Dirasat in Economics and Business Journal
Faculty of Economics
University of Benghazi
Volume 43 ISSUE 1 Year 2024
مجلة دراسات في الاقتصاد والتجارة
كلية الأقتصاد - جامعة بنغازي
المجلـــد 43
العدد الأول لسنة 2024

انعكاس تغيرات سعر الصرف في المستوى العام للأسعار في ليبيا خلال الفترة (2010-2020)

[1].د. عيسى صالح على. [2].أ. أحمد المانع.
1.أستاذ مشارك بقسم الاقتصاد، كلية الاقتصاد- جامعة بنغازي، issa.ali@uob.edu.luy.
2.باحث أكاديمي بقسم الاقتصاد، كلية الاقتصاد – جامعة بنغازي.

الملخص:

تناولت هذه الدراسة اختبار نفاذية سعر الصرف إلى مؤشر أسعار المستهلك، كمقياس للمستوى العام للأسعار في ليبيا، وذلك باستخدام بيانات فصلية تغطي الفترة من الربع الأول لعام 2010 وحتى الربع الرابع لعام 2020، وقد تم تطبيق نموذج الانحدار الذاتي غير الخطي للفجوات الموزعة (NARDL) في عملية القياس والتقدير، حيث تم توظيف ثلاثة مؤشرات رئيسية لسعر الصرف وهي، سعر الصرف الاسمي الرسمي، سعر الصرف الاسمي الموازي، وسعر الصرف الحقيقي الموازي، إضافة لتضمين متغيرات نقدية ومالية أخرى وهي عرض النقود بالمفهوم الواسع ، وأسعار النفط العالمية. وقد خلصت الدراسة إلى وجود انتقال غير كامل ومرتفع لأثر التغيرات في سعر الصرف الحقيقي الموازي إلى مؤشر أسعار المستهلك في المدى الطويل. كما أظهرت النتائج الاستجابة غير المتماثلة لمؤشر أسعار المستهلك للصدمات الإيجابية والسلبية لسعر الصرف. بالإضافة إلى ذلك، أظهرت النتائج انتقالًا غير كامل ومتواضع للتغيرات في سعر الصرف الاسمي الموازي إلى مؤشر أسعار المستهلك. ومن الواضح من النتائج أن نموذج سعر الصرف الحقيقي الموازي هو الأقرب في تفسير ظاهرة انعكاس التغيرات في سعر الصرف إلى المستوى العام للأسعار في الاقتصاد الليبي.

كلمات مفتاحية: نفاذية سعر الصرف، المستوى العام للأسعار، سعر الصرف.

DOI: https://doi.org/10.37376/deb.v43i1.7046

Quick Response Code

Dirasat in Economics and Business Journal
Faculty of Economics
University of Benghazi
Volume 43 ISSUE 1 Year 2024
مجلة دراسات في الاقتصاد والتجارة
كلية الأقتصاد - جامعة بنغازي
المجلـــد 43
العدد الأول لسنة 2024

Exchange Pass-through into Price level in Libya During the period ($Q_1$2010-$Q_4$2021)

[1]Dr. Issa S. Ali, [2]Mr. Ahmed M. Almaneh.

1.Associate Professor of Economic Department, University of Benghazi, issa.ali@uob.edu.ly.

2. Academic Researcher of Economic Department, University of Benghazi.

Abstract

This study examines the exchange rate pass-through into the consumer price index, as a measure of the domestic price level in Libya, using quarterly data covering the period from Q12010 to Q42021. To test the exchange rate pass-through, the non-linear autoregressive distributed model (NARDL) was applied, where two main indicators of the exchange rate were employed as explanatory variables in two separate models, namely the parallel exchange rate and the parallel real exchange rate, in addition to including other monetary and fiscal variables, that are the money supply, and international oil prices.

The study concluded that there is an incomplete and high transmission of the effect of changes in the parallel real exchange rate to the consumer price index in the long run. The results also demonstrated the asymmetric response of the consumer price index to positive and negative shocks to the exchange rate. The results also showed an incomplete and modest transmission of changes in the parallel nominal exchange rate into the consumer price index. It is obvious from the results that the parallel real exchange rate model is the closest in explaining the phenomenon of exchange rate pass-through to the general price level in Libyan economy.

Keywords: Exchange rate pass-through, general price level, exchange rate.

1.مقدمة

إن البحث عن آلية محددة للسيطرة على استقرار سعر الصرف أصبح الشغل الشاغل لمختلف الدول في العقود الأخيرة كونه يمثل حلقة الوصل بين الأسواق المحلية والأسواق الأجنبية والمسؤول عن امتصاص الصدمات الاقتصادية الدولية إلى الاقتصاد المحلي، وله تأثير مباشر وغير مباشر على أهم المتغيرات الاقتصادية، والتي من أهمها

المستوى العام للأسعار. إن هذا الموضوع كان ومازال محلّ اهتمام الأدبيات الاقتصادية، حيث قدّمت النظرية الاقتصادية تفسيرًا للعلاقة بين أسعار الصرف والمستوى العام للأسعار من خلال عدة نظريات، منها نظرية تعادل القوى الشرائية Purchasing Power Parity (PPP)، المطلقة والنسبية، إلا أن هذه النظرية يشوبها العديد من العيوب، ما جعل الاقتصاديين يعملون على تطوير نظريات أخرى مثل النظرية النقدية لتحديد سعر الصرف ونظرية سعر الصرف الحقيقي، ولعل من أهم القضايا التي تناولتها هذه النظريات هي دراسة أثر انتقال تغيرات سعر الصرف إلى المستوى العام للأسعار من خلال مؤشرات الأسعار القياسية المختلفة مثل مؤشر أسعار الواردات ومؤشر أسعار المستهلك، وهو ما يعرف في الأدبيات الاقتصادية بنفاذية سعر الصرف Exchange rate pass-through (ERPT).

وقد أثبتت العديد من الدراسات حقيقة انتقال تحركات أسعار الصرف إلى المستوى العام للأسعار، حيث يكون هذا الانتقال مباشراً أو غير مباشر من خلال العديد من القنوات المختلفة (Savoie-Chabot & Khan, 2015)، وقد يكون هذا الانتقال جزئياً أو كلياً اعتماداً على العديد من العوامل الاقتصادية الأخرى، مثل درجة الانكشاف على العالم الخارجي، ودرجة المنافسة وسياسات التسعير والبيئة التضخمية في البلد وغيرها (McCarthy, 2007)، ووفقاً لدراسة Rahimov et. al (2017) التي أجريت على ثلاثة دول من اتحاد رابطة الدول المستقلة، وهي دول نفطية، وجد أن نفاذية سعر الصرف إلى المستوى العام للأسعار هي نفاذية جزئية، بمعنى أن صدمة مفاجئة في سعر الصرف لا تنعكس بشكل كامل على المستوى العام للأسعار.

فيما يتعلق بالاقتصاد الليبي فهو اقتصاد أحادي الجانب غير متنوع يعتمد في دخله على الصادرات النفطية ولا يملك قاعدة إنتاجية ولا تصديرية مرنة تمكنه من المنافسة على المستوى الدولي، فنجد أن الصادرات النفطية تمثل أكثر من 95% من إجمالي الصادرات، هذا بالإضافة لاعتماده على الواردات بشكل كبير سواء الواردات من

E-ISSN 2663 - 7855
ISSN- L2663 - 7847
Legal Deposit Number 238/2017
DOI deb.v42i1/10.37376/https://doi.org
Frequency: One Volumes per year
Publication Fees are Free
Publisher: University of Benghazi, Benghazi, Libya
Editor-in-Chief Prof. Akram. Zoubi
https://journals.uob.edu.ly/DEB
drasat.journal@uob.edu.ly
+218913260452

السلع الاستهلاكية أو السلع الرأسمالية، ما يرفع من حدّة انكشافه على العالم الخارجي، حيث بلغت درجة انكشاف الاقتصاد الليبي على العالم الخارجي عام 2014 حوالي 106%، وشكلت الواردات حوالي 56% من إجمالي الناتج بالأسعار الجارية لنفس العام (مصرف ليبيا المركزي، التقرير الرقابي 2014). كل هذه العوامل تجعل المتغيرات الكلية في الاقتصاد الليبي معرضة للتغيرات التي قد تحدث في سعر صرف الدينار والتي بدورها تنعكس مباشرة في المستوى العام للأسعار.

إن سعر الصرف من الأدوات الفعالة والمهمة في تحديد مسار السياسة النقدية، إضافة لما له من أثر مباشر وغير مباشر على المستوى العام للأسعار، وعليه استدعت الحاجة للتقصي عن أثر انعكاس تغيرات سعر الصرف (ارتفاعا وانخفاضا) في المستوى العام للأسعار في ليبيا، والذي من شأنه أن يساهم في طرح مسألة جديرة بالاهتمام في الأوساط الأكاديمية والسلطات النقدية للتوصل لسياسات أكثر موضوعية فيما يتعلق بسياسة سعر الصرف.

ومن هذا المنطلق تهدف هذه الدراسة إلى محاولة التقصي عن أثر انتقال تغيرات سعر صرف الدينار الليبي إلى المستوى العام للأسعار من خلال محاولة الكشف كمياً عن مدى نفاذية سعر الصرف إلى المستوى العام للأسعار في ليبيا. ولتحقيق هذا الهدف تبنت الدراسة المنهج الكمي القياسي، حيث تم استخدام نموذج الانحدار الذاتي غير الخطي للفجوات الموزعة Non-Linear Autoregressive Distributed Lags (NARDL) والذي تم تطويره على يد Shin et al (2014) لقياس وتقدير ثلاثة نماذج قياسية بغرض معرفة مدى انعكاس التغيرات في سعر الصرف الاسمي الرسمي وسعر الصرف الاسمي الموازي وسعر الصرف الحقيقي الموازي في المستوى العام للأسعار.

نفاذية سعر الصرف إلى المستوى العام للأسعار، تعرّف نفاذية سعر الصرف (ERPT) على أنها الظاهرة التي تجعل التغير في سعر صرف العملة المحلية ينعكس في شكل تغيرات في أسعار السلع المستوردة (Fisher, 1989)، أو أنها النسبة المئوية التي ترتفع بها أسعار

E-ISSN 2663 - 7855
ISSN- L2663 - 7847
Legal Deposit Number 238/2017
DOI deb.v42i1/10.37376/https://doi.org
Frequency: One Volumes per year
Publication Fees are Free
Publisher: University of Benghazi, Benghazi, Libya
Editor-in-Chief Prof. Akram. Zoubi
https://journals.uob.edu.ly/DEB
drasat.journal@uob.edu.ly
+218913260452

الواردات عندما تنخفض قيمة العملة المحلية بنسبة 1% (Krugman, 2018, 199). وتعتمد درجة نفاذية سعر الصرف ERPT على عدة عوامل، منها هيكل السوق المحلي، وسياسات التسعير، والبيئة التضخمية، ونسبة الواردات من سلة المستهلك وغيرها (Naz et al. 2012). فالبلدان التي تمثل الواردات فيها نسبة كبيرة من السلع المستهلكة محلياً تكون معرضة بشكل أكبر من غيرها لصدمات سعر الصرف، وذلك لانتقال التغيرات في سعر الصرف عبر قناة الواردات بشكل مباشر وسريع، مما يرفع من درجة نفاذية سعر الصرف إلى المستوى العام للأسعار، لذلك سعر الصرف وأسعار الواردات يجب أن تكون من أهم المتغيرات التي تفسّر التقلبات في الأسعار المحلية خاصة مع زيادة حصة الواردات إلى إجمالي الطلب المحلي (McCarthy, 2007). وسيتم في هذا الجزء مناقشة بعض العوامل المفسرة لهذه الظاهرة.

في اقتصاد صغير مفتوح، لا شك أن التغيرات في سعر الصرف تنعكس على كثير من متغيرات الاقتصاد الكلي، على رأسها المستوى العام للأسعار، فقد ينتقل التغير في سعر الصرف بشكل مباشر إلى المستوى العام للأسعار أو بشكل غير مباشر، وذلك من خلال عدة قنوات (Laflèche, 1996). فبافتراض حدوث انخفاض في قيمة العملة المحلية، فإن الأثر المباشر يعمل من خلال قناتين رئيسيتين ينتقل عبرها الأثر إلى مؤشر أسعار المستهلك، الأولى، هي قناة الواردات من السلع النهائية، والتي تصبح أسعارها أعلى نتيجة لانخفاض القوى الشرائية للعملة المحلية، والثانية هي قناة الواردات من السلع الرأسمالية، الأولية والوسيطة، والتي تدخل ضمن عناصر الإنتاج المحلي، فانخفاض قيمة العملة يدفع بأسعارها نحو الارتفاع، الأمر الذي يرفع من تكلفة الإنتاج، فيمرر المنتجون جزء من هذه التكلفة إلى مؤشر أسعار المستهلك (Savoie-Chabot & Khan, 2015).

أما بالنسبة للأثر غير المباشر لتغير سعر الصرف على أسعار المستهلك، فهو يتم من خلال التغيرات التي تطرأ على تركيبة الطلب، ومستويات الطلب الكلي والأجور، إذ يقود انخفاض قيمة العملة إلى تغيير تركيبة الطلب، بمعنى أن ارتفاع أسعار السلع المستوردة

E-ISSN 2663 - 7855
ISSN- L2663 - 7847
Legal Deposit Number 238/2017
DOI deb.v42i1/10.37376/https://doi.org
Frequency: One Volumes per year
Publication Fees are Free
Publisher: University of Benghazi, Benghazi, Libya
Editor-in-Chief Prof. Akram. Zoubi
https://journals.uob.edu.ly/DEB
drasat.journal@uob.edu.ly
+218913260452

سيقود إلى زيادة الطلب على المنتجات المحلية البديلة لانخفاض أسعارها، وهذا من شأنه أن يؤدي إلى زيادة كلا من الطلب المحلي والأجنبي عليها، الأمر الذي يؤدي إلى زيادة الضغوط التضخمية على هذه المنتجات، ومع ارتفاع مستويات الطلب الكلي، ستتعرض أسعار السلع المحلية لضغوط تضخمية تصاعدية، مما سيزيد من الضغوط التي تؤثر بالفعل على الأسعار المحلية من خلال الواردات الأكثر تكلفة. في الوقت نفسه، فإن انخفاض قيمة العملة المحلية تجعل الصادرات أكثر تنافسية في الأسواق العالمية، حيث أن أسعارها مقابل العملات الأجنبية تنخفض تلقائيًا، إلا أن هذه الزيادة في الطلب الدولي على المنتجات المحلية سيؤدي من جهة أخرى إلى ارتفاع الطلب على العمالة، وربما ارتفاع الأجور، الأمر الذي سينعكس بدوره في ارتفاع معدلات التضخم (Laflèche, 1996).

بالرجوع إلى نظرية تعادل القوى الشرائية وقانون السعر الواحد، نجد أن الأدبيات الاقتصادية تشير إلى أنه في حالة عدم وجود قيود تجارية أو تكاليف نقل، وغياب قوى السوق، فإن تقلبات سعر الصرف ستنعكس بشكل كامل في أسعار الواردات والصادرات، بمعنى أن مستوى الأسعار المحلي "للسلع القابلة للتداول" سيستجيب بما نسبته 100% إذا تغيرت قيمة العملة المحلية بنسبة 100% (Feinberg, 1986)، وهذا يطرح سؤالاً جديراً بالاهتمام، وهو متى تنعكس تغيرات سعر الصرف بشكل كامل في المستوى العام للأسعار، ومتى تنعكس بشكل جزئي؟ وهذا ما سيتم مناقشته في أدبيات هذا الموضوع.

2.الدراسات السابقة

يوجد العديد من الدراسات التي اختبرت نفاذية التغيرات في أسعار الصرف إلى المستوى العام للأسعار، ولم تختلف الدراسات كثيراً من ناحية توصيف النماذج المستخدمة عند اختيار المتغيرات التي تم الاعتماد عليها في تفسير سلوك المستوى العام للأسعار استجابة لتغيرات سعر الصرف، حيث استخدمت أغلبها أحد المؤشرات المتعارف عليها في قياس المستوى العام للأسعار وهي مؤشر أسعار المستهلك أو مؤشر أسعار الواردات كمتغير تابع، وسعر الصرف الاسمي والحقيقي لتمثيل صدمة سعر الصرف،

إضافة لعرض النقود باعتباره رد فعل للسياسة النقدية، في حين أن أسعار النفط وفجوة الناتج تمثلان صدمتي الطلب والعرض على التوالي (Campa & Goldberg 2005; Mumtaz et al. 2006; McCarthy, 2007; Farah et al. 2012; Kassi et al. 2019).

بشكل عام، تخبرنا الدراسات العملية أن البيئة التضخمية في الاقتصاد، وحدّة انكشافه على العالم الخارجي، والتغيرات التي تطرأ على تركيبة الواردات، ونظام سعر الصرف المتبع، ونظام إدارة التضخم، وتصنيف الدولة من حيث متقدمة أو نامية، هي من أهم العوامل التي تحدد درجة نفاذية سعر الصرف إلى مستوى أسعار السلع والخدمات المحلية. فقد اثبتت العديد من الدراسات أن التغيرات في سعر الصرف تكون أكثر نفاذية وحدة إلى المستوى العام للأسعار في البلدان التي تمثل حصة الوزارات فيها النسبة الأكبر من الطلب المحلي، وأن البلدان النامية، خاصة تلك التي تتسم بالريعية والانفتاح على العالم الخارجي، يكون فيها انتقال التغيرات في سعر الصرف إلى أسعارها المحلية عالي أو شبة تام، بينما النفاذية في البلدان الصناعية تكون جزئية وذا أثر معتدل على المستوى العام للأسعار (Bache, 2002; McCarthy, 2007; Campa & Goldberg 2005; Barhoumi, 2006; Beirne et al. 2010; Al samara el al. 2013 and Helmy, et al. 2018).

كما توصلت دراسات أخرى إلى أن نفاذية أسعار الصرف إلى المستوى العام للأسعار في الدول التي تطبق أنظمة سعر الصرف الثابتة أكبر من تلك الدول التي تطبق أنظمة أسعار الصرف المرنة (Beirne & Bijsterbosch, 2011)، وقد خلصت دراسة Barhoumi 2006 إلى أن نفاذية سعر الصرف إلى أسعار الواردات بين البلدان النامية على المدى الطويل غير متجانسة، ويرجع ذلك إلى نظام سعر الصرف، والقيود التجارية، وإدارة التضخم، كما أشارت الدراسة إلى أن البلدان ذات سعر الصرف الثابت والحواجز الجمركية المنخفضة تواجه نفاذية عالية لسعر الصرف إلى أسعار الواردات على المدى الطويل مقارنة بالدول ذات الحواجز الجمركية الأعلى وسعر الصرف العائم. بالإضافة إلى ما سبق فإن

نتائج الدراسات الحديثة أشارت إلى وجود علاقة غير خطية وغير متماثلة بين أسعار الصرف والمستوى العام للأسعار، خاصة على المدى الطويل، حيث أن نفاذية سعر الصرف تكون أعلى في حالة انخفاض قيمة العملة منها في حالة الارتفاع، وقد أرجع الباحثون سبب طبيعة هذه النتائج إلى سياسات هامش الربح Mark-Up التي تتبعها الشركات المحلية المستوردة وطبيعة هيكل السوق ودرجة الانفتاح للاقتصاد المحلي (Mwase 2006; Delatte et. al 2012; Karoro et. al 2009; Brun-Aguerre et. al 2017; Adekunle et. al 2018; Kassi et. al 2019; Ho & Hafrad, 2020 ;Karaoglu & Demirel 2021).

3.مصادر البيانات ومنهجية الدراسة

1.3.مصادر البيانات

استخدمت الدراسة بيانات ربع سنوية تغطي الفترة من الربع الأول لعام 2010 وحتى الربع الرابع لعام 2020، وقد تم الحصول على البيانات المتعلقة بمؤشر أسعار المستهلك وسعر الصرف الرسمي وعرض النقود من النشرات الاقتصادية الصادرة عن مصرف ليبيا المركزي، بينما تم الحصول على أسعار النفط ومؤشر أسعار المستهلك الأجنبي الذي يتمثل في مؤشر أسعار المستهلك للاتحاد الأوروبي لحساب سعر الصرف الحقيقي الموازي من قاعدة بيانات صندوق النقد الدولي، بالإضافة إلى الاستعانة بشبكة المعلومات في الحصول على أسعار الصرف الموازية خلال فترة الدراسة.

2.3. استقرار السلاسل الزمنية

تعتبر اختبارات جذر الوحدة المنطلق الأساسي عند التعامل مع البيانات التي تأخذ شكل السلاسل الزمنية وذلك للتأكد من استقرارية السلاسل عند رتب معينة تتطلبها بعض النماذج، ولما كان نموذج NARDL المستخدم في هذه الدراسة يتعامل مع المتغيرات المستقرة عند المستوى وعند الفرق الأول أو مزيجا من الاثنين ويفترض عدم وجود متغيرات من الرتبة الثانية، عليه فإن الخطوة الأولى هي التأكد من خلو النموذج من متغيرات مستقرة عند الفرق الثاني، وقد تم الاستعانة باختبار ديكي فولر الموسع Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test باعتباره من أكثر الاختبارات استخداماً في أغلب الأبحاث الاقتصادية.

اختبار ديكي فولر الموسع ADF هو اختبار إحصائي يستخدم في تحليل البيانات الزمنية لتحديد استقرار السلسلة الزمنية من عدمه خلال فترة معينة، وهو من أهم الأدوات للكشف عن مشاكل جذر الوحدة والتأكد من سكون السلاسل الزمنية وتحديد رتبها، ويمكن أجراء هذا الاختبار من خلال تطبيق المعادلات التالية:

$$\Delta C_t = \gamma C_{t-1} - \sum_{j=1}^{p} \varphi_{j+1}\ \Delta C_{t-1} + \propto + \varepsilon_t \dots\dots (1)$$

$$\Delta C_t = \gamma C_{t-1} - \sum_{j=1}^{p} \varphi_{j+1}\ \Delta C_{t-1} + \propto + bt + \varepsilon_t \dots\dots (2)$$

حيث (Δ) تمثل الفروق الأولى للسلسلة الزمنية (C_t)، propto\ تمثل الحد الثابت، t تمثل متغير الاتجاه الزمني.

يتم اختبار فرضية العدم (H_0)، أي أن المعلمة ($\gamma=0$)، والتي تشير إلى أن السلسلة تحتوي على جذر الوحدة، وبالتالي تعاني البيانات من عدم السكون والاستقرار، وفي المقابل يتم اختبار الفرضية البديلة (H_1) أي أن المعلمة ($\gamma<0$)، والتي تعني أن السلسلة الزمنية مستقرة (ساكنة)، ولا تعاني من مشكلة عدم الاستقرار.

وسيتم فحص خصائص السكون لكل متغيرات الدراسة المدرجة في التحليل باستخدام المعادلات السابقة (ثابت، واتجاه وثابت)، كما سيتم تحديد عدد فترات الإبطاء المناسبة *lags intervals* باستخدام برنامج الاقتصاد القياسي *EViews*، وبالاعتماد على معيار شوارز (Schwarz criterion) للمعلومات.

3.4. توصيف النموذ وطريقة تقديره: نموذج الانحدار الذاتي غير الخطي للفجوات الموزعة NARDL

تم الاستعانة بعدد من الدراسات السابقة لتوضيف النموذج القياسي ومحاولة اختيار أهم المتغيرات التي تؤثر على المستوى العام للأسعار في ليبيا وهي، سعر الصرف وعرض النقود وأسعار النفط العالمية. ومن هذه الدراسات دراسة McCarthy(2000) ، ودراسة Al Samara Mohammed, K. S ودراسة et. al (2013) et. al (2015)، وبناءً على هذه الدراسات تم توصيف نموذج قياسي يختبر بشكل أساسي نفاذية سعر الصرف *ERPT* إلى المستوى العام للأسعار، بالإضافة إلى تأثير

Dirasat in Economics and Business Journal
Faculty of Economics
University of Benghazi
Volume 43 ISSUE 1 Year 2024
مجلة دراسات في الاقتصاد والتجارة
كلية الأقتصاد - جامعة بنغازي
المجلد 43
العدد الأول لسنة 2024

عرض النقود وأسعار النفط العالمية على المستوى العام للأسعار. وقد تم اختبار نفاذية التغيرات في نوعين من سعر الصرف وهي، وسعر الصرف الاسمي الموازي PER، وسعر الصرف الحقيقي الموازي RPER، وقد تم استبعاد اختبار نفاذية سعر الصرف الاسمي الرسمي نظراً لثباته النسبي خلال فترة الدراسة.

ويأخذ النموذج المقترح، بعد وضعه في الشكل اللوغاريتمي، الصيغة التالية:

$$LCPI = \beta_1 \mathrm{LER}^{(+)} + \beta_2 \mathrm{LER}^{(-)} + \beta_3 LMS - \beta_4 LOIL + C \ldots\ldots (3)$$

حيث، $LCPI$: اللوغاريثم الطبيعي لمؤشر أسعار المستهلك، $LER^{(+)}$: اللوغاريثم الطبيعي لقيم سعر الصرف الموجبة، LER **$^{(-)}$: اللوغاريثم الطبيعي.**

لقيم سعر الصرف السالبة، MS: معدل النمو في عرض النقود، $OILP$: معدل النمو في أسعار النفط العالمية، وC: الثابت.

ووفقا لنموذج (2014) Shin يمكن وضع النموذج السابق في صيغة نموذج $NARDL$ على الشكل التالي:

$$\Delta lCPI_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \, \Delta lCPI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \delta_i^{+} \, \Delta ler_{t-i}^{+} + \sum_{i=0}^{q} \delta_i^{-} \, \Delta ler_{t-i}^{-} + \sum_{i=0}^{q} \delta_i \, \Delta ms_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \delta_i \, \Delta oilp_{t-i} + \rho lCPI_{t-1} + \varphi^{+} ler_{t-1}^{+} + \varphi^{-} ler_{t-1}^{-} + \varphi ms_{t-1} + \varphi oilp_{t-1} + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (4)$$

حيث $\Delta lCPI_t$ يمثل الفرق الأول للرقم القياسي لأسعار المستهلك، و ler_{t-i}^{+} تمثل التغيرات الموجبة والسالبة لسعر الصرف (الاسمي الموازي والحقيقي الموازي)، على التوالي، بعد احتساب فجوات الإبطاء، ms و $oilp$ تمثل كل من عرض النقود وأسعار النفط على التوالي، و ε_t يعبر عن عنصر الإزعاج، ويتم قياس كل من ler_{t-i}^{+} و ler_{t-i}^{-} وفقاً للمعادلات التالية:

$$er_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta er_j^+$$

$$= \sum_{j=1}^{t} max\,(er_j\,, 0) \;\ldots\ldots (5)$$

$$er_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta er_j^-$$

$$= \sum_{j=1}^{t} \min\,(er_j\,, 0) \;\ldots\ldots\ldots (6)$$

ويتطلب تقدير النموذج أربع خطوات كالتالي (Karaoglu & Demirel 2021):

أولاً: اختبار استقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج من خلال اختبارات جذر الوحدة.

ثانياً: اختبار وجود التكامل المشترك بين متغيرات النموذج، والذي طوره Shin et al. 2014 من خلال اختبارF-Bounds الخاص بـ Pesaran et al. 2001. وفي هذا الاختبار تكون فرضية العدم هي عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات مع الأخذ في الحسبان مبدأ عدم التماثل، وإذا ما تم رفض فرض العدم فإن هذا يعني وجود تكامل مشترك بين المتغيرات وفق مبدأ عدم التماثل كما توضحه الصيغة التالية:

$$H_o\colon \rho = \varphi^+ = \varphi^- = 0$$

$$H_o\colon \varphi = 0\,, H_A\colon \varphi < 0$$

حيث يتم مقارنة القيم المقدرة بالقيم الحرجة في نموذج Pesaran et al. 2001.

ثالثاً: تقدير معلمات الأجل الطويل غير المتماثلة عن طريق قسمة القيمة الموجبة لمعلمة المتغير er_t^+ (φ^+) على معلمة المتغير CPI_{t-1} (ρ)، وقسمة القيمة السالبة لمعلمة المتغير er_t^- (φ^-) على معلمة المتغير CPI_{t-1} (ρ)، بهذا الشكل:

$$\frac{-\varphi^+}{\rho} \quad ، \quad \frac{-\varphi^-}{\rho}$$

رابعاً: إجراء اختبار *Wald* والمضاعفات الديناميكية، فإذا تم التأكد من وجود علاقة على المدى الطويل بين المتغيرات يتم اختبار ما إذا كان الاختلاف بين معلمات الأجل الطويل غير المتماثلة معنوياً من خلال اختبار Wald الذي يأخذ الصيغ التالية:

$$H_o\colon \frac{-\varphi^+}{\rho} = \frac{-\varphi^-}{\rho}\,,\quad H_A\colon \frac{-\varphi^+}{\rho} \neq \frac{-\varphi^-}{\rho}$$

حيث أنه إذا تم رفض فرض العدم H_o فهذا يعني تحقق مبدأ عدم التماثل Asymmetry على المدى الطويل، بمعنى أن استجابة CPI لتغيرات سعر الصرف الموجبة er_t^+ تختلف عن استجابته لتغيرات سعر الصرف السالبة er_t^-.

ويتم قياس المضاعفات الديناميكية، التي تعبر عن سلوك المتغير التابع $lCPI$ عبر مرور الزمن في العودة لوضعه التوازني استجابة للتغيرات الموجبة والسالبة في المتغير المستقل $ler_t^+ \; ler_t^-$، وفقاً للمعادلات التالية:

$$\theta_h^+ = \sum_{j=0}^{h} \frac{\partial lCPI_{t+j}}{\partial er_t^+}, \quad \theta_h^- = \sum_{j=0}^{h} \frac{\partial lCPI_{t+j}}{\partial er_t^-}, \; h = 1,2,3 \ldots . n$$

$$h \to \infty, \; \theta_h^+ \to \frac{-\varphi^+}{\rho}, \; \theta_h^- \to \frac{-\varphi^-}{\rho}$$

بعبارة أخرى توضح المضاعفات الديناميكية مقدار استجابة المتغير التابع للتغير في التأثيرات الموجبة والسالبة للمتغير المستقل بمقدار وحدة واحدة.

الجدير بالذكر أن نموذج NARDL قد يتميز على الكثير من أساليب التكامل المشترك الأخرى، حيث يسمح بالنمذجة المشتركة لعدم التماثل إضافة لديناميكيات التكامل المشترك، ويمكنه أيضًا تحديد علاقات التكامل المشترك بكفاءة في العينات الصغيرة، كما أنه لايتطلب أن تكون جميع المتغيرات بنفس رتبة التكامل؛ بمعنى آخر، يسمح بوجود رتب تكامل مختلفة بين *I(0)* و *I(1)*، *ولكنه لا يسمح بوجود متغيرات تتكامل من الرتبة الثانية* I(2).

5.نتائج اختبارات الاستقرار والتكامل المشترك وتقدير النماذج القياسية

1.5 نتائج اختبارات الاستقرار والتكامل المشترك:

تشير نتائج اختبار ADF الموضحة في الملحق رقم (1) إلى أنه لا يمكن رفض فرض العدم لجذر الوحدة لكل من مؤشر أسعار المستهلك وقيم أسعار الصرف الموجبة والسالبة عند المستوى، ما يشير إلى أنها غير مستقرة، وتستقر جميعها عند أخذ الفرق الأول، في حين نجد أن كل من النمو في عرض النقود والنمو في أسعار النفط مستقرة عند مستوياتها، وذلك عند مستوي معنوية 5%، ما يجعل

النموذج يحتوي على ثلاث متغيرات متكاملة من الرتبة الأولى (1)اوهي أسعار الصرف الثلاثة ومؤشر أسعار المستهلك، ومتغيرين من الرتبة الصفرية وهما *MS* و *OILP*، وهو الأمر الذي يمكننا من استخدام منهجية NARDL التي تشترط عدم وجود متغير يستقر عند الفرق الثاني وتسمح بوجود تشكيلة من الرتب التكاملية بين الصفر والواحد.

ويوضح الجدول رقم (1) نتائج اختبار الحدود Bounds Test، والذي يهدف للكشف عن وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة في النماذج المتمثلة في سعر الصرف الموازي (PERL) و سعر الصرف الحقيقي الموازي (LEPER)، وتشير النتائج إلى أن قيمة F المحسوبة بلغت 7.104 و 9.64 على التوالي، بالنسبة لنموذج سعر الصرف الاسمي الموازي وسعر الصرف الحقيقي الموازي، وهي أكبر من الحدود العليا عند مستوى معنوية 1%، ما يعني وجود علاقة توازنية طويلة الأجل تجمع بين متغيرات الدراسة لكل من النموذجين الثاني والثالث[1]. وبالتالي تؤكد النتيجة بدورها على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين مؤشر أسعار المستهلك وبقية المتغيرات المستقلة المشمولة في نماذجي سعر الصرف الموازي الاسمي والموازي الحقيقي في ظل وجود مبدأ عدم التماثل

جدول (1) اختبار التكامل المشترك

F-Bounds Test Null Hypothesis: No Levels Relationship						
Test	Model 1 (LNER)		Model 2 (LPER)		Model 3(LRPER)	
F-statistic	0.587931		7.104751		9.645747	
	Critical Values		Critical Values		Critical Values	
Significance levels	I(0) Bounds	I(1) Bounds	I(0) Bounds	I(1) Bounds	I(0) Bounds	I(1) Bounds
10%	2.2	3.09	2.2	3.09	2.2	3.09

5%	2.56	3.49	2.56	3.49	2.56	3.49
2.50%	2.88	3.87	2.88	3.87	2.88	3.87
1%	3.29	4.37	3.29	4.37	3.29	4.37

2.5 نتائج تقدير النماذج القياسية وفقا لمنهجية N-ARDL

لاختبار نفاذية سعر الصرف إلى المستوى العام للأسعار في ليبيا، تم تقدير المعادلة رقم (4)، وذلك بالنسبة لنموذج سعر الصرف سعر الصرف الاسمي الموازي، سعر الصرف الحقيقي الموازي[2]. وفيما يلي نتائج تقدير هذه النماذج.

أولاً، اختبار نفادية سعر الصرف الاسمي الموازي للمستوى العام للأسعار.

جدول (2) تقدير معالم الأجل الطويل والقصير لنموذج سعر الصرف الموازي

The long-run coefficient estimates based on N-ARDL (1,0,0,0,3) and selected lag based on SCH			The short-run coefficient estimates based on N-ARDL (1,0,0,0,3) and selected lag based on SCH		
Dependent variable			D(LCPI)		
Variable	Coefficient	t-Ratio(prob)	Variable	Coefficient	t-Ratio(prob)
$LPER^{(+)}$	0.4291	13.4909 (0.0000)	$\Delta LPER^{(+)}$	0.1427	3.2157 (0.0030)
$LPER^{(-)}$	0.2549	2.88037 (0.0071)			
MS	0.3457	1.76697 (0.0871)	$\Delta LPER^{(+)}(-1)$	-0.127	-2.81852(0.0083)
OILP	-0.0367	-0.99048 (0.3296)			
C	1.9672	154.894 (0.0000)	$\Delta LPER^{(+)}(-2)$	-0.0993	-2.11382(0.0427)
R	0.74		*ecm(-1)*	-0.3238	-7.03591(0.0000)
adj R	0.72				

أما بالنسبة لباقي متغيرات النموذج فقد أوضحت النتائج عدم معنوية أسعار النفط في التأثير على المستوى العام للأسعار على المدى الطويل، كما أن معنوية عرض النقود في التأثير على مستوى العام للأسعار خلال المدى الطويل ضعيفة.

وتؤكد النتائج أيضاً القوة التفسيرية لهذا النموذج من خلال معامل التحديد، حيث بلغت 0.74 و0.72 لكل من R^2 و R^2 المعدل على التوالي، ويوضح الجدول أن معامل تصحيح الخطأ *ECM* له الإشارة الصحيحة وذو دلالة إحصائية عند المستوى 1%، حيث تؤكد هذه النتيجة على وجود ارتباط تكامل مشترك بين متغيرات النموذج، وتقدر قيمة معامل تصحيح الخطأ بحوالي 0.32، ما يعني أن سرعة العودة إلى الوضع التوازني خلال الأجل الطويل نتيجة لأي انحرافات قد تحدث خلال الأجل القصير تبلغ 32%.

وتأخذ معادلة الأجل الطويل غير المتماثلة لهذا النموذج الصيغة التالية:

$$LCPI = 0.429\text{LPER}^{+} + 0.254\text{LPER}^{-} + 0.345MS - 0.036OILP + 1.967\,C$$

ثانياً، تقدير النموذج المتعلق بسعر الصرف الحقيقي الموازي

يوضح الجدول (3) المعاملات المقدرة لنموذج سعر الصرف الحقيقي الموازي، حيث أن فترات الإبطاء التي تم اختيارها من خلال نموذج N-ARDL وفقاً لمعيار شوارز هي (1، 3، 0، 0، 0) لكل من *LCPI* و $LRPER^{(+)}$ و $LRPER^{(-)}$ و *OILP MS* على التوالي، وقد أظهرت نتائج معاملات الأجل الطويل وجود نفاذية عالية لسعر الصرف الحقيقي الموازي *LRPER* وذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 1% بالنسبة لانخفاض قيمة العملة تحديداً، حيث نجد أن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي الموازي $LRPER^{+}$ (انخفاض قيمة العملة) بنسبة 10% يقود إلى ارتفاع المستوى العام للأسعار بنسبة 6.3% على المدى الطويل[3]، في حين أن انخفاض سعر الصرف الحقيقي الموازي $LRPER^{(-)}$ (ارتفاع قيمة العملة) بنسبة 10% يؤدي إلى انخفاض المستوى العام للأسعار بنسبة 2.6% وهو أيضاً ذا دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5%.

Dirasat in Economics and Business Journal
Faculty of Economics
University of Benghazi
Volume 43 ISSUE 1 Year 2024
مجلة دراسات في الاقتصاد والتجارة
كلية الأقتصاد - جامعة بنغازي
المجلـــد 43
العدد الأول لسنة 2024

جدول (3) تقدير معالم الأجل الطويل والقصير لنموذج سعر الصرف الحقيقي الموازي

The long-run coefficient estimates based on N-ARDL (1،0،0،3) and selected lag based on SCH			The short-run coefficient estimates based on N-ARDL (1،0،0،3) and selected lag based on SCH		
Dependent variable			D(LCPI)		
Variable	Coefficient	t-Ratio(prob)	Variable	Coefficient	t-Ratio(prob)
$LRPER^{(+)}$	0.634	12.0674 (0.0000)	$\Delta LRPER^{(+)}$	0.0172	0.31404 (0.7556)
$LRPER^{(-)}$	0.262	2.63389 (0.0131)			
MS	0.5242	2.13027 (0.0412)	$\Delta LRPER^{(+)}(-1)$	-0.1858	-3.2702 (0.0026)
OILP	-0.0808	-1.79688 (0.0821)			
C	1.983	136.996 (0.0000)	$\Delta LRPER^{(+)}(-2)$	-0.1108	-1.7482 (0.0026)
R	0.71		*ecm(-1)*	-0.301	-8.1981 (0.0000)
adj R	0.69				

كما أثبتت النتائج وجود علاقة موجبة وذات دلالة احصائية عند مستوى معنوية 5% بين المستوى العام للأسعار والنمو في عرض النقود، حيث أن زيادة النمو في عرض النقود بنسبة 10% سوف تؤدي إلى زياد المستوى العام للأسعار بنسبة 5.2% ويمكن النظر للنمو في عرض النقود باعتباره صدمة طلب ليحل محل فجوة الناتج *Output Gap* والتي لا تتوفر بخصوصها بيانات ربع سنوية، خاصة وأن الحدود الزمنية للدراسة اختبرت نقص حاد في السيولة النقدية مما نتج عنه زيادة في الطلب على النقود لغرض المعاملات، وعليه، قد تعكس زيادة المعروض من العملة المحلية - بشكل أو بآخر- رد فعل السياسة النقدية استجابة لزيادة الطلب على السلع والخدمات في الاقتصاد المحلي.

فيما يتعلق بأسعار النفط نلاحظ أن النمو في أسعار النفط يرتبط بعلاقة عكسية في هذا النموذج ولكنها ضعيفة مع المستوى العام للأسعار، حيث أن زيادة النمو في أسعار النفط بنسبة 10% يؤدي إلى انخفاض المستوى العام للأسعار بنسبة 0.8%، وهذه

النتيجة تتعارض مع افتراض الدراسة، إذ أن ارتفاع أسعار النفط يقود لزيادة حصيلة الإيرادات وبالتالي ارتفاع الإنفاق الحكومي الذي بدوره يدفع الطلب الكلي نحو الارتفاع متسببا في زيادة معدلات التضخم، ويمكن تفسير هذه العلاقة من خلال تتبع تطور كل من مؤشر أسعار المستهلك والنمو في أسعار النفط الموضحة في الملحق رقم (2)، فمن الواضح أن العلاقة العكسية بينهما بدأت في الظهور مع نهاية عام 2014 تزامنا مع ظهور سعر الصرف الموازي حيث ساهم الانخفاض الحاد في أسعار النفط في انخفاض حصيلة الصرف الأجنبي، فضلاً عن توقف الإنتاج في تلك الفترة، وفي نفس الوقت انهيار قيمة الدينار في السوق الموازي، وانخفض تدفق السلع من مختلف المنافذ بسبب الظروف الأمنية والعسكرية التي شهدتها البلاد. إن تداخل هذه العوامل مجتمعة أدى في نهاية المطاف إلى ارتفاع مؤشر أسعار المستهلك، بمعنى أنه تعرض لصدمتين في نفس الوقت، صدمة سعر الصرف وصدمة أسعار النفط. بالإضافة إلى ذلك نلاحظ أنه خلال الربع الأخير من عام 2017 بدأت أسعار النفط في التحسن في حين أن مؤشر أسعار المستهلك شهد منذ ذلك الوقت إلى نهاية فترة الدراسة استقراراً نسبياً، وهذا ما يفسر العلاقة العكسية ما بين أسعار النفط العالمية والمستوى العام للأسعار. ومن الجدير بالذكر أنه على المدى القصير لا وجود لأثر كل من عرض النقود وأسعار النفط على المستوى العام للأسعار، في حين أن سعر الصرف الحقيقي الموازي له تأثير خلال عند فترة إبطاء الأولى والثانية.

وتؤكد النتائج أيضاً القوة التفسيرية لهذا النموذج من خلا معامل التحديد، حيث بلغت 0.71 و0.69 لكل من R^2 و R^2 المدل على التوالي، ويوضح الجدول (3) أيضا أن معامل تصحيح الخطأ *ECM* له الإشارة الصحيحة وذو دلالة إحصائية عند المستوى 1%، حيث تؤكد هذه النتيجة وجود ارتباط تكامل مشترك بين متغيرات النموذج، وتقدر قيمة معامل تصحيح الخطأ بحوالي 0.30- عند مستوى المعنوية 1%، الذي يتضمن سعر

الصرف الحقيقي الموازي، ما يعني أن سرعة العودة إلى الوضع التوازني خلال الأجل الطويل نتيجة لأي انحرافات قد تحدث خلال الأجل القصير تبلغ 30%. وتشير هذه النتيجة إلى أن سرعة التعديل متواضعة في *LCPI*، حيث بأخذ مقلوب هذه النسبة يتضح أن التعديل يستغرق حوالي تسعة أشهر (ثلاثة أرباع السنة) للعودة إلى مستوى التوازن بعد حدوث صدمة في النظام. لذلك، هناك ارتباط ثابت طويل الأجل بين *LCPI* والمتغيرات المستقلة في النموذج.

وعليه تأخذ معادلة الأجل الطويل غير المتماثلة لهذا النموذج الصيغة التالية:

$$LCPI = 0.634\text{LRPER}^{+} + 0.262\text{LRPER}^{-} + 0.524MS - 0.081OILP + 1.983\,C$$

ونظرا لأن نتائج نموذج نفاذية سعر الصرف الحقيقي الموازي للمستوى العام للأسعار كانت اقرب للواقع من نموذج نفاذية سعر الصرف الاسمي الموازي، فقد تم إجراء اختبار Wald وتقدير المضاعفات الديناميكية والاختبارات التشخيصية والاستقرار الهيكلي للنموذج الأول فقط.

3.5 اختبار Wald وتقدير المضاعفات الديناميكية

لتأكيد العلاقة غير المتماثلة خلال الأجل الطويل Long Run Asymmetry لتحركات سعر الصرف الحقيقي الموازي ومؤشر أسعار المستهلك تم استخدام اختبار والد Wald Test، وذلك كما هو موضح في الجدول (4)، حيث تشير نتائج الاختبار إلى وجود تأثيرات غير متماثلة للصدمات الإيجابية والسلبية لسعر الصرف الحقيقي الموازي، وعند النظر للقيمة الاحتمالية *Prob* لإحصاءة والد المحسوبة نجد أنها أقل من 0.05، عليه يتم رفض فرض العدم $H_o: \frac{-\varphi^+}{\rho} = \frac{-\varphi^-}{\rho}$ الذي يشير لوجود تماثل في الأجل الطويل. وتدعم هذه النتائج تباين معاملات سعر الصرف الحقيقي الموازي بالسنبة لمؤشر الأسعار، وعليه فإن المستوى العام للأسعار لا يستجيب لارتفاع وانخفاض قيمة الدينار الليبي بشكل متماثل، إذ أنه عندما يرتفع سعر الصرف (تخفيض قيمة العملة) ترتفع الأسعار بشكل أكبر منه في حالة انخفاضه.

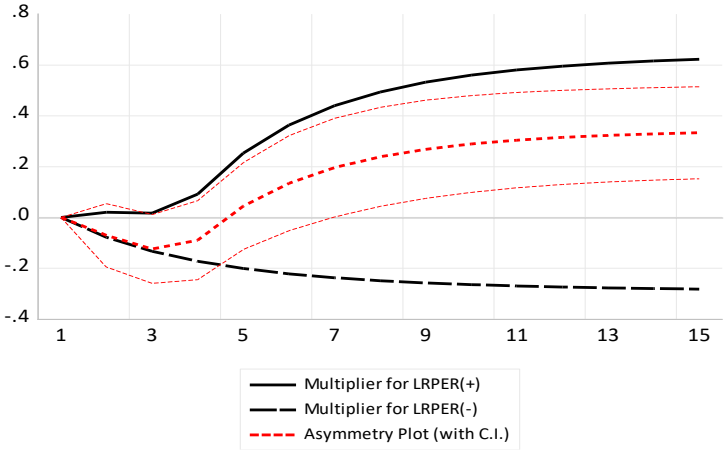
جدول (4) اختبار Wald لعدم التماثل

Test Statistic	Model 1 (NER)	Model 2 (PER)	Model 3 (RPER)
t-statistic	91910. (0.3653)	0.2462 (0.8069)	2.8634 (0.0071)
F-statistic	0.8448 (0.3653)	0.0606 (0.8069)	8.1992 (0.0071)
Chi-square	0.8448 (0.3580)	0.0606 (0.8055)	8.1992 (0.0042)

*القيمة التي بين الأقواس تشير للمعنوية الإحصائية Prob

وتظهر المضاعفات الديناميكية كما يوضحه الشكل (1)، تطور التضخم بمرور الوقت استجابة لصدمة إيجابية وسلبية لسعر الصرف الحقيقي الموازي، حيث توضح اتجاه المستوى العام للأسعار نحو وضعه التوازني عبر الزمن، ومن الواضح أن ارتفاع سعر الصرف له الأثر الأكبر على المستوى العام للأسعار مقارنة بانخفاض سعر الصرف، إلا أنه ليس له تأثير يذكر على المدى القصير، ويصل التضخم لمستواه التوازني استجابة لصدمة موجبة في سعر الصرف خلال 12 شهر تقريباً (سنة) على المدى الطويل، وعلى النقيض من ذلك، يستجيب التضخم بشكل ضعيف لصدمة سلبية في سعر الصرف.

الشكل رقم (1): المضاعفات الديناميكية لنموذج *LRPER*



4.5.الاختبارات الشخصية والاستقرار الهيكلي:

يوضح الجدول(5) أن جميع الاختبارات الشخصية لانحدار *N-ARDL* مقبولة، حيث اجتاز نموذج سعر الصرف الحقيقي الموازي اختبارات ما بعد التقدير بنجاح، من خلال تطبيق اختبار *Breusch -Godfrey LM Serial Correlation test* المتعلق بمشكلة الارتباط الذاتي، إضافة لاختبار التوزيع الطبيعي *Normality* وجودة توصيف النموذج باستخدام *Ramsay Reset*، فقد أكدت نتائج الاختبارات ملاءمة النموذج لعملية التقدير، حيث جاءت القيمة الاحتمالية لجميع الاختبارات أكبر من 0.05، ما يدل على عدم وجود مشاكل الارتباط الذاتي أو عدم التجانس، وأن بواقي النموذج يتم توزيعها، إضافة إلى أن نتائج *Ramsey* أكدت عدم وجود أخطاء توصيفية للنموذج.

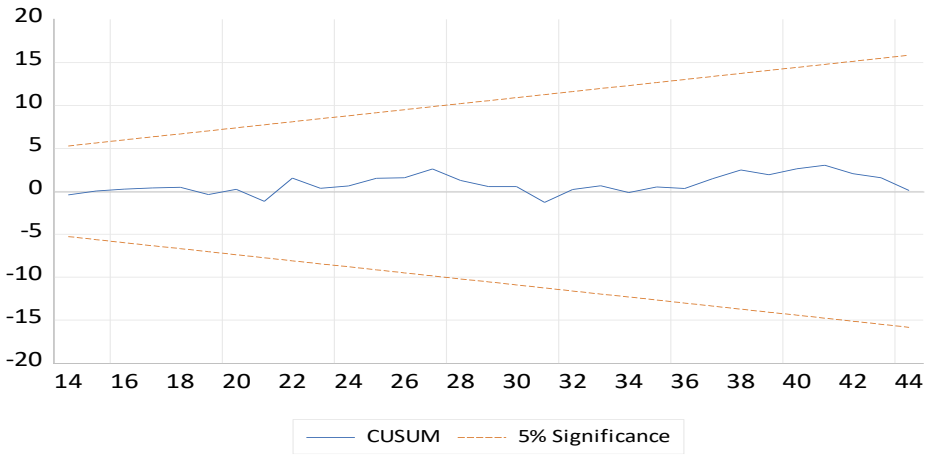
جدول (5) الاختبارات التشخيصية

Problem	Test	Pro	Decision
SERIL CORRELATION LM TEST	Breusch-Godfrey	0.247	No Serial correlations
HETEROSKEDASTICITY TEST	Breusch-Pagan	0.234	No Heteroscedasticity
MISSPECIFICATION	Ramsay Reset	0.084	No functional form misspecification

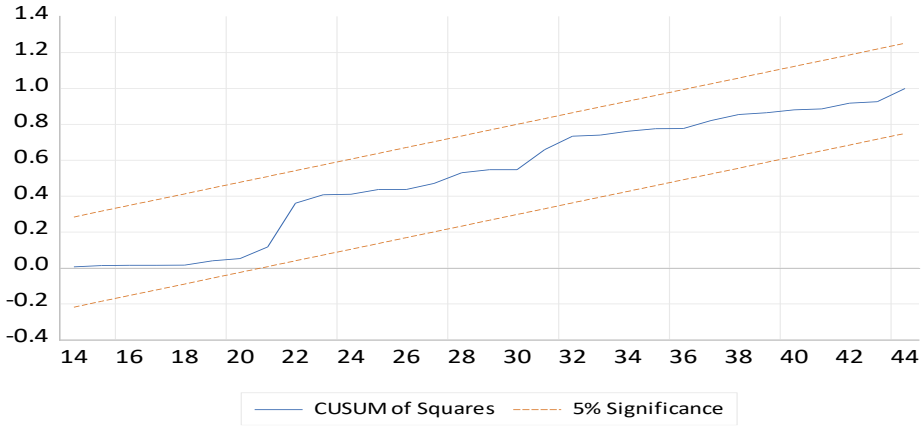
Normality	Jarque-Bera	9690.	Error terms normally distributed

ويوضح الشكلان (2) و (3) المجموع التراكمي للبواقي لاختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج باستخدام CUSUM وCUSUMSQ لفحص استقرار المعاملات في الأجل الطويل، حيث تبين أن النموذج مستقر ديناميكيا وبنيوياً وذلك لأن منحيات CUSUM وCUSUMSQ تقع ضمن الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%.

شكل (2): المجموع التراكمي للبواقي لنموذج CUSUM(LRPER)



شكل (3): المجموع التراكمي للبواقي لنموذج CUSUMS-Q(LRPER)



6.مناقشة النتائج والخاتمة

يتضح من خلال نتائج التقدير أن نموذج سعر الصرف الحقيقي الموازي هو الأقرب لتفسير ظاهرة نفاذية سعر الصرف إلى المستوى العام للأسعار، وعليه يمكن الاستناد عليه كمتغير تقريبي يعكس القيمة الحقيقية للدينار الليبي في السوق الموازية، وفي كل الأحوال فإن النتائج تعتبر متقاربة إلى حد ما بين سعر الصرف الاسمي الموازي وسعر الصرف الحقيقي الموازي في التأثير على المستوى العام للأسعار، ويمكن تفسير هذه النتائج على النحو التالي:

أولاً: إن السبب وراء استجابة المستوى العام للأسعار بشكل كبير لصدمات سعر الصرف خاصة عند انخفاض قيمة العملة، إنما يعزى لطبيعة الاقتصاد الليبي من ناحية كونه اقتصاد أحادي يعتمد بشكل أساسي على قطاع النفط، ويتسم بدرجة عالية من الانكشاف الخارجي، ولا يمتلك قاعدة إنتاجية وتصديرية متنوعة تمكنه من زيادة قدرته التنافسية، فضلا عن أن الواردات تشكل الجزء الأكبر من سلة المستهلك، وبالتالي فإن الصدمات السلبية لسعر الصرف (انخفاض قيمة العملة) تسبب في زيادة أسعار الواردات من السلع النهائية والوسيطة لتمر الصدمة منها إلى مؤشر أسعار المستهلك وتنعكس في شكل ارتفاع معدلات التضخم، خاصة وأن

الاقتصاد الليبي اقتصاد صغير لا يؤثر بأي شكل على الأسعار العالمية.

ثانياً: بالنظر إلى السلوك غير المتماثل لانعكاس التغيرات في سعر الصرف في مؤشر أسعار المستهلك الذي أسفرت عنه نتائج الدراسة، نجد أن انخفاض قيمة العملة له الأثر الأكبر على المستوى العام للأسعار في مقابل ارتفاع قيمة العملة، ويمكن تفسير ذلك من خلال سياسات هامش الربح Mark-Up التي تتبعها الشركات المحلية المستوردة، بمعنى أنه عند ارتفاع قيمة العملة لا تقوم الشركات المستوردة بتمرير صدمة سعر الصرف إلى أسعار الواردات لتحقيق مكاسب أعلى، بينما تقوم برفع أسعار البيع نسبياً عند انخفاض قيمة العملة لتعويض التراجع في هوامش الأرباح لديها.

ثالثاً: تشير نظرية النفاذية إلى أن معدل نفاذية سعر الصرف إلى المستوى العام للأسعار يكون مرتفعاً في حالة الاقتصاديات التي تطبق أنظمة سعر الصرف الثابتة وتمثل الواردات فيها نسبة كبيرة من الناتج المحلي الإجمالي، فضلاً عن أنها اقتصاديات نامية، وبالنظر إلى معامل ارتفاع سعر الصرف في حالة الاقتصاد الليبي نجد أنه حوالي 0.634، وهو مايشير إلى انتقال جزئي لصدمة سعر الصرف ولكنه مرتفع نسبياً مقارنة بالدول الصناعية والتي تتبع أنظمة سعر الصرف العائمة. وعلى الرغم أنه من المتوقع أن تكون نفاذية سعر الصرف في حالة الاقتصاد الليبي كاملة أو شبه كاملة إلا أن الانتقال كان جزئياً الأمر الذي يمكن تفسيره على النحو التالي:

1- التفسير الأول يتعلق بطبيعة هيكل السوق، فتحت ظروف المنافسة الاحتكارية هناك سبب منطقي وراء عدم انعكاس تغيرات سعر الصرف بشكل كامل في مستوى الأسعار المحلية وهو تجزئة السوق، والتي تسمح للشركات (الموردة) المتنافسة بفرض أسعار متمايزة لنفس المنتج من خلال عرض سلع مختلفة ومتباينة الجودة والسعر، وعليه، عند انخفاض سعر صرف الدينار الليبي، فإن الشركات الموردة تقوم بتعديل هوامش أرباحها بهدف الحفاظ على حصتها السوقية

E-ISSN 2663 - 7855
ISSN- L2663 - 7847
Legal Deposit Number 238/2017
DOI deb.v42i1/10.37376/https://doi.org
Frequency: One Volumes per year
Publication Fees are Free
Publisher: University of Benghazi, Benghazi, Libya
Editor-in-Chief Prof. Akram. Zoubi
https://journals.uob.edu.ly/DEB
drasat.journal@uob.edu.ly
+218913260452

وخوفاً من سيطرة شركات أخرى على أسواقها المستهدفة.

2- التفسير الثاني يتعلق بفعالية السياسة النقدية والبيئة التضخمية للاقتصاد المحلي، بمعنى أن درجة نفاذية سعر الصرف تعتمد على مدى فعالية السياسة النقدية، أي أنه كلما اتسمت السياسة النقدية بالاستقرار وكانت معدلات التضخم معتدلة كلما كانت نفاذية سعر الصرف إلى المستوى العام للأسعار ضعيفة (Taylor, 2000)، وهذا مالم يكن متوفراً خلال فترة الدراسة حيث اتسمت السياسة النقدية بنوع من العشوائية وكانت معدلات التضخم عالية وحساسة لكثير من المتغيرات الكلية في الاقتصاد المحلي.

3- التفسير الثالث يتعلق بمكونات سلة أسعار المستهلك التي لم يتم تعديلها وتجديد أوزانها بشكل دوري استجابة للتطورات التي شهدها الاقتصاد الليبي، ما جعل مؤشر أسعار المستهلك لا يعكس التغيرات الفعلية في المستوى العام للأسعار.

4- التفسير الرابع يتعلق بكون أن اغلب السلع الأساسية خلال فترة الدراسة، خاصة خلال الفترة التي ظهرت فيها السوق الموازية بشكل جلي 2014-2020، كانت تُستورد بسعر الصرف الرسمي عند 1.34 دينار للدولار الواحد، وبقية السلع يتم توريدها بسعر الصرف في السوق الموازي، وعليه فإن التغيرات في سعر الصرف الحقيقي الموازي لم تنعكس بشكل كامل في مؤشر أسعار المستهلك.

رابعاً: يمكن قراءة النتائج من خلال آلية انعكاس سعر الصرف في المستوى العام للأسعار، فنظرياً، صدمة سعر الصرف تُترجم أولاً في شكل ارتفاع في أسعار الواردات ومنها إلى مؤشر أسعار الجملة مروراً بقنوات التوزيع المختلفة حتى يظهر الأثر أخيراً وجلياً في معدلات التضخم، وبالتالي فإن الصدمة يتم امتصاصها بشكل مبدئي في قناة أسعار الواردات السلعية النهائية والوسيطة من السلع القابلة للتداول، وبسبب عدم توفر بيانات ربع سنوية عن مؤشر أسعار الواردات ومؤشر أسعار الجملة فضلا عن أن مؤشر أسعار المستهلك

يتضمن سلعًا وخدمات غير قابلة للتداول غير موجودة في مؤشر أسعار الجملة، إضافة إلى أن بعضها يعتبر مدعوما من قبل الدولة، فإن تقلبات أسعار الصرف في مؤشر أسعار المستهلك تؤثر فقط على السلع والخدمات المستوردة (Alkhareif et. al 2016)، فليس من المستغرب إذاً أن يستجيب المستوى العام للأسعار بشكل جزئي لصدمات سعر الصرف.

خامساً: تتأثر موثوقية هذه النتائج بعدم وجود بيانات تتعلق بمتغيرات أكثر أهمية للوصول لنتائج قابلة للتعميم مثل فجوة الناتج ومؤشر أسعار الواردات، إضافة إلى بعض المآخذ على مؤشر أسعار المستهلك من ناحية عدم تجديد سلة المستهلك والعمل على تعديل الأوزان عند حدوث تطورات على مستوى الاقتصاد الكلي، كما أن الحدود الزمانية للدراسة يشوبها الكثير من الاختلالات الاقتصادية والتشوهات على مستوى البيانات والإحصائيات، الأمر الذي يضع عوائقاً أمام دراسة هذه الظاهرة بشكل أكثر دقة.

الهوامش:

[1]. يذكر أنه تم اختبار الحدود Bounds Test لسعر الصرف الاسمي الرسمي، وبيّنت النتائج أن قيمة F المتعلقة بسعر الصرف الاسمي كانت أقل من الحد الأدنى لاختبار F ما يعني عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل ما بين متغيرات النموذج.

[2]. لقد تم استبعاد اختبار نفاذية سعر الصرف الحقيقي والحقيقي الفعال إلى المستوى العام للأسعار نظراً لأن العلاقة بينهما وبين مؤشر أسعار المستهلك كانت عكسية، عكس نظرية نفاذية سعر الصرف، وهذا ما تبين ايضا من خلال التحليل الوصفي لبيانات مؤشر أسعار المستهلك مع سعر الصرف الحقيقي والحقيقي الفعال حيث أن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي الفعال يشير إلى ارتفاع قيمة العملة وليس العكس.

[3]. لقد تم اختبار نفاذية سعر الصرف إلى أسعار المواد الغذائية باعتبار أنه يمثل النسبة الأكبر من سلة مؤشر أسعار المستهلك حيث كان معامل سعر الصرف (حجم النفاذية) حوالي

E-ISSN 2663 - 7855
ISSN- L2663 - 7847
Legal Deposit Number 238/2017
DOI deb.v42i1/10.37376/https://doi.org
Frequency: One Volumes per year
Publication Fees are Free
Publisher: University of Benghazi, Benghazi, Libya
Editor-in-Chief Prof. Akram. Zoubi
https://journals.uob.edu.ly/DEB
drasat.journal@uob.edu.ly
+218913260452

0.78 عند مستوى معنوية 5%، وذلك يعني أن انخفاض قيمة العملة بمقدار 10% يؤدي إلى زيادة أسعار الغذاء بنسبة 7.8% على المدى الطويل.

المراجع:

1- Adekunle, W., & Ajao, T. (2018). Exchange Rate Pass-through to Consumer Prices in Nigeria: An asymmetric approach (MPRA Paper No. 88797). University Library of Munich, Germany.

2- Al Samara, M., Moons, C., & Van Hove, J. (2013). Exchange rate pass-through: evidence from the Syrian economy. *International Economics and Economic Policy*, *10*, 405-425.

3- Alkhareif, R. M., Albakr, A. B., & Alsayaary, S. S. (2016). *Exchange Rates Pass-Through in Saudi Arabia. Saudi Arabian Monetary Agency*. Working paper, 16, 2.

4- Bache, I. W. (2002). *Empirical modelling of Norwegian import prices* (No. 2002/1). Working Paper.Norges Bank, Oslo.

5- Banerjee, A., Dolado, J., & Mestre, R. (1998). Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. *Journal of time series analysis*, *19*(3), 267-283.

6- Barhoumi, K. (2006). Differences in long run exchange rate pass-through into import prices in developing countries: An empirical investigation. *Economic Modelling*, *23*(6), 926-951.

7- Beirne, J. (2010). *International exchange rate dynamics and purchasing power parity* (Doctoral dissertation, Brunel University).

8- Beirne, J., & Bijsterbosch, M. (2011). Exchange rate pass-through in central and eastern European EU Member States. *Journal of Policy Modeling*, *33*(2), 241-254.

9- Brun-Aguerre, R., Fuertes, A. M., & Greenwood-Nimmo, M. (2017). Heads I win; tails you lose: asymmetry in exchange rate pass-through into import prices. *Journal of the Royal Statistical Society.*

15- Ho, S. H., & Hafrad, I. (2020). Asymmetric exchange rates pass-through: New evidence from Vietnam. Online at https://mpra.ub.uni-muenchen.de/98651/ MPRA Paper No. 98651.

16- Karaoğlu, N., & Demirel, B. (2021). Asymmetric Exchange Rate Pass-Through into Inflation in Turkey: A NARDL Approach. *Fiscaoeconomia*, *5* (3), 845-861.

17- Karoro, T. D., Aziakpono, M. J., & Cattaneo, N. (2009). Exchange rate pass-through to import prices in South Africa: is there asymmetry? 1. *South African Journal of Economics*, *77*(3), 380-398.

18- Kassi, D. F., Sun, G., Ding, N., Rathnayake, D. N., & Assamoi, G. R. (2019). Asymmetry in exchange rate pass-through to consumer prices: Evidence from emerging and developing Asian countries. *Economic Analysis and Policy*, *62*, 357-372.

19- Krugman, P. R., Obstfeld, M., & Melitz, M. (2018). *International*

Series A (Statistics in Society), 587-612.

10- Campa, J. M., & Goldberg, L. S. (2005). Exchange rate pass-through into import prices. *Review of Economics and Statistics*, *87*(4), 679-690.

11- Delatte, A. L., & López-Villavicencio, A. (2012). Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from major countries. *Journal of Macroeconomics*, *34*(3), 833-844.

12- Feinberg, R. M. (1986). The interaction of foreign exchange and market power effects on German domestic prices. *The Journal of Industrial Economics*, 61-70.

13- Fisher, E. (1989). Exchange rate pass-through and the relative concentration of German and Japanese manufacturing industries. Economics Letters, 31(1), 81-85.

14- Helmy, O., Fayed, M., & Hussien, K. (2018). Exchange rate pass-through to inflation in Egypt: a structural VAR approach. *Review of Economics and political science*, *3*(2), 2-19.

ct=965463 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.965463

25- Mwase, N. (2006). An empirical investigation of the exchange rate pass-through to inflation in Tanzania. https://www.elibrary.imf.org/view/journals/001/2006/150/article-A001-en.xml

26- Naz, F., Mohsin, A., & Zaman, K. (2012). RETRACTED: Exchange rate pass-through in to inflation: New insights in to the cointegration relationship from Pakistan. *Economic Modelling*, 29(6): 2205-2221.

27- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, *16*(3), 289-326.

28- Rahimov, V., Jafarova, N., & Ganbarov, F. (2017). *The exchange rate pass-through to CPI and its components in oil-Exporting CIS countries* (No. HEIDWP06-2017). Graduate Institute of International and Development Studies Working Paper.

29- Savoie-Chabot, L., & Khan, M. (2015). *Exchange Finance: Theory and Policy*. Pearson Higher Ed.

20- Laflèche, T. (1997). The impact of exchange rate movements on consumer prices. *Bank of Canada review*, *1996*(Winter), 21-32.

21- McCarthy, J. (2000), Pass through of exchange rates import prices to domestic inflation in some industrialized economies, Eastern Economic Journal, Vol. 33 No. 4, 511-537.

22- McCarthy, J. (2007). Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. *Eastern Economic Journal*, *33*(4), 511-537.

23- Mohammed, K. S., Bendob, A., Djediden, L., & Mebsout, H. (2015). Exchange rate pass-through in Algeria. *Mediterranean Journal of Social Sciences*, *6*(2), 195.

24- Mumtaz, H., Oomen, O., & Wang, J. (2006). Exchange rate pass-through into UK import prices.Bank of England Working Paper No. 312, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstra

rate pass-through to consumer prices: Theory and recent evidence (No. 2015-9). Bank of Canada Discussion Paper.

30- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications*, 281-314.

31- Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European economic review*, *44*(7), 1389-1408.