countries. T*he Quarterly Review of Economics and Finance, 59, 1-14.

Edwards.(1988) . *The determination of equilibrium real exchange rate* . UCLA working paper number 508 September 1988

Karim,Touzani.(2020). *The equilibrium exchange rate and measurement of misalignments in Morocco*: Empirical Analysis. Advances in Management & Applied Economics, Vol. 10, No. 3, 2020, 21-43.

Stein, J. L., & Allen, P. R. (1995). *Fundamental determinants of exchange rates.* Oxford University Press.

Belloc,Federici.(2010). *A two-country NATREX model for the euro/dollar.* Journal of International Money and Finance 29 (2010) 315–335

Clark,MacDonald.(1998). *Exchange Rates and Economic Fundamentals :A Methodological Comparison of BEERs and FEERs*. International Monetary Fund .May. 1998

Siregar.(2011). *The Concepts of Equilibrium Exchange Rate: A Survey of Literature.* The South East Asian Central Banks (SEACEN) Research and Training Centre, Kuala Lumpur, Malaysia February 2011

Santosa,Nawatmi,Nusantara.(2020). *Is Monetary Policy Effective for Rupiah Exchange Rate Stabilization?.* International Journal of Economics and Management Systems. Volume 5, 2020

Frenkel,Koske.(2004). *How Well Can Monetary Factors Explain the Exchange Rate of the Euro?*. *WHU Koblenz--Germany. AEJ: SEPTEMBER 2004, VOL. 32, NO. 3

Dickey. D. A. (1981). *Histograms, Percentiles, and moment*. American Statistician, Vol 35, Pp 164-165

Peasaran, E. A. (2001*). Bound test and ARDL cointegration test.* Journal of Applied Econometrics, 16(3), 289-326.

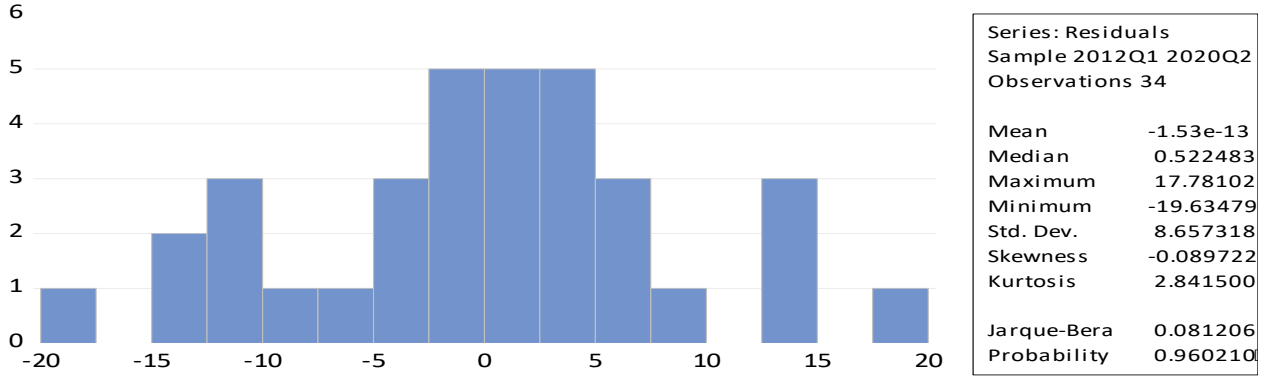
Baranzini. A., Weber, S., Bareit, M. and Mathys, N. A., (2013*), The causal relationship between energy use and economic growth in Switzerland*, Energy Economics, Vol. 36, PP 464-470.

الملاحق:

الملحق(١): اختبارات بواقي نموذج *ARDL* لتقدير سعر الصرف التوازني

-اختبار التوزيع الطبيعي:

جدول (١): نتائج اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج.



المصدر: مخرجات برنامج EViews10.

تخضع البواقي للتوزيع الطبيعي

-اختبار الارتباط الذاتي:

جدول (٢): نتائج اختبار الارتباط الذاتي لبواقي النموذج.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	1.955798	Prob. F(2,8)	0.2035

المصدر: مخرجات برنامج EViews10.

لا يوجد ارتباط ذاتي للبواقي

-اختبار ثبات التباين:

جدول (٣): نتائج اختبار تجانس التباين لبواقي النموذج.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.204832	Prob. F(1,31)	0.6540
Obs*R-squared	0.216615	Prob. Chi-Square(1)	0.6416

المصدر: مخرجات برنامج EViews10.

لا يوجد عدم ثبات في التباين