مجلة جامعة طرطوس للبحوث والدراسات العلمية _ سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية المجلد (٥) العدد (٦) ٢٠٢١
Tartous University Journal for Research and Scientific Studies -Economic and Legal Sciences Series Vol. (٥) No. (٦) ٢٠٢١

دراسة انتقال أثر سعر الصرف إلى مؤشر أسعار المستهلك في سورية خلال الفترة (١٩٩٥-٢٠١٩)

د. ليندا اسماعيل*

محمد شريقي**

(تاريخ الإيداع ١٤ / ٦ / ٢٠٢١. قُبِل للنشر في ٢٣ / ٩ / ٢٠٢١)

□ ملخّص □

تهدف هذه الدراسة لقياس درجة انتقال أثر سعر الصرف إلى أسعار المستهلك في سورية في الأجلين الطويل والقصير مع الأخذ بالاعتبار لأثر الحرب على سورية. لتحقيق هدف البحث، تم تطبيق نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الابطاء الموزع ARDL باستخدام بيانات شهرية لكل من سعر الصرف في السوق الموازية، مؤشر أسعار المستهلك، العرض النقدي وسعر النفط العالمي خلال الفترة الممتدة من كانون الثاني ١٩٩٥ حتى حزيران ٢٠١٩، بالإضافة إلى استخدام متغير وهمي يعبر عن الحرب على سورية.

أظهرت نتائج الاختبار وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، حيث أظهرت معادلة التوازن أن لسعر الصرف الموازي أثر إيجابي على مؤشر أسعار المستهلك في الأجلين الطويل والقصير. كما بينت النتائج أن للحرب على سورية أثر سلبي على مؤشر أسعار المستهلك في الأجلين الطويل والقصير ولكنه غير معنوي في الأجل الطويل.

الكلمات المفتاحية: انتقال أثر سعر الصرف، سعر الصرف الموازي، مؤشر أسعار المستهلك، نموذج ARDL.

* أستاذ مساعد، قسم العلوم المالية والمصرفية، كلية الاقتصاد، جامعة تشرين.

** طالب دراسات عليا (ماجستير)، قسم العلوم المالية والمصرفية، كلية الاقتصاد، جامعة تشرين.

مجلة جامعة طرطوس للبحوث والدراسات العلمية _ سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية المجلد (5) العدد (6) 2021
Tartous University Journal for Research and Scientific Studies -Economic and Legal Sciences Series Vol. (5) No. (6) 2021

Studying the Exchange Rate Pass Through to Consumer Price Index in Syria during the period (1995-2019)

Dr. Linda Ismaiel [*]
Mohammad Shriky [**]

(Received 14 / 6 / 2021 . Accepted 23 / 9 / 2021)

□ ABSTRACT □

The purpose of this study is to measure the degree of exchange rate pass through to the consumer price index in Syria in the long and short-run, taking into account the impact of the Syrian crisis. To achieve the purpose of the study, an Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model was applied, using monthly data of parallel exchange rate, consumer price index, money supply, oil prices, and a dummy variable of the crisis, for the period (January 1995- June 2019).

The results of ARDL model revealed the existence of a cointegration relationship between the variables under study, and that the parallel exchange rate has a positive impact on the consumer price index in the long and short-run. Moreover, the crisis variable appears to exercise a negative impact on the consumer price index in the long and short-run but not significant in the long-run.

Keywords : Exchange Rate Pass Through, Parallel Exchange Rate, Consumer Price Index, Autoregressive Distributed Lag (ARDL).

[*] Assistant Professor, Department of Banking and Finance, Faculty of Economics, Tishreen University, Lattakia, Syria. ismaiellinda@yahoo.fr

[**] Postgraduate Student, Department of Banking and Finance, Faculty of Economics, Tishreen University, Lattakia, Syria. m.shrky@hotmail.com

1- مقدّمة

يعتبر التضخم مؤشر هام من مؤشرات الاقتصاد القومي لما له من آثار على الفئات الاجتماعية كافة لذلك يحاول واضعوا السياسات

الاقتصادية دائماً التحكم بسلوك التضخم للحد من تلك الآثار. وباعتبار سعر صرف العملة من العوامل المؤثرة في الأسعار المحلية، إذ تتأثر أسعار السلع سواء المدعومة من قبل الحكومة أو الغير مدعومة، المستوردة أو المصنعة محلياً، أسعار الاستهلاك أو الجملة كلها بتغير سعر الصرف (Masha and Park, 2012)، فإن أحد وسائل صانعي السياسات للتحكم بالتضخم يكون من خلال ضمان استقرار سعر الصرف.

لقد أخذت دراسة أثر سعر الصرف في مؤشر الأسعار المحلية حيزاً هاماً من اهتمام الباحثين وخاصة فيما يتعلق باقتصاديات الدول النامية وفي طور النمو ذات درجة الانفتاح التجاري الكبير، حيث يلعب تغير سعر الصرف فيها تأثيراً هاماً في الميزان التجاري وبالتالي في الأسعار المحلية.

تعتبر سورية من الدول في طور النمو التي تتميز بارتفاع نسبة التجارة الخارجية إلى الناتج المحلي الإجمالي فيها، كما أنها تمر منذ عام ٢٠١١ بحرب عسكرية وسياسية واقتصادية شهدت خلالها انخفاضاً كبيراً في قيمة العملة وارتفاعاً في معدل التضخم مما يشكل دافعاً قوياً لدراسة درجة تأثر أسعار المستهلك فيها بتغيرات سعر الصرف، وهو ما يهدف إليه هذا البحث. إذ سيتم قياس درجة انتقال سعر الصرف الموازي لليرة السورية مقابل الدولار الأمريكي إلى أسعار المستهلك على الأجلين الطويل والقصير خلال الفترة (١٩٩٥-٢٠١٩)، مع الأخذ بالاعتبار لأثر الحرب التي بدأت في عام ٢٠١١.

2- الدراسات السابقة

لقد أخذت دراسة أثر سعر الصرف في مؤشر الأسعار المحلية حيزاً هاماً من اهتمام الباحثين وخاصة فيما يتعلق باقتصاديات الدول النامية وفي طور النمو. في سورية، تناولت عديد من الدراسات هذا الموضوع، ومنها دراسة (حبيب، ٢٠١٥) بعنوان (دور سعر الصرف في تحقيق الاستقرار الاقتصادي في سورية) التي هدفت إلى إيضاح الآثار الاقتصادية لتغيرات سعر الصرف الاسمي على المؤشرات الاقتصادية الكلية للاقتصاد السوري خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠١٠). وفي هذا الإطار، طبق الباحث نموذج الانحدار البسيط ومعامل الارتباط لقياس العلاقة بين التغيرات في سعر الصرف الاسمي والمتغيرات الاقتصادية الكلية (الناتج المحلي الإجمالي، إجمالي الصادرات، معدل التضخم، معدل البطالة، ومؤشر الاستقرار الاقتصادي). توصلت الدراسة إلى وجود علاقة عكسية بين تغيرات سعر الصرف الاسمي والناتج المحلي الإجمالي وإجمالي الصادرات ومعدل التضخم ومؤشر الاستقرار الاقتصادي. في حين توصلت الدراسة لوجود علاقة طردية بين تغيرات سعر الصرف الاسمي ومعدل البطالة.

بدورها بحثت دراسة (Al Samara, 2013) في انتقال أثر أسعار الصرف إلى أسعار السلع والخدمات في الاقتصاد السوري في الفترة الممتدة من الربع الأول ١٩٩٠ وحتى الربع الرابع ٢٠٠٩ وذلك بالاعتماد على المتغيرات التالية: مؤشر أسعار المستهلك، تكلفة السلع المستوردة، العرض النقدي M2، أسعار النفط العالمية. ولتحقيق هدف البحث، قام الباحث باختبار نموذج متجه الانحدار الذاتي الموزع (ARDL). وقد أشارت النتائج الى وجود انتقال كبير وسريع لتكلفة السلع المستوردة إلى الأسعار المحلية، بالإضافة لحساسية شديدة للأسعار الدولية.

كما هدفت دراسة (علي، ٢٠١٧) إلى اختبار أثر سعر الصرف الموازي الليرة السورية في مؤشر أسعار المستهلك في سورية باستخدام بيانات شهرية خلال الفترة (٢٠١١-٢٠١٥). طبقت الدراسة اختبار جذر الوحدة لاختبار

استقرارية السلاسل الزمنية. كما استخدمت اختبار السببية وتحليل مكونات التباين وتحليل دوال الاستجابة لردة الفعل. أظهرت النتائج وجود أثر كبير لسعر الصرف على مؤشر أسعار المستهلك في سورية خلال الفترة المدروسة. وقد أظهر تحليل مكونات التباين أن ٦٥% من التغيرات في مؤشر أسعار المستهلك تُعزى إلى سعر الصرف. أما تحليل دوال استجابة فقد بين أن مؤشر أسعار المستهلك يستجيب إيجاباً لسعر الصرف.

إلى جانب الدراسات التي طُبّقت على الاقتصاد السوري، هنالك عديد من الدراسات التي طُبقت على اقتصاديات الدول النامية، ومنها دراسة (Jiranyakul, 2018) التي اختبرت درجة انتقال أثر سعر الصرف إلى الأسعار المحلية في تايلاند باستخدام بيانات ربع سنوية منذ الربع الأول لعام ٢٠٠٠ حتى الربع الرابع لعام ٢٠١٧. وقد طبقت الدراسة اختبار جوهانسن للتكامل المشترك (Johansen) لقياس درجة الانتقال ونموذج متجه الانحدار الذاتيVAR باستخدام المتغيرات الآتية: مؤشر أسعار المستهلك، مؤشر أسعار الجملة، مؤشر أسعار الواردات، مؤشر سعر الصرف الاسمي الفعال، العرض النقدي بالمفهوم الضيق، الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي. توصلت الدراسة لوجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات المدروسة، كما توصلت لكون درجة انتقال أثر سعر الصرف إلى الأسعار المحلية في تايلاند يختلف بحسب مؤشر الأسعار المستخدم. إذ إن درجة انتقال أثر سعر الصرف في الأجل الطويل هو أكبر على مؤشر أسعار الجملة مقارنةً بمؤشر أسعار المستهلك ومؤشر أسعار الواردات. كما أن درجة الانتقال أكبر إلى مؤشر أسعار المستهلك مقارنة بمؤشر أسعار الواردات.

بدورها هدفت دراسة (Alhabib and Said, 2019) إلى اختبار درجة انتقال أثر سعر الصرف إلى مؤشر أسعار المستهلك في إندونيسيا باستخدام بيانات شهرية خلال الفترة (كانون الثاني ١٩٩٨- كانون الأول ٢٠١٧). طبقت الدراسة العديد من الاختبارات: اختبارات جذر الوحدة، واختبار جوهانسن للتكامل المشترك، ونموذج متجه تصحيح الخطأ (Vector Error Correction Model- VECM) لاختبار العلاقة طويلة وقصير الأجل بين متغيرات الدراسة. وقد استخدمت الدراسة أربعة متغيرات: مؤشر أسعار المستهلك كمتغير تابع، وسعر الصرف الاسمي مقابل الدولار الأمريكي، ومؤشر الإنتاج الصناعي، وقيم المستوردات. أظهرت نتائج الدراسة وجود علاقة تكامل في الأجل الطويل بين متغيرات الدراسة، وأن لسعر الصرف أثر معنوي وإيجابي في الأجل الطويل على معدل التضخم المحلي، حيث بلغت قيمة المعلمة ٠.٠٢ مما يشير لكون التغير في سعر الصرف بنسبة ١% يؤدي إلى تغير في نفس الاتجاه في مؤشر أسعار المستهلك بنسبة ٢%.

نلاحظ اختلاف نتائج الدراسات السابقة بخصوص انتقال أثر أسعار الصرف إلى الأسعار المحلية مما يبين عدم وجود علاقة ثابتة ومحددة بين المتغيرين. ويمكن تفسير اختلاف النتائج باختلاف طبيعة الاقتصاديات المدروسة وأنظمة الصرف فيها، بالإضافة إلى اختلاف الفترة الزمنية المدروسة، المتغيرات الضابطة التي تم أخذها بالاعتبار والاختبارات الإحصائية المطبقة.

يكمن الاختلاف والتميز الرئيسي للدراسة الحالية عن الدراسات السابقة في كونها تتناول دراسة انتقال أثر سعر الصرف الموازي إلى أسعار المستهلك في سورية خلال الفترة (١٩٩٥ – ٢٠١٩). إذ تتميز الدراسة الحالية عن دراسة (علي، ٢٠١٧) التي تناولت الاقتصاد السوري أيضاً بكونها تشمل فترة زمنية أطول، وتأخذ أثر الحرب على سورية التي بدأت في عام ٢٠١١ بالاعتبار (متغير وهمي)، كما أنها تأخذ بالاعتبار أثر العرض النقدي وسعر النفط العالمي كمتغيرات ضابطة، بالإضافة لكونها تطبق نموذج ARDL لقياس درجة الانتقال. وتتميز عن دراسة (Al Samara, 2013) بكون فترة الدراسة أطول وتأخذ بالاعتبار تأثير الحرب على سورية.

3- مشكلة البحث وهدفه

يمكن تلخيص مشكلة الدراسة من خلال التساؤلين التاليين:

هل يوجد انتقال لأثر سعر صرف الليرة السورية مقابل الدولار إلى مؤشر أسعار المستهلك في سورية على الأجل الطويل؟ وما هي درجته؟

هل يوجد انتقال لأثر سعر صرف الليرة السورية مقابل الدولار إلى مؤشر أسعار المستهلك في سورية على الأجل القصير؟ وما هي درجته؟

يهدف البحث إلى الإجابة على هذين التساؤلين من خلال اختبار درجة انتقال أثر سعر الصرف الموازي إلى مؤشر أسعار المستهلك في سورية في الأجلين الطويل والقصير باستخدام نموذج ARDL خلال الفترة (١٩٩٥-٢٠١٩). وباعتبار أن فترة الدراسة تتضمن الحرب على سورية التي بدأت في عام ٢٠١١ فإنه من الضروري الأخذ بالاعتبار لهذه الحرب ودراسة تأثيرها في أسعار المستهلك.

4- أهمية البحث

تكمن أهمية البحث النظرية في اختبار درجة انتقال أثر سعر الصرف الموازي إلى مؤشر أسعار المستهلك في سورية باستخدام نموذج ARDL خلال الفترة (١٩٩٥-٢٠١٩) مع الأخذ بالاعتبار الحرب على سورية وتأثيرها، وهو مالم تتناوله الدراسات السابقة المتعلقة بسورية. أما الأهمية التطبيقية للبحث فتتجلى في كون معرفة درجة انتقال سعر الصرف إلى أسعار المستهلك يمكّن من تقديم توصيات ومقترحات للقائمين على السياسة الاقتصادية والنقدية في سورية في إطار التنبؤ بسلوك التضخم ووضع السياسة النقدية المناسبة لمواجهة ارتفاع الأسعار الناتج عن انخفاض قيمة العملة.

5- فرضيات البحث

الفرضية الأولى: يوجد انتقال لأثر سعر صرف الليرة السورية مقابل الدولار إلى مؤشر أسعار المستهلك على الأجل الطويل خلال الفترة (١٩٩٥-٢٠١٩).

الفرضية الثانية: يوجد انتقال لأثر سعر صرف الليرة السورية مقابل الدولار إلى مؤشر أسعار المستهلك على الأجل القصير خلال الفترة (١٩٩٥-٢٠١٩).

6- منهجية البحث

يعتمد البحث على المنهج التحليلي وأساليب الاقتصاد القياسي لنفي أو إثبات فروض البحث.

7- الإطار النظري

7-1- الإطار النظري لانتقال أثر سعر الصرف الى أسعار المستهلك

على امتداد العقود المنصرمة، كان هنالك اهتمام متزايد في تحليل أثر التغيرات في سعر الصرف في الأسعار المحلية للدول، والقرارات التي يجب اتخاذها من قبل السلطات النقدية في هذا الخصوص. ويعود هذا الاهتمام لحقيقة وجود مستويات مرتفعة من التضخم في عديد من الدول النامية والتي كانت سبباً في قلق مصارفها المركزية، خصوصاً وأن من أهم العوامل المؤثرة في التضخم هو التغيرات في سعر الصرف ودرجة حساسية الأسعار المحلية لهذه التغيرات (Mnjama, 2011).

يشير انتقال أثر سعر الصرف Exchange Rate Pass-Through (ERPT) إلى الدرجة التي تؤدي بها التغيرات في سعر الصرف إلى تغيرات في الأسعار النسبية. ويُستخدم هذا المصطلح عادةً للإشارة إلى أثر التغيرات في سعر الصرف في أحد المتغيرات الآتية: (١) أسعار الواردات والصادرات؛ (٢) أسعار المستهلك؛ (٣) حجم التجارة. يتم في هذه الدراسة التركيز على انتقال أثر سعر الصرف إلى أسعار المستهلك.

يعود الأساس النظري لانتقال أثر سعر الصرف إلى قانون السعر الواحد Law of One Price (LOOP) ونظرية تعادل القوة الشرائية Purchasing Power Parity (PPP). ينصّ قانون السعر الواحد على أنه في حال وجود سلعتين متماثلتين فإنه يجب أن تباع هاتين السلعتين بنفس السعر في مختلف الدول عند قياسها بعملة موحدة وفي ظل غياب تكاليف الصفقات (Copeland, 2005; Wang, 2009). أما نظرية تعادل القوة الشرائية، والتي يعود أصلها إلى الاقتصادي السويدي جوستاف كاسل الذي قام بصياغتها عام ١٩٢٢ عندما أصدر كتاباً بعنوان "النقود وأسعار الصرف الأجنبي"، فتشير إلى أن التغيرات التي تحدث في مستوى أسعار الصرف بين عملتي دولتين تعكس التباين في الأسعار النسبية لهاتين الدولتين، بحيث يكون سعر التوازن الذي يستقر عنده سعر الصرف في زمن معين هو السعر الذي تتساوى عنده القوة الشرائية للعملتين.

في حال كانت نظرية تعادل القوة الشرائية محققة، سيكون هنالك انتقال كامل لأثر سعر الصرف إلى الأسعار المحلية. ولكن الكثير من الدراسات التجريبية حول هذا الموضوع، مثل (Sanusi, 2010; Masha and Park, 2012; Adeyemi and Samuel, 2013)، وجدت أن الانتقال غالباً لا يكون كامل ولا فوري، وقد أرجعت الدراسات هذا الانتقال غير التام إلى مجموعة من العوامل الاقتصادية الجزئية والكلية المؤثرة في انتقال أثر سعر الصرف، نذكر منها التسعير بحسب السوق، درجة تجانس السلع، مرونة الطلب السعرية، المنافسة والحصة السوقية، قابلية إحلال السلع المحلية محل السلع الأجنبية، هيكل وحصة الواردات، البيئة التضخمية، مدة واستمرارية صدمات سعر الصرف، حجم واتجاه التغيرات في سعر الصرف، نظام سعر الصرف، حجم الاقتصاد، موثوقية السياسة النقدية.

تجدر الإشارة إلى وجود عدة قنوات لانتقال أثر سعر الصرف إلى الأسعار والتكاليف. يميز Boug et al. (2013) خمسة قنوات: القناة الأولى ترتبط بالتسعير حسب السوق pricing-to-market بين أسعار الصرف، التكاليف الحدية وأسعار المستوردات، والتي بدورها تؤثر في الأسعار المحلية من خلال السلع الاستهلاكية الجاهزة المستوردة. أما القناة الثانية فتتناول تأثير أسعار الواردات في أسعار الصادرات والأسعار المحلية من خلال سلوك سياسات التسعير للشركات المحلية في الأسواق في ظل عدم وجود تنافسة تامة. تتعلق القناة الثالثة بتأثير أسعار الواردات في السلع والخدمات الوسيطة المستخدمة في إنتاج السلع الاستهلاكية، وتتناول القناة الرابعة تأثير حصص

الواردات والتغيرات في هذه الحصص في درجة انتقال أثر سعر الصرف إلى أسعار المستهلك وأسعار المواد الأولية الداخلة في عملية الإنتاج. أما القناة الخامسة فتتمثل في انتقال أثر سعر الصرف إلى تكاليف الإنتاج من خلال عملية وضع الأجور التي تؤثر بشكل قوي في أسعار المنتجين.

7-2- الإطار النظري لأسعار وأنظمة الصرف في سورية

مرّ الاقتصاد السوري منذ توقيع اتفاقية بريتون وودز وحتى اليوم بثلاثة أنظمة لسعر الصرف وذلك بحسب التصنيف الرسمي (De Jure) لأنظمة الصرف في سورية، وهي: نظام الربط بالدولار الأمريكي (١٩٤٧/٢/٢ - ٢٠٠٧/٨/١٥)، نظام الربط بوحدة حقوق السحب الخاصة (٢٠٠٧/٨/١٥-٢٠١٢/١/١٩)، وتحرير سعر الصرف مع التدخل في سوق الصرف (منذ ٢٠١٢/١/١٩).

أما بحسب التصنيف الفعلي (De Facto) الذي تصدره تقارير صندوق النقد الدولي[١]، فإن نظام الصرف في سورية قد مرّ بالمراحل الآتية (Annual Report on Exchange Rate Arrangements and Exchange Restrictions, 2017):

- المرحلة الأولى (من عام ١٩٩٠ حتى أيلول ٢٠٠٧): الربط التقليدي بالدولار الأمريكي (تتوافق مع التصنيف القانوني).
- المرحلة الثانية (من أيلول ٢٠٠٧ حتى نيسان ٢٠٠٩): نظام أسعار الصرف المربوطة ضمن نطاقات تقلب أفقية (تتوافق مع التصنيف القانوني، إذ كان مصرف سورية المركزي يربط الليرة السورية بوحدة حقوق السحب الخاصة مع هامش تذبذب ٩%).
- المرحلة الثالثة (من نيسان ٢٠٠٩ حتى نيسان ٢٠١١): نظام ترتيب صرف مستقرّ[٢].
- المرحلة الرابعة (من نيسان ٢٠١١ حتى الآن): ترتيبات مدارة أخرى[٣].

تجدر الإشارة إلى أنه تم الاعتماد على سعر الصرف في فترة ما قبل الحرب على سورية في عام ٢٠١١ كهدف وسيط للسياسة النقدية بما يحقق الحفاظ على معدل تضخم منخفض ومستقر، والحفاظ على تنافسية الاقتصاد السوري. برر مصرف سورية المركزي اختيار سعر الصرف كهدف وسيط للسياسة النقدية في فترة ما قبل الحرب انطلاقاً من فعالية وقوة قناة سعر الصرف وأثرها في مستوى الأسعار في سورية (انتقال كبير لأثر سعر الصرف إلى الأسعار المحلية). وقد عمد المصرف المركزي بهدف زيادة فعالية استهداف سعر الصرف إلى إلغاء سياسة تعدد سعر الصرف المتبعة منذ عام ١٩٨١. حيث صدر القرار رقم ٥٧٨٧ تاريخ ٢٠٠٦/١٢/٢٠ المتضمن توحيد أسعار الصرف بسعر واحد (سعر صرف العملات الأجنبية).

---

[١] يوجد تصنيفات فعلية لصندوق النقد الدولي منذ العام ١٩٩٠.

[٢] يعبر هذا التصنيف عن وجود تقلب في سعر الصرف مقابل عملة أو سلة من العملات ضمن نطاق لا يتجاوز هامش ±٢% لمدّة ستة أشهر أو أكثر (باستثناء عدد معيّن من التجاوزات أو الخطوات التصحيحية)، وبحيث يبقى سعر الصرف مستقراً كنتيجة للتدخّل الرسمي. ولا يجب أن يكون نظام الصرف المتّبع هو التعويم. يتم التحقق أو التأكد من عملة الربط أو السلّة التي تدّعي الدولة بأنّها تثبّت عملتها المحلية بها باستخدام تقنيات إحصائية. لا يتطلب هذا الترتيب التزام من قبل السلطة النقدية للدولة.

[٣] يصنف نظام الصرف ضمن هذه الفئة عندما لا يطابق معايير أي من الترتيبات الأخرى. يمكن أيضاً تصنيف أنظمة الصرف في الدول التي تشهد تغييرات متكررة في السياسات ضمن هذا الترتيب.

في عام ٢٠٠٧ أعلن مصرف سورية المركزي عن تبنّيه لنظام سعر صرف يضمن إدارة فعّالة لسعر صرف حقيقي ومستقر، إذ تم بموجب القرار رقم ٣٤٢٤ الصادر بتاريخ ٢٠٠٧/٨/١٥ فك ربط الليرة السورية بالدولار الأمريكي مقابل ربطها بسلة من العملات تماثل في أوزانها وحدة حقوق السحب الخاصة (دراسة حول ربط الليرة السورية بوحدة حقوق السحب الخاصة، ٢٠٠٧). ومن أهم الجوانب الإيجابية المستهدفة لهذا الانتقال هو: تقليل تقلبات سعر صرف الليرة السورية اتجاه عملات الشركاء التجاريين الرئيسيين مما يساعد المصدرين على الحفاظ على ربحيتهم ويخفّض من الضغوط على الأسعار المحلية لا سيما وأن الدولار الأمريكي شهد تأرجحاً كبيراً اتجاه العملات الرئيسية في تلك الفترة، بالإضافة إلى تخفيض التضخم من خلال تخفيض تكلفة المستوردات وخصوصاً من دول الاتحاد الأوروبي الذي كان يعتبر الشريك التجاري الرئيس لسورية (دراسة حول ربط الليرة السورية بوحدة حقوق السحب الخاصة، ٢٠٠٧).

منذ عام ٢٠١١، أدت الحرب على سورية والعقوبات الاقتصادية إلى أزمة في سعر صرف الليرة السورية التي انخفضت قيمتها مع مرور الوقت. ومع بداية هذه الحرب، عمدت السلطة النقدية السورية إلى دعم التوجهات العامة للدولة من خلال المساهمة في تنفيذ الخطط الحكومية الطارئة لمعالجة الاختلالات الناجمة عن الظروف الراهنة، الأمر الذي تطلب الخروج عن الهدف النهائي للسياسة النقدية والمتمثل باستقرار الأسعار والانتقال إلى استهداف سعر صرف الليرة السورية مقابل العملات الأجنبية خلال هذه المرحلة. إذ تتدنى فعالية استهداف المصرف المركزي لمستوى تضخم منخفض ومستقر في ظل الحرب نظراً لوجود عديد من المؤثرات التي تسهم، إلى جانب المؤثرات النقدية، في ارتفاع معدل التضخم، وتتمثل بعوامل تتعلق بالجانب الحقيقي للاقتصاد والأسعار الإدارية والسياسة المالية (التقرير السنوي لأعمال مصرف سورية المركزي، ٢٠١٤).

8- البيانات وطرائق البحث

8-1- البيانات ونموذج الدراسة

لقياس انتقال أثر سعر الصرف إلى أسعار المستهلك في سورية خلال فترة الدراسة، سيتم تقدير نموذج الانحدار المتعدد الآتي:

$$LNCPI = a + \beta_1 LNPEX + \beta_2 LNM2 + \beta_3 LNOIL + \beta_4 CRISIS + \varepsilon$$

حيث: $LNCPI$: اللوغاريتم الطبيعي لمؤشر أسعار المستهلك في سورية، $LNPEX$: اللوغاريتم الطبيعي لسعر الصرف الاسمي الثنائي مقابل الدولار الأمريكي في السوق الموازية[٤] وفق طريقة التسعير المباشرة، $LNM2$: اللوغاريتم الطبيعي للمعروض النقدي بالمفهوم الواسع، LNOIL: اللوغاريتم الطبيعي لأسعار النفط العالمية، $CRISIS$: متغير وهمي يعبر عن الحرب على سورية، حيث يأخذ القيمة ٠ منذ كانون الثاني ١٩٩٥ حتى شباط ٢٠١١، ويأخذ القيمة ١ منذ آذار ٢٠١١ حتى حزيران ٢٠١٩، a: ثابت معادلة الانحدار، β: ميل معادلة الانحدار، ε: حد الخطأ العشوائي.

تم استخدام بيانات شهرية خلال الفترة من كانون الثاني ١٩٩٥ حتى حزيران ٢٠١٩، حيث تم مراعاة توفر البيانات محل الدراسة في اختيار الفترة الزمنية. يعرض الجدول (١) متغيرات نموذج الدراسة وطرق قياسها. تجدر الإشارة إلى أنه تم الاستناد في اختيار المتغيرات الضابطة وقياس المتغيرات إلى عدة دراسات سابقة (Sanusi, 2010; Masha and Park, 2012; Adeyemi and Samuel, 2013; Al Samara, 2013).

[٤] تم أخذ سعر الصرف في السوق الموازية باعتباره أكثر تعبيراً عن التغيرات في سعر الصرف خلال فترة الحرب مقارنة بسعر الصرف الرسمي.

الجدول (١): متغيرات الدراسة

المتغيرات	ترميز المتغير	طريقة القياس	مصدر البيانات
المتغير التابع: سعر الصرف	LNPEX	اللوغاريتم الطبيعي لسعر الصرف الاسمي الثنائي لليرة السورية مقابل الدولار الأمريكي في السوق الموازية	مصرف سورية المركزي
المتغير المستقل: أسعار المستهلك	LNCPI	اللوغاريتم الطبيعي لمؤشر أسعار المستهلك في سورية (سنة أساس ٢٠٠٠)	مصرف سورية المركزي
المتغيرات الضابطة:			
العرض النقدي	LNM2	اللوغاريتم الطبيعي للمعروض النقدي بالمفهوم الواسع M2	مصرف سورية المركزي
سعر النفط العالمي	LNOIL	اللوغاريتم الطبيعي لأسعار النفط العالمية	قاعدة بيانات صندوق النقد الدولي
الحرب على سورية (متغير وهمي)	CRISIS	متغير وهمي يأخذ القيمة ٠ منذ كانون الثاني ١٩٩٥ حتى شباط ٢٠١١، ويأخذ القيمة ١ منذ آذار ٢٠١١ حتى حزيران ٢٠١٩	

المصدر: من إعداد الباحثين

8-2- طرائق البحث

سيتم تطبيق اختبار جذر الوحدة لقياس درجة استقرارية متغيرات الدراسة، إلى جانب اختبار ARDL لقياس انتقال أثر سعر الصرف إلى الأسعار المحلية في سورية.

8-2-1- اختبار جذر الوحدة

عند التعامل مع السلاسل الزمنية لا بد من إجراء اختبار جذر الوحدة لمعرفة درجة تكامل السلسلة الزمنية. يعتبر اختبار ديكي-فولر الموسّع (1979) Augmented Dickey-Fuller و اختبار فيليبس بيرون Phillips-Perron من أكثر اختبارات جذر الوحدة استخداماً، ويعتبر اختبار فيليبس بيرون تصحيحاً غير معلمياً لاختبار ADF في حال وجود ارتباط ذاتي في النموذج المستخدم للانحدار. إذ طور Phillips & Perron (١٩٨٨) تعميماً لطريقة Dickey Fuller تسمح بوجود ارتباط ذاتي في حد الخطأ. وعليه، فإن اختبار PP هو تعديل لاختبار DF ليأخذ في الاعتبار قيود أقل على حد الخطأ (Phillips and Perron,1988)، وهو الاختبار الذي سيتم تطبيقه في هذه الدراسة.

8-2-2- اختبار ARDL

بعد الأبحاث التي قام بها (Pesaran and Smith, 1998 ; Pesaran and Pesaran, 1997 ; Pesaran and Shin, 1997 ; Pesaran etal., 2001) تمّ تطوير نموذج ARDL الذي يمزج بين نماذج الانحدار الذاتي ونماذج فترات الإبطاء الموزعة، حيث يتمّ تفسير المتغير التابع من خلال القيم السابقة للمتغير التابع، والقيم الحالية والسابقة للمتغيرات المستقلة (Pahlavani etal., 2005). تمكّن هذه المنهجية من حلّ لمعضلة وجود

علاقة بالمستوى بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة، وعندما لا يكون مؤكّداً ما إذا كانت هذه المتغيرات ذات اتجاه أو مستقرة بالفرق الأول. إذ يمكن من خلال هذه المنهجية تطبيق اختبار الحدود (Bounds Test) للتكامل المشترك بغضّ النظر عمّا إذا كانت المتغيرات المدروسة مستقرة عند المستوى I(0) أو مستقرة عند الفرق الأول I(1) أو مزيجاً من الاثنين، والشرط الوحيد للاستقرارية هو ألّا تكون المتغيرات مستقرة عند الفرق الثاني I(2) (السواعي، ٢٠١٥).

إن ميزة هذه الطريقة هي إمكانية إدخال فترات تباطؤ للمتغيرات بشكلٍ محدّد أو بشكلٍ تلقائي من قبل الاختبار بحيث يمكن إدخال فترات إبطاء مختلفة لكل متغير، كما لا يشترط بالضرورة تساوي فترات التباطؤ المدخلة لجميع المتغيرات مما يساعد على التخلص من مشكلة الارتباط الذاتي بين المتغيرات واعطاء أفضل تمثيل للعلاقة من الانحدار البسيط فيما إذا كانت المتغيرات مستقرة بالمستوى، وتتسم هذه الطريقة بعدم التحيز والكفاءة (علي، ٢٠١٣)

يعتمد نموذج ARDL على تقدير معادلة واحدة للتكامل المشترك بخلاف الطرق الأخرى التي تقدّم أكثر من معادلة، كما يسمح نموذج ARDL بتقدير العلاقة على الأجلين الطويل والقصير معاً (Pahlavani etal., 2005).

قدّم Pesaran etal (2001) خمسة نماذج لتقدير العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة بالاستناد إلى المعادلة التالية:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha 1 trend + \alpha 3 y_{t-1} + \alpha k y_{t-k} + \beta 0 xt + \beta 1 x_{t-1} + \beta q x_{t-q} + \varepsilon_t$$

المعادلة الأولى: في حال عدم وجود ثابت أو اتجاه $\alpha 0 = \alpha 1 = 0$

المعادلة الثانية: وجود ثابت مقيد واتجاه $\alpha 0 = -(\alpha k, \beta q)\mu$

المعادلة الثالثة: وجود ثابت مقيد وعدم وجود اتجاه $\alpha 0 \neq 0 \ , \ \alpha 1 = 0$

المعادلة الرابعة: وجود ثابت غير مقيد واتجاه مقيد $\alpha 0 \neq 0 \ , \ \alpha 1 = -(\alpha k, \beta q)\mu$

المعادلة الخامسة: وجود ثابت غير مقيد واتجاه غير مقيد $\alpha 0 \neq 0 \ , \ \alpha 1 \neq 0$

يستخدم هذا البحث اختبار الحدود Bounds Test ضمن منهجية ARDL لتقدير العلاقة على الأجلين القصير والطويل بين مؤشر أسعار المستهلك وسعر الصرف الموازي حيث يقدم ARDL مجموعتين من القيم الحرجة (Nkoro and Uko, 2016):

- مجموعة تفترض أنّ جميع المتغيرات مستقرة بالمستوى I(0)، وهو يتمثّل بالحدّ الحرج الأدنى.
- مجموعة تفترض أنّ جميع المتغيرات مستقرة بالفرق الأول I(1)، وهو يتمثّل بالحدّ الحرج الأعلى.

بتطبيق نموذج ARDL يتم اختبار العلاقة على الأجل الطويل باستخدام اختبار الحدود، من خلال مقارنة القيمة المحسوبة F-Statistic مع قيم حرجة طورها Pesaran. في حال كانت القيمة المحسوبة تقع خارج حدود القيم الحرجة Bound عند أي مستوى معنوية وأكبر من الحد الأعلى تكون المتغيرات متكاملة تكاملاً مشتركاً، وفي حال كانت القيمة المحسوبة أقلّ من الحدّ الأدنى للقيم الحرجة يمكن الحكم بعدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات، أما في حال كانت القيمة المحسوبة تقع ضمن نطاق الحدّ الأعلى والأدنى لا يمكن وجود حكم حاسم بوجود علاقة تكامل مشترك (Nkoro and Uko, 2016).

في حال وجود علاقة على الأجل الطويل من خلال اختبار الحدود يتمّ اختبار العلاقة على الأجل القصير من خلال نموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model ECM) والتي تُقدّر وفق المعادلة التالية:

$$\Delta Y_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_i Y_{t-1} + \sum_{i=0}^{q} \rho_i X_{t-i} + DUM + \mu \Delta y_{t-i} + \theta \Delta x_{t-i} + \vartheta \Delta \omega_{t-i} + \varphi ECM_{t-1} + \varepsilon_t$$

يمثّل Δ الفرق الأول.

كما تمثّل $\emptyset i$ و ρi معاملات الأجل الطويل، وتمثّل μ و θ معاملات الأجل القصير.

يشير $ECMt-1$ إلى معامل تصحيح الخطأ، والذي تمّ اشتقاقه من العلاقة طويل الأجل. يجب أن تكون φ سالبة ومعنوية للدلالة على العلاقة طويلة الأجل، حيث تشير إلى مقدار التغير في المتغير التابع نتيجة انحراف المتغير المستقل في المدى القصير عن قيمته التوازنية.

9- النتائج والمناقشة

يتم فيما يلي استعراض نتائج الإحصاءات الوصفية لمتغيرات البحث بالإضافة إلى نتائج اختبار جذر الوحدة ونموذج ARDL[٥].

9-1- الإحصاءات الوصفية

يعرض الجدول (٢) التوصيف الإحصائي لمتغيرات الدراسة. يُلاحظ من قيمة الاحتمال لمؤشر اختبار Jarque-Bera أن متغيرات الدراسة لا تخضع للتوزيع الطبيعي. تجدر الإشارة إلى أنه ليس من الضروري أن تكون البيانات تتبع للتوزيع الطبيعي لتطبيق نموذج ARDL وخصوصاً عندما يكون عدد المشاهدات كبير.

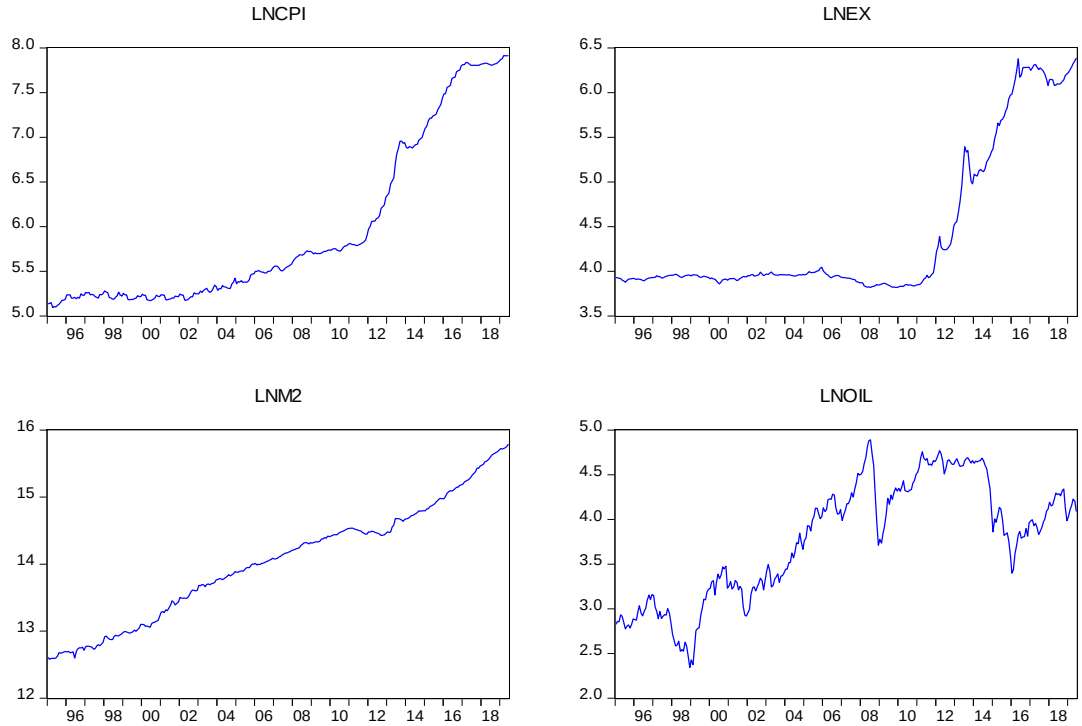
الجدول (٢): الإحصاءات الوصفية للمتغيرات المدروسة

	لوغاريتم مؤشر أسعار المستهلك LNCPI	لوغاريتم سعر الصرف الموازي LNPEX	لوغاريتم العرض النقدي LNM2	لوغاريتم سعر النفط العالمي LNOIL
المتوسط الحسابي	5.349911	4.430635	14.03417	٣.٧٨٤٥٧٩
الوسيط	4.925077	3.953266	14.09731	٣.٩١٠٥٦٤
أعلى قيمة	7.296170	6.385419	15.78882	٤.٨٩٠٣٩٨
أدنى قيمة	4.493344	3.818704	12.57820	٢.٣٤٢٧٦٧
الانحراف المعياري	0.922970	0.862320	0.867989	٠.٦٥٩١٤٩
قيمة مؤشر اختبار	57.75321	83.66120	10.49047	١٨.٥٣٩٨٣
الاحتمال	0.000000	0.000000	0.005273	٠.٠٠٠٠٩٤
عدد المشاهدات	294	294	294	٢٩٤

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام برنامج EViews 10

يتضمن الشكل (١) الرسومات البيانية لمتغيرات الدراسة. حيث نلاحظ تحرك سعر الصرف الموازي ومؤشر أسعار المستهلك في سورية بشكل متوافق خلال فترة الدراسة (ارتفاع سعر الصرف يشير الى انخفاض قيمة العملة المحلية).

[٥] تجدر الإشارة إلى أنه تم إجراء اختبار الارتباط الخطي المتعدد بين متغيرات الدراسة. وقد أظهرت مصفوفة الارتباط وجود ارتباط قوي جداً وطردي بين مؤشر أسعار المستهلك وسعر الصرف في السوق الموازية. وبالاستناد لقيم معامل تضخم التباين Variance Inflation Factors (VIF)، تم التأكد من عدم وجود مشكلة ارتباط خطي متعدد بين المتغيرات المستقلة إذ إن قيم عامل تضخم التباين للمتغيرات المستقلة كلها دون الـ ١٠. توجد نتائج الاختبارات لدى الباحثين عند الطلب.



الشكل (١): التمثيل البياني لمتغيرات الدراسة

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام برنامج EViews 10

9-2- نتائج اختبار جذر الوحدة

يعرض الجدول (٣) نتائج اختبار فيليبس بيرون PP لجذر الوحدة[٦]، حيث تنص الفرضية العدم على وجود جذر وحدة في السلسلة الزمنية، بمعنى أن السلسلة الزمنية غير مستقرة. من أجل رفض الفرضية العدم لا بد من أن تكون قيمة الاحتمال P.Value أصغر من مستوى الدلالة ٥%.

يتضح من الجدول أن جميع متغيرات الدراسة غير مستقرة عند المستوى وذلك بالنسبة للمعادلات الثلاثة (ثابت واتجاه، وثابت فقط، وبدون ثابت واتجاه). في حين أن جميع المتغيرات أصبحت مستقرة بعد أخذ الفرق الأول لها. وعليه، فإن متغيرات الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى I(1) . وعليه، يمكن تطبيق اختبار ARDL لدراسة العلاقة في الأجل الطويل.

[٦] تم أيضاً إجراء اختبار ديكي فولر الموسع والحصول على ذات النتائج.

الجدول (٣): نتائج اختبار فيليبس- بيرون PP

المتغيرات	عند المستوى			عند الفرق الأول		
	ثابت واتجاه	ثابت فقط	بدون ثابت وميل	ثابت واتجاه	ثابت فقط	بدون ثابت وميل
لوغاريتم مؤشر أسعار المستهلك LNCPI	-٠.٩٤٨٩٤٠ (0.9478)	2.152632 (0.9999)	4.064217 (1.0000)	-١٣.٨٢٧٥٩ (0.0000)***	-١٣.٤٧٦٦٩ (0.0000)***	-١٣.١٥٠٣٠ (0.0000)***
لوغاريتم سعر الصرف الموازي LNPEX	-0.647781 (0.9751)	1.552035 (0.9994)	2.639651 (0.9981)	-11.65785 (0.0000)***	-11.38862 (0.0000)***	-10.99202 (0.0000)***
لوغاريتم العرض النقدي LNM2	-0.653792 (0.9747)	1.458838 (0.9992)	8.896080 (1.0000)	-16.12064 (0.0000)***	-16.04349 (0.0000)***	-14.84368 (0.0000)***
لوغاريتم سعر النفط العالمي LNOIL	-١.٨٢٧٧٥٩ (0.6889)	-١.٦١٥٥٨٢ (0.4733)	0.492007 (0.8210)	-١٢.٧٥٣٢٧ (0.0000)***	-١٢.٧٥٥٩٧ (0.0000)***	-١٢.٧٥٩١٧ (0.0000)***

ملاحظة: تشير القيم داخل الجدول إلى قيم الـ t-statistics؛ وتشير القيم بين أقواس () إلى قيم الاحتمال p.value.

تشير ** و*** إلى استقرارية المتغير عند مستوى ٥% ومستوى ١% على الترتيب.

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام برنامج EViews 10

9-3- نموذج ARDL ونتائج اختبار Bounds test

لتطبيق اختبار ARDL، تم اختيار عدد فترات التباطؤ المثلى من نموذج متجه الانحدار الذاتي VAR بالاستناد إلى معياري Hannan & Quinn Information Criterion (HQ) و Schwarz Information Criterion (SC)، اللذين أظهرا أن فترة التباطؤ المثلى هي (٢).

يعرض الجدول (٤) نتائج تقدير اختبار الحدود من نموذج ARDL علماً أن النموذج المناسب من ARDL هو من دون ثابت واتجاه، وقد تم اختيار الحدّ الأقصى لفترات التباطؤ (٢) لكل من المتغيرات المستقلة والمتغير التابع.

نلاحظ من خلال الجدول أن قيمة F المحسوبة هي أكبر من جميع قيم الحد الأعلى I(1) وبالتالي يمكننا الإقرار بوجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة في الأجل الطويل عند مستوى دلالة ١%.

الجدول (٤): نتائج تقدير اختبار الحدود من نموذج ARDL

ARDL Long Run Form and Bounds Test

Dependent Variable: D(LNCPI)

Selected Model: ARDL(1, 2, 0, 1, 0)

Case 1: No Constant and No Trend

Date: 06/09/21 Time: 16:04

Sample: 1995M01 2019M06

Included observations: 292

Conditional Error Correction Regression

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
	–		–	
0.0002	3.828578	0.012414	0.047529	LNCPI(-1)*
0.0002	3.773024	0.011342	0.042794	LNEX(-1)
0.3432	0.949421	0.002306	0.002189	LNM2**
0.0002	3.797204	0.004586	0.017416	LNOIL(-1)
0.0924	1.688432	0.006545	0.011052	CRISIS**
0.0000	4.416534	0.034349	0.151703	D(LNEX)
0.0000	4.451222	0.034665	0.154302	D(LNEX(-1))
	–		–	
0.4062	0.831857	0.015203	0.012646	D(LNOIL)

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z).

Levels Equation

Case 1: No Constant and No Trend

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	10.70306	0.084124	0.900383	LNEX

0.2918	1.056216	0.043611	0.046062	LNM2
0.0001	4.056315	0.090334	0.366424	LNOIL
0.0815	1.748065	0.133016	0.232521	CRISIS

EC = LNCPI − (0.9004*LNEX + 0.0461*LNM2 + 0.3664*LNOIL + 0.2325 *CRISIS)

Null Hypothesis: No levels relationship — F-Bounds Test

I(1)	I(0)	Signif.	Value	Test Statistic
	Asymptotic : n=1000			
3.01	1.9	10%	11.12990	F-statistic
3.48	2.26	5%	4	k
3.9	2.62	2.5%		
4.44	3.07	1%		
	Finite Sample: n=80		292	Actual Sample Size
−1	−1	10%		
−1	−1	5%		
−1	−1	1%		

Null Hypothesis: No levels relationship — t-Bounds Test

I(1)	I(0)	Signif.	Value	Test Statistic
−3.26	−1.62	10%	−3.828578	t-statistic
−3.6	−1.95	5%		

−3.89	−2.24	2.5%
−4.23	−2.58	1%

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام برنامج EViews 10

نعرض أدناه معادلة انتقال أثر سعر الصرف إلى أسعار المستهلك في سورية في الأجل الطويل وفقاً لنتائج اختبار ARDL:

$$\mathbf{LNCPI = 0.9004*LNEX + 0.0461*LNM2 + 0.3664*LNOIL + 0.2325*CRISIS}$$
$$\mathbf{(0.0000) \quad (0.2918) \quad (0.0001) \quad (0.0815)}$$

تشير الأرقام بين قوسين إلى قيمة الاحتمال.

نلاحظ من المعادلة أن لسعر الصرف الموازي أثر إيجابي في مؤشر أسعار المستهلك في الأجل الطويل، وتشير قيمة المعلمة لكون الارتفاع في سعر الصرف الأجنبي للدولار مقابل الليرة السورية (انخفاض قيمة الليرة) في السوق الموازية بنسبة ١% يؤدي إلى ارتفاع مؤشر أسعار المستهلك بنسبة 0.9% في الأجل الطويل، وبالتالي يوجد انتقال هام لسعر الصرف إلى مؤشر أسعار المستهلك. توصلت دراسات أخرى لوجود أثر إيجابي لسعر الصرف على مؤشر أسعار المستهلك، كدراسة (Adyemi and Samuel, 2013) على الاقتصاد النيجيري ودراسة (Makka, 2013) على الاقتصاد الغاني ودراسة (علي، ٢٠١٧) على الاقتصاد السوري، ودراسة (Alhabib and Said, 2019) على الاقتصاد الاندونيسي.

فيما يتعلق بالعرض النقدي، نلاحظ أن له أثر إيجابي على مؤشر أسعار المستهلك ولكنه غير معنوي. وقد ظهرت نتيجة مماثلة بالنسبة للعرض النقدي في دراسة (Al Samara, 2013) المطبقة على سورية.

أما بالنسبة لأسعار النفط العالمية، فنلاحظ أن لها أثر إيجابي معنوي على مؤشر أسعار المستهلك، حيث تشير قيمة المعلمة لكون الزيادة بنسبة ١% في أسعار النفط تؤدي إلى ارتفاع قدره 0.37% في مؤشر أسعار المستهلك.

فيما يتعلق بالحرب على سورية، فنلاحظ أن لها أثر إيجابي أيضاً على مؤشر أسعار المستهلك ولكنه غير معنوي عند مستوى دلالة ٥%. يمكن تبرير ذلك بأن الاختلال والأثر الذي سببته الحرب ليس من الضروري أن يكون قد بدأ مع بداية الحرب بل من الممكن أن يكون قد استغرق فترة من الزمن. يؤكد هذا الأمر على فكرة أن تحديد زمن الاختلال خارجياً بالاستناد لمعرفة أو فحص مسبق للبيانات يمكن أن يكون مضللاً ويؤدي لنتائج خاطئة بحيث لا يتطابق زمن الاختلال المحدد مع الاختلال الفعلي في السلسلة المدروسة.

بالاستناد إلى النتائج السابقة نقبل الفرضية الأولى للدراسة والتي تنص على أنه: يوجد انتقال لأثر سعر صرف الليرة السورية مقابل الدولار إلى مؤشر أسعار المستهلك على الأجل الطويل خلال الفترة (١٩٩٥-٢٠١٩).

9-4- نتائج تقدير معادلة تصحيح الخطأ في نموذج ARDL والعلاقة قصيرة الأجل

يعرض الجدول (٥) نتائج تقدير معادلة تصحيح الخطأ في نموذج ARDL المطبق سابقاً. يتبين من النتائج أن قيمة F المحسوبة ٦.٤٨٤ هي أكبر من جميع قيم الحد الأعلى I(1) وبالتالي يمكننا الإقرار بوجود علاقة قصيرة الأجل بين متغيرات الدراسة عند مستوى دلالة ١%. كما أن قيمة معامل تصحيح الخطأ هي 4.7%- باحتمال قدره

٠.٠٠٠٠ وبما أنه سالب ومعنوي فنستطيع أن نقبل بوجود علاقة قصيرة الأجل بين المتغيرات حيث أنه في كل شهر يتم تصحيح ٤.٧ بالمئة من أخطاء التقدير وبالتالي فإن النموذج يعمل على العودة إلى وضع التوازن.

نلاحظ من الجدول أن لسعر الصرف الموازي أثر إيجابي في مؤشر أسعار المستهلك في الأجل القصير، وتشير قيمة المعلمة لكون الارتفاع في سعر الصرف الأجنبي للدولار مقابل الليرة السورية (انخفاض قيمة الليرة) في السوق الموازية بنسبة ١% يؤدي إلى ارتفاع مؤشر أسعار المستهلك بنسبة 0.15% في الأجل القصير.

كما نلاحظ بالنسبة لمتغير الحرب عل سورية أن أثره كان ايجابياً وذو دلالة احصائية أي أن الحرب على سورية ساهمت في زيادة ارتفاع مستوى الأسعار في سورية.

بالاستناد إلى النتائج السابقة نقبل الفرضية الثانية للدراسة والتي تنص على أنه: يوجد انتقال لأثر سعر صرف الليرة السورية مقابل الدولار إلى مؤشر أسعار المستهلك على الأجل القصير خلال الفترة (١٩٩٥-٢٠١٩).

الجدول (٥): نتائج تقدير العلاقة قصيرة الأجل في نموذج ARDL

ECM Regression

Case 1: No Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNEX)	0.151703	0.033525	4.525008	0.0000
D(LNEX(-1))	0.154302	0.033977	4.541400	0.0000
	-		-	
D(LNOIL)	0.012646	0.014992	0.843540	0.3996
CRISIS	0.011052	0.002386	4.632235	0.0000
	-		-	
CointEq(-1)*	0.047529	0.009284	5.119587	0.0000

			0.009490
R-squared	0.323349	Mean dependent var	
			0.025913
Adjusted R-squared	0.313918	S.D. dependent var	
			-4.827892
S.E. of regression	0.021464	Akaike info criterion	
			-4.764935
Sum squared resid	0.132223	Schwarz criterion	

			4
			-
			4.80267
Log likelihood	709.8722	Hannan-Quinn criter.	3
Durbin-Watson stat	1.973703		

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	6.484049	10%	2.01	3.1
k	3	5%	2.45	3.63
		2.5%	2.87	4.16
		1%	3.42	4.84

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام برنامج EViews 10

10- الاستنتاجات والتوصيات

تهدف هذه الدراسة لقياس درجة انتقال أثر سعر الصرف إلى أسعار المستهلك في سورية في الأجلين الطويل والقصير مع الأخذ بالاعتبار لأثر الحرب على سورية التي بدأت في عام ٢٠١١. تم استخدام بيانات شهرية لكل من سعر الصرف في السوق الموازية، ومؤشر أسعار المستهلك في سورية، والعرض النقدي، وسعر النفط العالمي خلال الفترة منذ كانون الثاني ١٩٩٥ حتى حزيران ٢٠١٩، إلى جانب متغير وهمي يعبر عن الحرب على سورية. لتحقيق هدف البحث، تم بداية تطبيق اختبار فيليب بيرون لاختبار استقرارية متغيرات الدراسة، ثم تقدير نموذج ARDL.

أظهرت نتائج اختبار فيليبس بيرون أن جميع المتغيرات المدروسة مستقرة بعد أخذ الفرق الأول لها، مما يشير لكون متغيرات الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى I(1). وأظهرت نتائج اختبار ARDL وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة في الأجل الطويل. وقد تبين أن لسعر الصرف الموازي أثر إيجابي في مؤشر أسعار المستهلك في الأجلين الطويل والقصير. أما فيما يتعلق بالعرض النقدي وسعر النفط، فقد كان لهم أثر إيجابي أيضاً على مؤشر أسعار المستهلك وإن كان أثرهم أقل من سعر الصرف مع الإشارة إلى أن أثر العرض النقدي غير معنوي. أظهرت نتائج النموذج أيضاً أن للحرب على سورية أثر سلبي على مؤشر أسعار المستهلك في الأجل القصير.

بناءً على النتائج التي تم التوصل لها، يوصي الباحثان بالآتي:

١. نظراً لانتقال أثر سعر الصرف إلى مؤشر أسعار المستهلك في سورية وخصوصاً في فترة الحرب، من الأهمية بمكان أن تعمل السلطة النقدية في سورية على الحد من التقلبات الكبيرة وتعزيز استقرار سعر الصرف من أجل الحفاظ على مستوى مستقر نسبياً للأسعار المحلية.

٢. ضرورة الاهتمام بتحديد قنوات انتقال أثر سعر الصرف إلى الأسعار المحلية في سورية ومحاولة السيطرة على هذه القنوات بالشكل الذي يخفف من درجة الانتقال. وفي هذا الإطار يجب العمل على الحد من درجة انتقال أثر سعر الصرف من خلال إيجاد سلع محلية بديلة للسلع المستوردة والحد من عمليات استيراد المواد الكمالية، بالشكل الذي يقلّل من الطلب على القطع الأجنبي من جهة وينمّي الصناعة المحلية من جهة أخرى.

٣. إن سعر صرف الليرة السورية مقابل العملات الأجنبية إنما يعكس الوضع الاقتصادي في سورية، لذلك لا بد من قيام الحكومة بدفع عجلة الإنتاج والتنمية الاقتصادية بهدف تحقيق استقرار في سعر الصرف وبالتالي في مؤشر أسعار المستهلك، ويتم ذلك من خلال تشجيع الاستثمارات وتوجيهها بحسب الحاجة مع التركيز على القطاعات الحيوية المنتجة لا سيما الصناعة والزراعة وخلق بيئة مؤاتية لزيادة تدفقات رأس المال إلى سورية.

٤. كما يوصي الباحثان بإجراء بحوث أخرى لمعرفة درجة انتقال أثر سعر الصرف إلى مختلف مؤشرات الأسعار في سورية (مؤشر أسعار الواردات، مؤشر أسعار الجملة، مخفض الناتج، وغيرها)، والاعتماد على اختبارات الاختلالات الهيكلية الداخلية لتحديد موقع الاختلال في السلاسل المدروسة بعيداً عن الحكم المسبق.

11- المراجع

١) التقارير السنوية لأعمال مصرف سورية المركزي (٢٠١٤، ٢٠١٥). مصرف سورية المركزي: دمشق، سورية.

٢) دراسة حول ربط الليرة السورية بوحدة حقوق السحب الخاصة (٢٠٠٧). مصرف سورية المركزي: دمشق، سورية.

٣) تقرير التضخم الشهري (كانون الثاني، ٢٠١٢). مصرف سورية المركزي: دمشق، سورية.

٤) حبيب، راقي بديع (٢٠١٥). *دور سعر الصرف في تحقيق الاستقرار الاقتصادي في سورية*. رسالة ماجستير، كلية الاقتصاد، جامعة دمشق.

٥) علي، فؤاد محمود (٢٠١٧). *أثر تغيرات سعر الصرف على مؤشر أسعار المستهلك في سورية خلال الفترة (٢٠١١-٢٠١٥)*. مجلة جامعة البعث، المجلد ٣٩، العدد ١٥، ص. ص. ٨١-١٢٣.

6) Adeyemi, O; Samuel, E. (2013). Exchange Rate Pass-Through To Consumer Prices In Nigeria. European Scientific Journal.

7) Alhabib, N.; and Said, A. (2019). Study of Exchange Rate Pass-Through on Re-Evaluation Effectiveness Monetary Policy in Indonesia. Working Paper available at Research Gate.

8) Annual Report on Exchange Rate Arrangements and Exchange Restrictions (2017). International Monetary Fund.

9) Al Samara (2013) Exchange rate pass-through: Evidence from the Syrian economy. International Economics and Economic Policy, 10(3).

10) Alhabib, N.; and Said, A. (2019). Study of Exchange Rate Pass-Through on Re-Evaluation Effectiveness Monetary Policy in Indonesia. Working Paper available at Research Gate.

11) Masha, Iyabo, and Chanho Park. (2012). Exchange Rate Pass Through to Prices in Maldives. International Monetary Fund.

12) Sanusi, Aliyu Rafindadi. (2010). Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices in Ghana: Evidence from Structural Vector Auto-Regression.

13) Pahlavani, Mosayeb, Wilson, Edgar, and Worthington, Andrew (2005) Trade-GDP Nexus in Iran: An Application of the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Model.

14) Nkoro, E. and Uko, A.K. (2016) Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Cointegration Technique: Application and Interpretation. Journal of Statistical and Econometric Methods, 5, 63-91.

15) Jiranyakul, k (2018). Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices in Thailand, 2000-2017. MPRA Working Paper, No. 87492.

16) Mnjama, G. (2011). Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices in Kenya. Master of Commerce (Financial Markets). Rhodes University, 93.

17) Boug, Pal; Cappelen, Adne and Eika, Torbiorn (2013), The Importance of the Distribution Sector for Exchange Rate Pass-Through in a Small Open Economy- A large Scale Macroeconometric Modeling Approach. Statistics Norway Research Department Discussion Papers 731, 43.