Estimating the Asymmetric Effects of Exchange Rate Changes on Price Stability in the Egyptian Economy: A Nonlinear Autoregressive Distributed lags Approach

*Ibrahim Mohamed Ali Ali**

ABSTRACT

This study distinguishes between the effects of negative and positive changes in the real exchange rate on inflation in the Egyptian economy using annual data on inflation rates, real exchange rate, GDP, and money supply, during the period (1974-2017). To achieve this, the study applied a Nonlinear Autoregressive Distributed lag (NARDL) model for testing the existence of asymmetric inflationary responses to exchange rate changes.

The results of NARDL model rejected the symmetry hypothesis of the inflationary effects of negative and positive changes in the exchange rate, while the asymmetry hypothesis was accepted. The results indicated that the inflationary effects of negative changes in the exchange rate of the Egyptian pound were much greater than the effects of positive changes in both the long and short-runs. Thus, if the Central Bank of Egypt wants to influence the exchange rate of the Egyptian pound, it must take into account the asymmetric inflationary responses to any changes that may occur in the exchange rate.

Keywords: Exchange rate; inflation rate, cointegration, asymmetric relationships, NARDL model.

* Faculty of Business Administration, Shaqra University, Kingdom of Saudi Arabia' Department of Economics, Sadat Academy for Management Sciences, Egypt. ✉ Ibrahimaliali2006@hotmail.com

Received on 16/10/2019 and Accepted for Publication on 4/5/2020.

 © 2021 DSR Publishers/The University of Jordan. All Rights Reserved.

تقدير الآثار غير المتماثلة لتغيرات سعر الصرف على الاستقرار السعري في الاقتصاد المصري: (تطبيق منهجية الانحدار الذاتي غير الخطي للفجوات الزمنية الموزعة)

*إبراهيم محمد علي علي**

ملخـــص

تميز هذه الدراسة بين تأثير التغيرات السالبة، والتغيرات الموجبة في سعر الصرف الحقيقي على معدلات التضخم في الاقتصاد المصري، وذلك باستخدام بيانات سنوية عن كل من معدلات التضخم، وسعر الصرف الحقيقي، والناتج المحلي الاجمالي، وعرض النقود خلال المدة الزمنية (1974–2017) ولتحقيق ذلك، طبقت الدراسة نموذج الانحدار الذاتي غير الخطي للفجوات الزمنية الموزعة Nonlinear Autoregressive Distributed lag (NARDL) لاختبار مدى وجود استجابات تضخمية غير متماثلة Asymmetric لتغيرات سعر الصرف، وتشير نتائج تطبيق نموذج NARDL إلى رفض فرضية تماثل الآثار التضخمية للتغيرات السالبة، والموجبة في سعر الصرف في مقابل قبول فرضية عدم التماثل، وأوضحت النتائج أن الآثار التضخمية للتغيرات السالبة في سعر صرف الجنيه المصري كانت أكبر بكثير من آثار التغيرات الموجبة، وذلك في الأجلين الطويل والقصير، وبالتالي على البنك المركزي المصري إذا أراد التأثير على سعر صرف الجنيه المصري أن يأخذ في الحسبان الاستجابات التضخمية غير المتماثلة للتغيرات التي قد تحدث في سعر صرف الجنيه المصري.

الكلمات الدالة: سعر الصرف، معدل التضخم، التكامل المشترك، العلاقات غير المتماثلة، نموذج NARDL.

1– المقدمـــة

شهد الاقتصاد المصري في السنوات الأخيرة ارتفاعاً كبيراً في المستوى العام لأسعار السلع والخدمات، خاصة خلال الفترة المعاصرة التي تلت الاتفاق مع صندوق النقد الدولي على تنفيذ ما يسمى ببرنامج الإصلاح الاقتصادي في أواخر عام 2016، والذي حصلت مصر بمقتضاه على 12 مليار دولار أمريكي من الصندوق كقرض في شكل تسهيلات ممتدة Extended Facility Fund (EFF) مقسمة على عدة شرائح لمدة ثلاث سنوات تبدأ من عام 2017. ووفقا لبيانات البنك المركزي المصري سجل معدل التضخم الأساسي ارتفاعاً ملحوظاً وصل إلى 32.06% في أبريل 2017، كما ارتفع مؤشر أسعار المنتجين إلى مستوى مرتفع للغاية وصل إلى حوالي 37.7 % في نفس الشهر (CBE, 2018). وقد تزامن هذا التضخم الملحوظ مع حدوث تدهور كبير في سعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي خلال تلك الفترة، حيث انخفض من 7.26 جنيهات إلى أكثر من 18 جنيهاً للدولار الواحد خلال الأشهر التالية لتطبيق حزمة سياسات برنامج صندوق النقد الدولي. كما صاحب هذه التطورات أيضاً نمو كبير في المعروض النقدي M2، الذي ارتفع من 2.6 تريليون جنيهاً مصرياً في نوفمبر 2016 إلى 3.5 تريليون جنيهاً في أغسطس عام 2018، أي بنسبة زيادة أكثر من35% في أقل من عامين (CBE, 2018).

ويشير تحليل التطور في قيمة الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي إلى أن الانخفاض الكبير في سعر صرف الجنيه المصري لم يكن متزامناً فقط مع تطبيق حزمة سياسات صندوق النقد الدولي في أواخر عام 2016، بل كان امتداداً لعدة خطوات اتخذتها الحكومة المصرية في سنوات سابقة

[1] أستاذ مساعد اقتصاد في كلية إدارة الأعمال، جامعة شقراء، المملكة العربية السعودية، مدرس في قسم الاقتصاد، أكاديمية السادات للعلوم الإدارية، جمهورية مصر العربية.

✉ ibrahimaliali2006@hotmail.com

تاريخ استلام البحث 2019/10/16 وتاريخ قبوله 2020/5/4.

© 2021عمادة البحث العلمي / الجامعة الأردنية. جميع الحقوق محفوظة.

لتحرير الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي. فقد أقدمت الحكومة المصرية على تطبيق نظام مرن لتحديد سعر الصرف في عام 2003، ترتب عليه انخفاض قيمة الجنيه مقابل الدولار الأمريكي بشكل حاد وصل إلى 68% خلال الفترة (2000–2004). كما تعرض الجنيه المصري لضغوط كبيرة بسبب الأزمة المالية العالمية في عام 2008 (Helmy, Fayed, & Hussien, 2018)، علاوة على الآثار السلبية التي صاحبت التطورات السياسية العنيفة التي شهدتها مصر في عام 2011 وما بعدها، وما ترتب على ذلك من انخفاض كبير في حجم الاحتياطيات الدولية من العملات الأجنبية لدى البنك المركزي المصري، وهو الأمر الذي أفقد السياسة النقدية أحد أهم أدواتها للتدخل الفعال والمستمر في دعم الجنيه المصري.

ومع حلول عام 2015، اتسعت الفجوة بين سعر الصرف الرسمي المعلن لدى البنك المركزي المصري، وسعر الصرف الموازي في السوق السوداء. وحاول البنك المركزي دعم الجنيه المصري إلا أن قدرته على ذلك تضاءلت تدريجياً بفعل الانخفاض الكبير في الاحتياطيات الدولية من النقد الأجنبي نتيجة التراجع الحاد في حصيلة السياحة في هذه الفترة. وإزاء تلك الضغوط الكبيرة على العملة المصرية وافتقاد البنك المركزي المصري القدرة على مساندته اضطر البنك المركزي إلى اتخاذ قرار بتعويم الجنيه المصري بالكامل مقابل الدولار الأمريكي في نوفمبر 2016، كخطوة استباقية لا مفر منها لتلبية متطلبات تنفيذ برنامج الاصلاح الاقتصادي المدعوم من صندوق النقد الدولي.

1.1 أهداف الدراسة:

تهدف الدراسة إلى تقدير تأثير التغيرات السالبة والتغيرات الموجبة في سعر صرف الجنيه المصري على معدلات التضخم في مصر، أو ما يعرف بـــ (ERPT) Exchange Rate Pass-Through، أي تقدير مرونة التضخم بالنسبة لسعر الصرف، والتي تعكس التغير النسبي في معدل التضخم نتيجة التغير النسبي في سعر الصرف (Ghartey, 2019). وتسعى الدراسة في هذا السياق إلى معرفة إلى أي مدى يكون من المفيد لأغراض السياسة النقدية في مصر أن يتم تحليل العلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم من خلال تطبيق نماذج قياسية تفترض عدم خطية العلاقة بينهما، وذلك بالمقارنة بالنماذج التي تفترض تماثل وخطية العلاقة بين هذين المتغيرين.

2.1 فرضية الدراسة

تسعى الدراسة إلى اختبار الفرضية الرئيسية التالية:

"تؤدي التغيرات الموجبة والتغيرات السالبة في سعر صرف الجنيه المصري إلى التأثير على معدلات التضخم بشكل غير متماثل"

3.1 منهجية الدراسة

تُطبّق الدراسة نموذج الانحدار الذاتي غير الخطي للفجوات الزمنية الموزعةNARDL الذي طورته دراسة (Shin, Yu, & Greenwood-Nimmo, 2014)، وذلك لتقدير الآثار التضخمية غير المتماثلة لتغيرات سعر صرف الجنيه المصري سواء بزيادة عدد الجنيهات مقابل الدولار الأمريكي الواحد (انخفاض سعر صرف الجنيه) Depreciation أو تناقص عدد الجنيهات مقابل الدولار الأمريكي (ارتفاع سعر صرف الجنيه) Appreciation. ويتميز هذا النموذج بقدرته على رصد سلوك المتغيرات في الأجلين القصير والطويل بما يسمح باستكشاف العلاقة التوازنية طويلة الأجل، أي اختبار وجود تكامل مشترك Cointegration فيما بين المتغيرات، وذلك في اطار افتراض عدم تماثل العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة. ويُعد نموذج NARDL امتداداً لنموذج الانحدار الذاتي الخطي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) Autoregressive Distributed Lags، الذي قدمته دراسة (Pesaran et al., 2001) الذي يفترض تماثل العلاقة بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع، وهو الأمر الذي يُفقد نتائجه القدرة على تقدير الآثار غير المتماثلة للتغيرات الموجبة أو السالبة في أحد أو كل المتغيرات المستقلة على المتغير التابع في الأجلين القصير والطويل. ويبدأ تطبيق نموذج NARDL بالتأكد أولاً من توافر شروط استقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج، ويتم ذلك من خلال تطبيق اختباري ADF وPP لجذر الوحدة للتأكد من عدم وجود أي سلسلة زمنية متكاملة من الدرجة الثانية I(2)، وأن المتغير التابع مستقر عن الفرق الأول، أي I(1). ولمزيد من التأكيد

على أن درجة تكامل السلاسل الزمنية للمتغيرات لم تتأثر بالتغيرات الهيكلية التي حدثت خلال فترة الدراسة، سيتم اختبار جذر الوحدة أيضا في ظل افتراض وجود تغيرات هيكلية. وتنتقل المرحلة التالية لصياغة نموذج NARDL، ثم التأكد من جودة نتائجه ومناقشتها.

وتنقسم الدراسة إلى خمسة أقسام، فبعد المقدمة يتناول القسم الثاني الاطار النظري للعلاقة بين كل من التضخم وسعر الصرف مع مراجعة نقدية لأهم الدراسات السابقة، وخاصة التجريبية منها، التي حللت العلاقة بين هذين المتغيرين. ويختص القسم الثالث باستعراض البيانات وشرح المنهجية المستخدمة والنموذج القياسي للدراسة، أما القسم الرابع فيعرض نتائج تطبيق نموذج الدراسة، وتُختتم الدراسة في القسم الخامس بعرض أهم المضامين على مستوى السياسة الاقتصادية.

2. الاطار النظري ومراجعة الدراسات السابقة

تمثل دراسة تأثير التغير في سعر الصرف أهمية كبيرة بالنسبة للسياسة النقدية التي تستهدف الاستقرار السعري (Ali & Anwar, 2017; Kabundi & Mlachila, 2019; López-Villavicencio & Mignon, 2017). ونظرياً يمكن أن يؤثر التغير في سعر الصرف على معدلات التضخم من خلال تأثيره على أسعار الواردات، وخاصة في الدول التي تعاني من عجز في ميزانها التجاري والتي تفتقد لتوافر هياكل انتاجية مرنة، وهو ما يؤثر بالتبعية على المستوى العام للأسعار المحلية (Choudhri & Hakura, 2015; Rajan & Yanamandra, 2015). فانخفاض سعر الصرف يؤدي ارتفاع أسعار الواردات بما ينعكس في ارتفاع الأسعار المحلية. كما أن تدهور سعر الصرف قد يدفع البنك المركزي نحو رفع أسعار الفائدة فترتفع بذلك تكلفة الحصول على القروض لتمويل الاستثمار، وهذا يترتب عليه أيضاً ارتفاع معدلات التضخم. وبالتالي فإن دراسة تأثير التغيرات في سعر الصرف على معدلات التضخم تعد من الأمور الضرورية للسياسة النقدية التي تستهدف ضبط معدلات التضخم.

وتحتوي الأدبيات الاقتصادية المتوفرة على العديد من الدراسات التجريبية المتعلقة بدراسة العلاقة بين سعر الصرف والتضخم، على سبيل المثال: (Bailliu & Fujii, 2004; Cornell, 1980; Ito & Sato, 2008; S. Lin & Ye, 2012; Madesha, Chidoko, & Zivanomoyo, 2013). وقد افترضت معظم تلك الدراسات خطية العلاقة بين هذين المتغيرين عند تطبيق النماذج المختلفة لاختبار وتقدير طبيعة العلاقات طويلة وقصيرة الأجل بينهما. ولم تأخذ هذه النماذج في الاعتبار احتمال أن تكون آثار ارتفاع أو انخفاض سعر الصرف على معدلات التضخم غير متماثلة أو غير خطية. ولا يوجد سبب للاعتقاد بأن استجابة معدلات التضخم ستكون هي نفسها إذا تم تخفيض سعر صرف العملة المحلية أو إذا تم رفعه. فإذا افترضنا على سبيل المثال أن انخفاض سعر صرف العملة المحلية بنسبة 10% قد يؤدي إلى ارتفاع معدل التضخم بنسبة 5%، فإنه ليس من الضروري أن يؤدي ارتفاع سعر صرف العملة المحلية بنسبة 10% إلى انخفاض معدل التضخم بنسبة 5% أيضاً، بل قد ينخفض معدل التضخم بنسبة تزيد أو تقل عن 5%، أو قد لا يتأثر معدل التضخم بالمرة. وفي هذه الحالة فإن التغيرات الموجبة أو السالبة في سعر الصرف سيكون تأثيرها على معدل التضخم غير متماثل، ويستلزم ذلك الاختلاف أو عدم التماثل أن تصاغ النماذج التي تقدر تأثير التغير في سعر الصرف على التضخم في إطار غير خطي وليس إطار خطي.

ليس من المناسب إذاً لأغراض صنع السياسة النقدية أن يتم تقدير أثر التغير في سعر الصرف على المستوى العام للأسعار في ظل افتراض تماثل ذلك الأثر في حالتي الانخفاض، والارتفاع. بل يجب اختبار إلى أي مدى يوجد عدم تماثل في هذين الأثرين على معدل التضخم في الاجلين الطويل والقصير على حد سواء، لما لذلك من تبعات ومضامين مهمة لصانع السياسة النقدية. فقد يؤدي إغفال عدم تماثل أثر تقلب سعر الصرف على التضخم، إن وُجد، إلى مشكلة التحيز في المعاملات المقدرة في كلا الأجلين الطويل والقصير على النحو الذي لا يعطي دلالات دقيقة تعتمد عليها السياسة النقدية في التأثير على معدلات التضخم. ويظهر ذلك التحيز في نتائج العديد من الدراسات التي أجريت دون التفرقة بين أثري الانخفاض، والارتفاع في سعر الصرف، حيث قللت تلك النتائج من التأثير الحقيقي لتقلب سعر الصرف على

المستوى العام للأسعار، وخاصة التضخم الناتج عن ارتفاع أسعار المستهلكين (Delatte & López-Villavicencio, 2012)، أو ارتفاع أسعار الواردات (Rajan & Yanamandra, 2015; Yanamandra, 2015).

ونتيجة لذلك بدأت الدراسات التجريبية حول تأثير سعر الصرف على التضخم، مؤخراً، في تطبيق منهجيات تأخذ في الحسبان عدم التماثل في الأثر الذي قد ينتج عن التغير في سعر الصرف عند صياغة نماذج لقياس تأثير التغير في سعر الصرف على معدلات التضخم، واعتبرت تلك النماذج أن تماثل الأثر Symmetric، يعد حالة خاصة، وأن افتراض عدم تماثل الأثر يمثل الحالة العامة التي يجب أن تُجرى الدراسات التجريبية بناء عليها(Schorderet, 2003) . فقد درس كل من (Delatte & López-Villavicencio, 2012) التأثير غير المتماثل للتغير في سعر الصرف على التضخم Asymmetric path-through في عدة اقتصادات متقدمة، وأشارت الدراسة التي طبقت النموذج غير الخطي NARDL إلى أن نتائج اختبار التكامل المشترك بين سعر الصرف والتضخم كانت أكثر دقة في حالة استخدام نموذج غير خطي (غير متماثل) يأخذ في الاعتبار التفرقة فيما بين آثار الانخفاض وآثار الارتفاع في سعر الصرف علي التضخم، وذلك بالمقارنة بنتائج التقدير في حالة إجراء نموذج خطي (متماثل). كما أظهرت النتائج أن تأثير انخفاض سعر الصرف على التضخم في أسعار المستهلكين، كان أكبر من تأثير ارتفاع سعر الصرف على التضخم في اقتصادات كل من الولايات المتحدة، ألمانيا، اليابان، والمملكة المتحدة، خلال فترة الدراسة(2009-1980)، وهذا يعني أن دراسة أثر تغيرات سعر الصرف على التضخم، ستعطي نتائج أكثر دقة للسياسة النقدية إذا اعتمدت على منهجية النموذج غير الخطي للانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة، أكثر من النموذج الخطي.

وقد دُعمت النتائج السابقة بدراسات تجريبية أخرى، أجريت على عدة اقتصادات نامية، أو اقتصادات متقدمة، فقد أشارت دراسة (Yanamandra, 2015) إلى وجود دلائل على عدم تماثل أثر تقلب سعر صرف الروبية الهندية على التضخم في الهند، وأن العلاقة غير الخطية بين سعر الصرف والتضخم هي الأنسب للحصول على نتائج دقيقة تفيد السياسة النقدية. وقد توافقت نتائج هذه الدراسة من حيث ضرورة التأكيد على اختلاف أثر انخفاض سعر الصرف عن أثر ارتفاعه على التضخم مع دراسات أخرى، مثل دراسة (Baharumshah, Sirag, & Mohamed Nor, 2017) التي وجدت عدم تماثل في أثر تقلب سعر صرف الجنيه السوداني على معدلات التضخم في السودان، سواء في الأجل القصير أو في الأجل الطويل، وذلك باستخدام النموذج غير الخطي NARDL. ففي الأجل القصير يوجد تأثير لانخفاض سعر الصرف علي مؤشر أسعار المستهلكين، في حين لا يوجد تأثير معنوي لارتفاع سعر الصرف علي الأسعار. أما في الأجل الطويل فإن تأثير انخفاض سعر صرف الجنيه السوداني على التضخم كان أكبر بالمقارنة بتأثير ارتفاع سعر الصرف. وهو ما يتفق أيضاً مع دراسة (Brun-Aguerre, Fuertes, & Greenwood-Nimmo, 2017) التي طبقت أيضاً منهجية NARDL لتقدير الآثار غير المتماثلة للتغير في سعر الصرف على أسعار الواردات على عينة من 33 دولة تضم اقتصادات ناشئة واقتصادات متقدمة، واستخدمت بيانات ربع سنوية خلال الفترة من عام1980 حتى عام 2010. وخلصت النتائج إلى أن العلاقة بين سعر الصرف وأسعار الواردات هي علاقة غير خطية، فتأثير انخفاض سعر الصرف على أسعار الواردات كان أكبر من تأثير ارتفاع سعر الصرف في الأجل الطويل.

أما على مستوى الدراسات المماثلة التي اختبرت العلاقة بين سعر الصرف، والتضخم في الاقتصاد المصري، فلا يوجد في الأدبيات المنشورة حتى الآن دراسات طبقت النموذج غير الخطي NARDL لاختبار العلاقة التوازنية طويلة وقصيرة الأجل فيما بين هذين المتغيرين. بل إن معظم الدراسات التي أجريت في هذا الاطار، استخدمت النماذج التقليدية لـــ (Johansen, 1988, 1995)، لاستكشاف التكامل المشترك، ولدراسة العلاقة السببية فيما بين هذين المتغيرين، ومنها دراسة (Abou-Zaid, 2011) التي اختبرت إلى أى مدى يمكن أن تنطبق فرضية تايلور(Taylor, 2000) على الاقتصاد المصري. ووفقاً لهذه الفرضية فإن الاقتصادات التي لا تعاني من معدلات تضخم مرتفعة، سيقل فيها أثر تخفيض سعر الصرف على الأسعار المحلية، بالمقارنة بالاقتصادات التي تعانى من ارتفاع معدلات

التضخم، حيث ستكون أكثر عرضة لارتفاع معدلات التضخم فيها إذا حدث تخفيض في سعر صرف عملتها، ومن ثم يجب أن يكون مستوى التضخم السائد عاملاً هاماً من الضروري أخذه في الحسبان عند دراسة أثر تقلب سعر الصرف على معدلات التضخم. وأظهرت نتائج هذه الدراسة التي طبقت نموذج الانحدار الذاتي الاتجاهي، Vector Autoregression (VAR)، على بيانات ربع سنوية خلال الفترة (1996:Q1-2006:Q1)، أن أثر الـــ ERPT في الاقتصاد المصري كان كاملاً نظراً لارتفاع معدلات التضخم فيه، مما يدعم فرضية (Taylor, 2000) في الاقتصاد المصري. وتتناقض هذه النتيجة مع نتائج دراسات حديثة أخري في هذا السياق، مثل دراسة (Helmy et al., 2018)التي طبقت منهجية الانحدار الذاتي الاتجاهي الهيكلي Structural Vector Autoregression (SVAR) على بيانات شهرية بين عامي 2003–2015 لتقدير أثر الـــ ERPT مستخدمة في قياس معدلات التضخم عدة مقاييس تضمنت الرقم القياسي لأسعار المستهلكين، والرقم القياسي لأسعار المنتجين، والرقم القياسي لأسعار الواردات. وخلصت النتائج إلى عدم وصول تأثير سعر الصرف بالكامل إلى التضخم، وأرجعت الدراسة ذلك إلى عدم قدرة مؤشر أسعار المستهلكين على استيعاب كافة تأثيرات سعر الصرف نظراً لأنه يحتوي على تركيبة سلعية وخدمية تتمتع بالدعم من الحكومة، وبالتالي فإن تأثير سعر الصرف على التضخم بالاعتماد على ذلك المؤشر لن يكون كاملاً.

وتتفق نتائج دراسة (Helmy et al., 2018) مع ما توصلت إليه دراسات أخرى أكدت وجود تأثير كبير لسعر الصرف على معدلات التضخم في الاقتصاد المصري، منها دراسة (Khodeir, 2012)، التي درست العلاقة السببية في إطار سببية "جرانجر" Granger Causality Approach، وخلصت إلى أن هناك أثراً كبيراً لـــ ERPT على معدلات التضخم باستخدام الرقم القياسي لأسعار الجملة Wholesale price index (WPI) أكثر من الرقم القياسي لأسعار المستهلكين Consumer price index (CPI).

وأهم ما يمكن استخلاصه من نتائج الدراسات السابقة حول العلاقة بين سعر الصرف والتضخم في مصر، يتمثل في أن سعر الصرف يعد متغيراً أساسياً يجب أخذه في الحسبان عند صياغة السياسة النقدية التي تستهدف ضبط معدلات التضخم. كما أنه من الضروري أن تصاغ نماذج تقدير العلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم في إطار غير خطي لاستكشاف الآثار غير المتماثلة للتغير في سعر الصرف على معدلات التضخم لما لذلك من تبعات هامة على مستوى السياسة النقدية، وهو ما سيتم تطبيقه في هذه الدراسة على الاقتصاد المصري.

3. البيانات والمنهجية والنموذج القياسي

1.3 بيانات النموذج

تستخدم الدراسة بيانات سنوية تغطي الفترة من 1974عام حتى عام 2017، وتشمل المتغيرات التالية:

أ. معدل التضخم (INF): وهو المتغير التابع في هذه الدراسة، وتستخدم الدراسة مخفض الناتج المحلي الاجمالي GDP deflator للتعبير عن معدل التضخم لأنه أكثر شمولا بالمقارنة بغيره من مقاييس التضخم مثل الرقم القياسي لأسعار المستهلكين.

ب. سعر الصرف الحقيقي(E): وهو عبارة عن سعر الصرف الاسمي للجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي مرجحاً بالأسعار الاجنبية مقسومة على الأسعار المحلية وفقاً للصيغة التالية: $E = E^N(\frac{P^*}{P})$، حيث يشير E^N إلى سعر الصرف الاسمي، وهو عدد الجنيهات المصرية مقابل الدولار الأمريكي الواحد، بينما يشير كل من P^*، وPإلى المستوى العام لكل من الأسعار الاجنبية، والأسعار المحلية على التوالي.

ج. الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي (GDP): وهو مقياس وكيل للنشاط الاقتصادي ككل، وتم الحصول على الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي بضرب الناتج المحلي الاجمالي الاسمي بالجنيه المصري في مقلوب مخفض الناتج المحلي الاجمالي بأسعار عام 2010.

د. عرض النقود(M): ويمثل عرض النقود بالمفهوم الواسع M2، وعلى الرغم من أن عرض النقود بالمفهوم الضيق M1 يعد أكثر دقة للتعبير عن مفهوم السيولة، إلا أنه قد تعذر استخدامه في النموذج نظرا لعدم توافر البيانات خلال فترة الدراسة.

تم تثبيت قيم جميع المتغيرات بأسعار 2010 وبالعملة

المحلية (الجنيه المصري)، كما تم التعبير عن كافة المتغيرات باللوغارتم الطبيعي حتي يتم حساب مرونات النموذج في الأجلين الطويل والقصير. وتم الحصول على السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة من قاعدة بيانات البنك الدولي، مؤشرات التنمية في العالم (World Bank, 2020) World Development Indicators.

ويعرض الجدول رقم (1) لأهم الخصائص الاحصائية للسلاسل الزمنية السنوية لمتغيرات الدراسة خلال 44 عاماً من عام 1974 حتى عام 2017، وكذلك المسار الزمني لمتغيرات النموذج. كما يكشف الشكل رقم (1) بجلاء عن تطور سلوك متغيرات الدراسة عبر الزمن حيث بدأت السياسة الاقتصادية في مصر تتجه نحو تطبيق إجراءات تحريرية انعكست في ارتفاع المستوى العام لأسعار السلع والخدمات، وهو ما عرف في ذلك الوقت بسياسة الانفتاح الاقتصادي Open Door Policy التي تم الاعلان عن بدء تطبيقها في أبريل عام 1974.

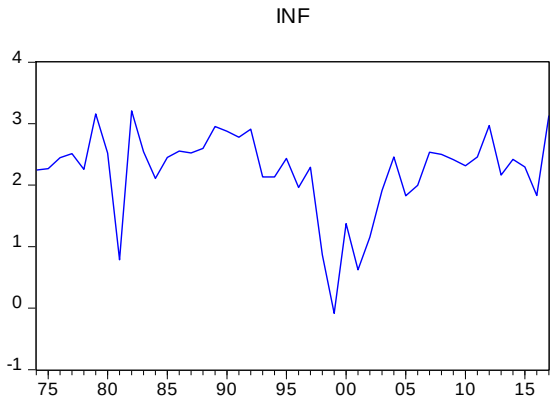
جدول رقم (1)

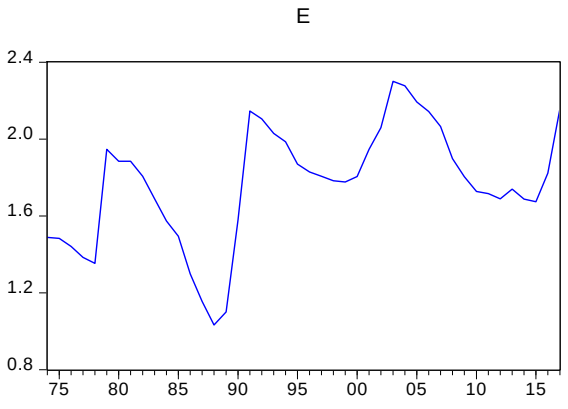
الخصائص الاحصائية للمتغيرات خلال الفترة (1974–2017)

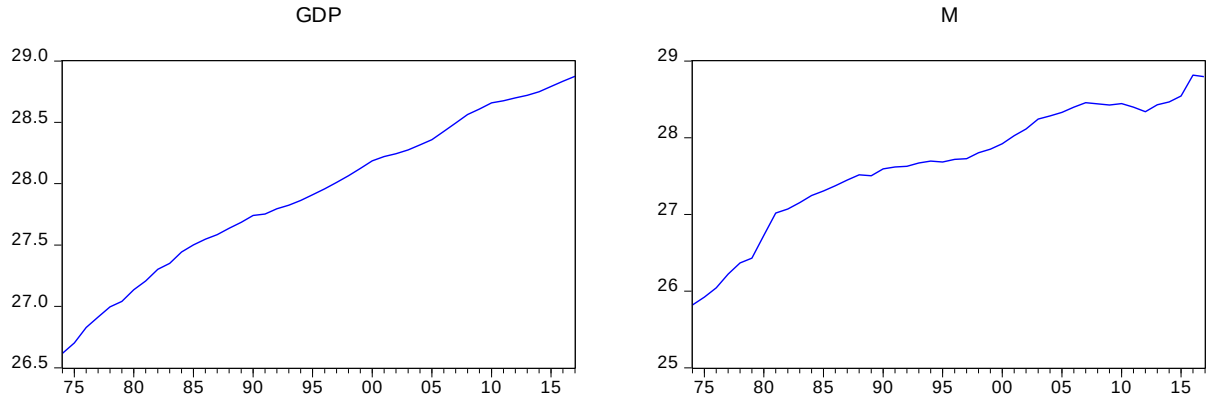
variables	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	Probability
INF	2.22	2.42	3.21	-0.08	0.69	-1.41	5.11	22.68	0.00
E	1.76	1.80	2.30	1.03	0.31	-0.46	2.80	1.66	0.44
GDP	27.91	27.93	28.88	26.62	0.64	-0.29	2.06	2.23	0.33
M	27.66	27.71	28.82	25.82	0.79	-0.74	2.77	4.13	0.13

Source: established by author.

وقد تميز نمط النمو الاقتصادي في مصر في بداية هذه الفترة باعتماده الكبير على حصيلة النقد الأجنبي من تحويلات العاملين في الخارج، وحصيلة النفط، وإيرادات قناة السويس، بالإضافة إلى حصيلة السياحة. وهي مصادر غير مستقرة لا تنتج عن هيكل الانتاج الحقيقي، وإنما هي دخول ريعية في المقام الأول. ولم يستطع هذا النموذج المصري في النمو الصمود أمام انهيار أسعار البترول خلال ثمانينات القرن العشرين، وكنتيجة لذلك بدأت مصر تعاني من ارتفاع معدلات التضخم، وتزايد عجز الموازنة العامة، وتفاقم حدة العجز التجاري (El-Said & Harrigan, 2014)، مما أدى إلى اللجوء إلى صندوق النقد الدولي للاتفاق على تطبيق عدة برامج للتثبيت والتكيف الهيكلي (Giugale & Dinh, 1990; Zaki, 2001).







شكل رقم (1)

تطور المسار الزمني لمتغيرات النموذج خلال الفترة (1974–2017)

Source: established by author using EViews 10.

وعادة ما كانت تتضمن تلك البرامج ضرورة اتخاذ خطوات لتخفيض سعر صرف الجنيه المصري (Zaki, 2001) باعتباره مثبت بشكل تحكمي من قبل البنك المركزي المصري عند قيم أعلى من قيمته الحقيقية وفقاً لرأي صندوق النقد الدولي. وبدأت بالفعل عدة خطوات لتوحيد أسواق الصرف الأجنبي للقضاء على السوق الموازية، والسوق السوداء للدولار في مصر خاصة مع تطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكل في مطلع تسعينات القرن الماضي (Bromley & Bush, 1994)، ثم التوقيع مؤخراً على برنامج مع صندوق النقد الدولي في نوفمبر 2016، لينخفض سعر صرف الجنيه أمام الدولار بشكل كبير من 3.33 جنيهاً للدولار الواحد خلال تسعينات القرن الماضي إلى 17.5 جنيهاً كمتوسط خلال عامي 2017 و2018.

2.3 نموذج NARDL

تعتمد الدراسة في تقدير تأثير سعر الصرف على معدل التضخم على المعادلة التالية:

$$INF_t = \alpha_0 + \alpha_1 E_t + \alpha_2 M_t + \alpha_3 GDP_t + u_t \quad (1)$$

حيث تشير INF_t إلى معدل التضخم معبرا عنه بالتغير النسبي في مخفض الناتج المحلي الاجمالي في الفترة t. بينما يشير E_t إلى سعر الصرف الحقيقي للجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي، أي عدد الجنيهات لكل دولار واحد مرجحة بالأسعار الاجنبية مقسومة على الاسعار المحلية، في حين تعبر M_t عن حجم المعروض النقدي بالمفهوم الواسع، أي M2. بينما يمثل GDP الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي. ويشير u_t إلى حد الخطأ ذو التباين الثابت والموزع توزيعاً طبيعياً، وتشير α_0 إلى ثابت المعادلة، بينما يمثل كل من α_1، α_2، α_3 معاملات النموذج المراد تقديرها. وجميع المتغيرات يتم التعبير عنها باللوغارتم الطبيعي. وتتوافق صياغة هذه الدالة مع عدة دراسات، مثل (Burstein, Eichenbaum, & Rebelo, 2007; Campa & González Mínguez, 2006; Kurtović et al., 2018; P.-C. Lin & Wu, 2012; Mirdala, 2014; Yanamandra, 2015). ومن المتوقع نظرياً أن يكون العلاقة بين سعر الصرف ومعدلات التضخم علاقة عكسية، أي أن إشارة المعامل α_1 ستكون سالبة، فعندما ينخفض سعر الصرف سترتفع بالتالي أسعار الواردات، وسيمتد ذلك إلى ارتفاع الاسعار المحلية (Choudhri & Hakura, 2015; Zietz, 1993). أما إشارة معامل عرض النقود فقد تكون موجبة، أي أن $\alpha_2 > 0$ طالما كان معدل نمو عرض النقود أسرع من نمو الناتج الحقيقي. أما معامل الناتج المحلي الاجمالي α_3 فمن

المتوقع أن تكون إشارته سالبة.

تفترض منهجية (Pesaran et al., 2001) في دراسة العلاقة بين المتغيرات، سواء في الأجل الطويل، أو الأجل القصير، أن التغير بالزيادة أو النقصان في بيانات السلسلة الزمنية لأحد أو كل المتغيرات المستقله، سيكون تأثيره متماثلاً أو خطياً على المتغير التابع. ومن ثم فإن الدراسات التجريبية التي طبقت نموذج ARDL الخطي أو المتماثل لم تضع عدم تماثل الأثر في الحسبان عند صياغة نماذجها القياسية. ووفقا لما تقدم من نتائج الدراسات التجريبية السابق عرضها، فإنه ليس من المجدي الاعتماد فقط على النموذج الخطي لـــ ARDL، بل من الأدق صياغة نموذج ARDL بشكل غير خطي لتلافي ما قد ينتج من تحيز أظهرته نتائج العديد من الدراسات السابقة نتيجة عدم إدراج الأثر غير المتماثل، الذي قد يكون جوهرياً لبعض المتغيرات المستقلة على المتغير التابع، مما يعطي إشارات غير سليمة لصانع السياسة الاقتصادية.

وقد اقترح كل من (Shin, Yu, & Greenwood-Nimmo, 2014) بالاعتماد على التحليل الذي قدمه (Schorderet, 2003) دراسة الآثار غير المتماثلة للتقلب في قيم السلاسل الزمنية للمتغيرات المستقلة على المتغير التابع في إطار نموذج غير خطي يعرف بـــ Nonlinear Autoregressive Distributed Lags (NARDL)، كبديل ونسخة مطورة للنموذج الخطي ARDL الذي قدمه (Pesaran et al., 2001). إن المشكلة الرئيسية في المعادلة رقم (1) تتمثل في افتراض خطية العلاقة بين سعر الصرف E كمتغير مستقل ومعدل التضخم كمتغير تابع. وذلك بغض النظر عن عدم التماثل الذي قد يحدث من جراء التغير الموجب أو السالب في بيانات السلسلة الزمنية لسعر الصرف وما يترتب عليه من تأثير متفاوت على معدل التضخم، أي يتم افتراض تماثل أثر التقلب في بيانات هذه السلسلة على التغير في معدل التضخم، وهذا الافتراض ليس واقعي؛ فالكثير من الدراسات السابقة أشارت إلى أن درجة تأثير سعر الصرف على معدل التضخم في حالة التخفيض تختلف عن درجة تأثيره في حالة ارتفاعه، ومن ثم تصبح التفرقة بين أثر تقلب سعر الصرف على التضخم ضرورية وأكثر واقعية. ويمكن التمييز بين انخفاض سعر الصرف E^+أي زيادة عدد الجنيهات مقابل الدولار الأمريكي الواحد، وبين ارتفاع سعر الصرف E^- أي انخفاض عدد الجنيهات مقابل الدولار الواحد على النحو التالي:

$$E_t = E_0 + E^+ + E^- \quad (2)$$

حيث يتم حساب كل من E^+، E^- على النحو التالي:

$$E^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta E_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta E_j, 0) \quad (3)$$

$$E^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta E_j^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta E_j, 0) \quad (4)$$

وبالتالي يجب إعادة صياغة المعادلة رقم (1) على النحو التالي:

$$INF_t = b_0 + b_1 E^+ + b_2 E^- + b_3 M_t + b_4 GDP_t + \vartheta_t \quad (5)$$

حيث يشير ϑ_t إلى حد الخطأ. وتسمح المعادلة رقم(5) بتقدير عدم تماثل أثر التغير في سعر الصرف على معدل التضخم، من خلال التمييز بين أثر انخفاض سعر الصرف E^+ وأثر ارتفاع سعر الصرف E^-، وتحدد قيم كل منb_1،b_2 إتجاه وحجم هذا الأثر. وبإدراج السلسلتين الجديدتين E^+،E^-، نحصل على النموذج غير الخطي NARDL على النحو التالي:

$$\begin{aligned}\Delta INF_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{g} \alpha_{i1} \Delta INF_{t-1} + \sum_{i=0}^{l} \alpha_{i2}^{+} \Delta E_{t-i}^{+} + \sum_{i=0}^{k} \alpha_{i3}^{-} \Delta E_{t-i}^{-} \\ + \sum_{i=0}^{m} \alpha_{i4} \Delta M_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \alpha_{i5} \Delta GDP_{t-i} + \beta_1 INF_{t-1} \\ + \beta_2 E_{t-i}^{+} + \beta_3 E_{t-i}^{-} + \beta_4 M_{t-1} \\ + \beta_5 GDP_{t-1} + e_t \quad (6)\end{aligned}$$

ويتم اختبار صحة فرض العدم= $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ الذي يعني عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل فيما بين متغيرات النموذج، في مقابل الفرض البديل $H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq 0$ الذي يعني وجود تكامل مشترك فيما بين تلك المتغيرات. ويمكن من خلال المعادلة رقم (6) دراسة الأثر غير المتماثل لسعر الصرف على

التضخم في الأجلين الطويل والقصير من خلال تقدير قيم المعاملات β_2^+، β_3^-، α_{i2}^+، α_{i3}^- ومن ثم اجراء إختبار Wald Test، ويصبح النموذج غير خطي في الأجل الطويل إذا تم رفض الفرض التالي $\beta_2^+ = \beta_3^+$ في مقابل قبول الفرض البديل $\beta_2^+ \neq \beta_3^+$، أما إذا لم نستطع رفض هذا الفرض فإن النموذج يعد خطياً في الأجل الطويل. كما ستكون العلاقة غير متماثلة بين سعر الصرف ومعدل التضخم في الأجل القصير في حالة رفض الفرض التالي $\alpha_2^+ = \alpha_3^-$ في مقابل قبول الفرض البديل $\alpha_{i2}^+ \neq \alpha_{i3}^-$.

4. تحليل النتائج

1.4 نتائج اختبار استقرارية المتغيرات (نتائج اختبارات جذر الوحدة)

تم اختبار الاستقرارية باستخدام اختباري Augmented Dickey-Fuller (ADF)، و Phillips–Perron (PP). وتشير النتائج المدرجة في الجدول رقم (2) إلى أن سلسلة معدل التضخم INF (التي تمثل المتغير التابع في الدراسة) هي متكاملة عند الفرق الأول أي I(1)، إلا أن هناك اختلاف في درجة تكامل المتغيرات المستقلة. فبعض المتغيرات مستقر عند المستوى وفقاً لكلا الاختبارين، أي متكامل من الدرجة صفرI(0) وهو ما ينطبق على سلسلة عرض النقود M. أما درجة تكامل كل من سعر الصرف الحقيقي E، والناتج المحلي الاجمالي GDP، فقد جاءت متفاوتة ما بين I(0)، وI(1) وفقا لكلا الاختبارين. وهذا لا يمنع من تطبيق نموذج NARDL الذي يعد امتداداً للنموذج الخطي ARDL والذي يُشترط لتطبيقه ألا تزيد درجة تكامل أي متغير عن الدرجة الأولى I(1) على أن تكون درجة تكامل المتغير التابع هي I(1)، وهذان الشرطان متوافران. وبالتالي لا توجد موانع تحول دون تطبيق نموذج NARDL.

جدول رقم (2)
نتائج اختباري ADF، PP لجذر الوحدة (بدون التغير الهيكلي)

variables	ADF		PP	
	Level	1st. Diff.	Level	1st. Diff.
INF	-0.859784	-4.940226***	-0.840934	-5.231615***
E	-2.885200*	-3.733590***	-1.837297	-3.928191***
M	-3.394782**	-4.378898***	-2.981717**	-4.527793***
GDP	-2.176086	-3.576770**	-4.253748***	-3.504493**

Notes: ***; ** and * denote statistical significance at the 1, 5 and 10% levels respectively.
Source: established by author using EViews 10.

ومن المفيد أيضاً أن يتم اختبار تأثير حدوث تغيرات هيكلية Structural Breaks خلال فترة الدراسة على استقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة، فقد يكون السبب في عدم استقرار السلسلة الزمنية عند المستوى Level هو حدوث تغير هيكلي تسبب في ذلك. وبالتالي يجب أن يتم أخذ التغير الهيكلي في الحسبان عند دراسة درجة تكامل السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة، وما يدعم ذلك هو ماشهدته سياسة سعر الصرف في مصر من تغيرات كبيرة في عدة نقاط زمنية قد ترقى إلى مرتبة التغير الهيكلي، كما أن الحكومة المصرية قامت بتنفيذ عدة برامج للإصلاح الاقتصادي بالاتفاق مع صندوق النقد الدولي خلال فترة الدراسة، منها برنامج الاصلاح الاقتصادي الذي بدأ في النصف الأول من تسعينات القرن العشرين، ومؤخراً برنامج عام 2016. وبالتالي فإن تلك التغيرات الهيكلية التي تعرض لها الاقتصاد المصري خلال فترة الدراسة يمكن تؤثر على درجة استقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة.

جدول رقم (3)
نتائج اختبار جذر الوحدة في ظل وجود تغير هيكلي

variable	Break Type (IO)		Break Type: (AO)	
	Level	1st. Diff.	Level	1st. Diff.
INF	-2.387036 [2007]	-5.76559 ***[1992]	-0.955151 [2017]	-5.905044**[2016]
E	-3.949133 [2017]	-4.962494 ** [1991]	-3.274410 [1987]	-4.736035**[1979]
M	-3.513100 [2016]	-6.692895***[1981]	-2.650949 [1976]	-6.980138**[1981]
GDP	-3.587294 [1977]	-5.254310** [1985]	-2.468929 [1993]	-5.391968**[1982]

Notes: Numbers in square brackets are the structural break dates. ***; ** and * indicate statistical significance at the 1, 5 and 10% respectively.

Source: established by author depending on EViews 10.

وكما هو متبع في بعض الدراسات مثل دراسة (Stoian & Iorgulescu, 2020) قامت الدراسة باختبار تأثير نوعين من التغيرات الهيكلية على درجة استقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة، هما التغيرات الهيكلية التدريجية Innovative Outlier (IO)، والتغيرات الهيكلية الفجائية Additive Outlier (AO). وتوضح النتائج المدرجة في الجدول رقم (3) أن عدم استقرارية جميع السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة لم تتأثر بوجود تغيرات هيكلية سواء بافتراض حدوث تغيرات هيكلية تدريجية أو فجائية. وأن جميع المتغيرات غير مستقرة عند المستوى، ثم اصبحت مستقرة بعد أخذ الفرق الأول. وهذه النتيجة تدعم أيضاً امكانية تطبيق نموذج NARDL.

2.4 نتائج نموذج NARDL

يتضح من نتائج الجدولين(4) و(5) وجود تكامل مشترك فيما بين متغيرات النموذج، حيث أن قيمة F-statistic تعادل4.77، وهي أعلى من القيمة الحرجة للحد الأعلي وفقاً لـــ (Pesaran et al., 2001) بمستوى معنوية 1%. وجاءت إشارة معامل تصحيح الخطأ *ECT* سالبة ومعنوية، وهذا يعني أن النموذج يتجه نحو تصحيح الخطأ أو الانحراف عن المسار التوازني بنسبة 39.8% كل عام. وتشير نتائج اختبار جودة النموذج إلى خلوه من مشكلة الارتباط الذاتي، أو مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ Hetroscdiscitiy، كما أنه يخضع للتوزيع الطبيعي، وبالتالي يمكن الاعتماد على نتائجه، علاوة على أن اختباري CUSUM، وQUSUMQ في الشكل رقم (2) يؤكدان استقرار النموذج.

جدول رقم (4)
نتائج التكامل المشترك وفقاً لاختبار الحدود للنموذج NARDL

F-Statistic	Signifiance level	Bounds	
		Lower bound I(0)	Upper bound I(1)
4.77	10%	2.2	3.09
	5%	2.56	3.49
	1%	3.29	4.37

Note: The bounds critical values are taken from Pesaran et al. (2001) with unrestricted intercept and no trend.

وتشير نتائج الجدول رقم (5) إلى أن التغيرات السالبة في سعر الصرف بنسبة 1% تؤدي إلى ارتفاع معدل التضخم بنسبة 3.71% في الأجل الطويل. فالتضخم لا يسير في نفس اتجاه الانخفاض في سعر الصرف، بل يسير في اتجاه عكسي تعبر عنه الإشارة السالبة لمعامل E^-. وبالتالي فالإشارة السالبة في معامل التغيرات السالبة لسعر الصرف E^- تعني أن التضخم يستجيب بشكل عكسي للتغيرات السالبة.

جدول رقم (5) نتائج نموذج NARDL

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-value
Long-run estimates				
E^+	0.294966**	0.105409	2.798296	0.0188
E^-	-3.713938***	0.525151	-7.072130	0.0000
M	-0.484751	0.277314	-1.748021	0.1110
GDP	-1.596032**	0.696887	-2.290232	0.0450
C	55.34169***	14.49560	3.817827	0.0034
Short-run estimates				
ΔINF_{t-1}	0.226134*	0.113724	1.988447	0.0614
ΔE^+	0.125023***	0.030821	4.056437	0.0007
ΔE^+_{t-1}	0.161432***	0.036924	4.372045	0.0003
ΔE^+_{t-2}	0.000893	0.030119	0.029646	0.9767
ΔE^+_{t-3}	0.096092***	0.024721	3.887111	0.0010
ΔE^-	-0.089130	0.094567	-0.942507	0.3578
ΔE^-_{t-1}	-0.078089	0.100827	-0.774488	0.4482
ΔE^-_{t-2}	-0.527682***	0.087937	-6.000673	0.0000
ΔM	-0.541083***	0.054239	-9.975955	0.0000
ΔM_{t-1}	0.161377**	0.071691	2.250996	0.0364
ΔM_{t-2}	0.327043***	0.060873	5.372512	0.0000
ΔGDP	0.563487**	0.247021	2.281135	0.0342
ΔM_{t-1}	0.525349**	0.238654	2.201304	0.0403
ΔM_{t-2}	0.708490**	0.270990	2.614451	0.0171
ECT_{t-1}	-0.398420***	0.032161	-12.38819	0.0000
Asymmetric test (Wald test)				
W_{LR}	16.71299*** [0.0004]			
W_{SR}	19.27221***[0.0000]			
Diagnostic tests				
$Adj.R^2$	0.875593			
LM test	0.585184 [0.4443]			
Norm test	0.331691 [0.84717]			
Hetero test	12.85444 [0.8459]			

Note: ***; ** and * denote statistical significance at the 1, 5 and 10% levels, respectively. Numbers in square brackets are P-values. W_{LR} and W_{SR} refer to the Wald test for asymmetry in the long-run and short-run respectively.

وأهم ما يمكن استخلاصه من نتائج تطبيق نموذج NARDL هو أن هناك عدم تماثل في أثر تخفيض سعر الصرف ورفع سعر الصرف على معدل التضخم في الاقتصاد المصري، سواء في الأجل الطويل، أو في الأجل القصير. ففي الأجل الطويل اشارت نتائج Wald test إلى رفض فرضية تساوي الأثرين، وهذا يعني أن هناك اختلاف جوهري بين تأثير معامل E^+ وتأثير معامل E^- على معدلات التضخم. وهذا يعني أن التضخم يتأثر أو يستجيب بشكل مختلف في حالة ارتفاع سعر الصرف عنها في حالة انخفاضة وذلك في الأجل الطويل. وعلى صعيد استجابة التضخم للتغيرات الموجة والسالبة في سعر الصرف في الأجل القصير فقد أشارت نتائج اختبارWald أيضاً إلى عدم إمكانية قبول فرضية التساوي بين معاملات سعر الصرف الموجبة E^+ والسالبة E^-. وهذا يعني أن تطبيق نموذج غير خطي لدراسة تأثير سعر الصرف على معدل التضخم يعد أدق من دراسة تلك العلاقة التي تفترض تماثل أثر سعر الصرف على معدلات التضخم في مصر. وتتوافق هذه النتائج مع عدة دراسات مثل (Ali & Anwar, 2017; Bailliu & Fujii, 2004; López-Villavicencio & Mignon, 2017; Madesha et al., 2013).

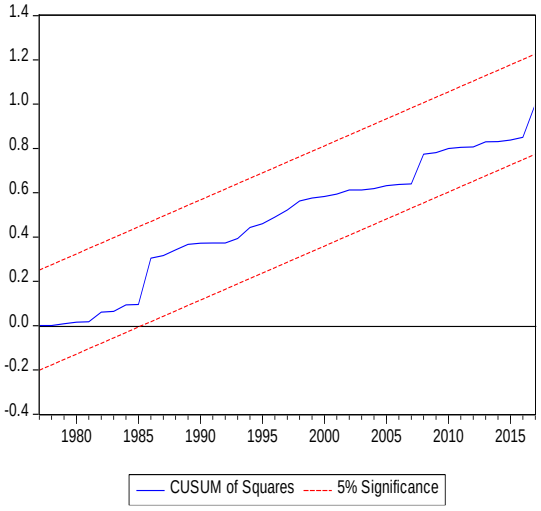
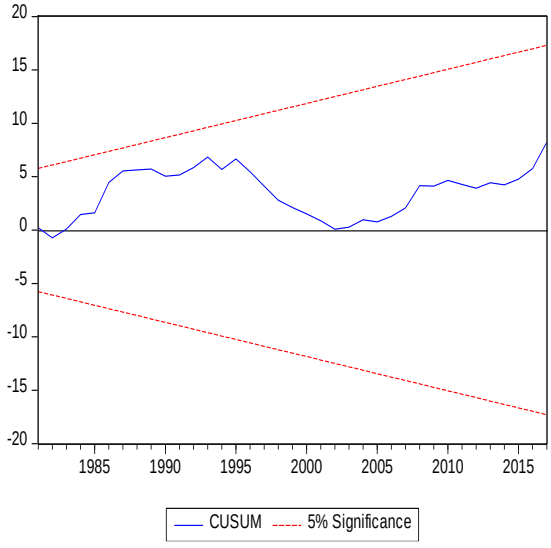


Fig. 3: Cumulative sum (CUSUM) and Cumulative sum of squares (CUSUMQ) tests on NARDL model.

أما على صعيد تأثير المتغيرات الأخرى في النموذج فتشير النتائج إلى عدم وجود تأثير جوهري للنقود على التضخم في الأجل الطويل، فعلاوة على انخفاض قيمة معامل النقود إلى أقل من النصف، وباشارة سالبة (0.48-) الا أن تأثيره لم يكن معنوياً. وهذا يعني أن عرض النقود لا يؤثر على معدلات التضخم في الأجل الطويل، وهو ما يتناقض مع تأثيره على التضخم في الأجل القصير، حيث جاءت جميع معاملاتها معنوية وموجبة. ووفقاً للنتائج المدرجة في الجدول رقم (5) جاء تأثير الناتج المحلي الاجمالي على معدلات التضخم جوهرياً وعكسياً في الأجل الطويل، حيث يترتب على زيادة الناتج المحلي الاجمالي بنسبة 1% حدوث انخفاض في معدلات التضخم بنسبة 1.6% في الأجل الطويل، وهوما يتناقض مع تأثير الطردي على معدلات التضخم في الأجل القصير.

6. الخلاصة والمضامين على مستوى السياسة الاقتصادية

تناولت الدراسة تقدير تأثير التغير في سعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي على معدلات التضخم مستخدمة في ذلك التغير النسبي في مخفض الناتج المحلي الاجمالي كمقياس للتضخم، وأُجريت الدراسة التي غطت



الفترة من عام 1974 حتى عام 2017 باستخدام منهجية غير خطية تسمح بدراسة الآثار غير المتماثلة للارتفاع أو الانخفاض في سعر الصرف على التضخم. وهناك عدة نتائج لها مدلولاتها الهامة على مستوى السياسة الاقتصادية بشكل عام وعلى مستوى السياسة النقدية بشكل خاص، ويمكن عرضها على النحو التالي:

1. هناك علاقة توازنية في الأجل الطويل بين معدل التضخم وكل من سعر الصرف والناتج المحلي الاجمالي وعرض النقود بالمفهوم الواسع. ظهر ذلك في نتائج النموذج غير الخطي NARDL.

2. أوضحت النتائج أن تأثير التغيرات السالبة والتغيرات الموجبة في سعر الصرف على معدلات التضخم كانت غير متماثلة في كل من الأجلين القصير والطويل. وهذا يعني أن التضخم في مصر يستجيب بشكل متفاوت وغير خطي لتغيرات سعر الصرف؛ حيث تؤثر التغيرات السالبة في سعر صرف الجنيه المصري في الأجل الطويل على التضخم بشكل أكبر من التغيرات الموجبة في سعر الصرف. فقد أظهرت النتائج أنه في الوقت الذي تؤدي فيه التغيرات السالبة لسعر الصرف بنسبة 1% إلى ارتفاع معدلات التضخم بنسبة 3.71% في الأجل الطويل، تؤدي التغيرات الموجبة في سعر الصرف بنسبة 1% إلى ارتفاع معدلات التضخم بنسبة ضئيلة تعادل 0.29%. وعلى الرغم من أن ارتفاع سعر الصرف كان من المفترض أن يقلل معدلات التضخم في مصر إلا أن العكس هو ما حدث، والسبب في ذلك يرجع إلى عدم استجابة الاسواق بشكل سليم لتغيرات سعر الصرف الموجبة نتيجة وجود العديد من الممارسات الاحتكارية في أسواق السلع والخدمات، مما يحول دون استجابة الأسعار للارتفاع الذي يحدث في قيمة الجنيه المصري. وهذه النتيجة تضع حدوداً أمام قدرة السياسة النقدية على تخفيض معدلات التضخم في الأجل الطويل بالاعتماد على رفع سعر صرف الجنيه المصري.

3. أما في الأجل القصير، فإن تأثير ارتفاع سعر صرف الجنيه المصري لم يكن معنوياً على معدل التضخم، ويتوافق ذلك مع طبيعة الاقتصاد المصري. فارتفاع قيمة الجنيه لا تؤدي بشكل فوري إلى انخفاض معدلات التضخم نتيجة وجود العديد من الممارسات الاحتكارية في أسواق السلع والخدمات، مما يحول دون استجابة الأسعار للارتفاع الذي يحدث في قيمة الجنيه المصري. وهذه النتيجة تضع حدوداً أيضاً أمام السياسة النقدية إذا ما أرادت تخفيض معدلات التضخم في الأجل القصير من خلال استخدام أدواتها المختلفة لرفع سعر صرف الجنيه المصري.

4. يؤدي ارتفاع معدل النمو الاقتصادي معبراً عنه بالناتج المحلي الاجمالي إلى تخفيض معدلات التضخم في الأجل الطويل بشكل ملحوظ، حيث يترتب على رفع معدلات النمو الاقتصادي بنسبة 1% انخفاض معدلات التضخم بنسبة 1.6% في الأجل الطويل. أما في الأجل القصير فإن معدلات التضخم لا تستجيب للتغيرات في نمو الناتج المحلي الاجمالي بشكل كبير على النحو الذي يحدث في الأجل الطويل، وهذا يتوافق أيضاً مع طبيعة الاقتصاد المصري الذي لا تعمل فيه آليات السوق بشكل كامل، ولا تستجيب الأسعار بالانخفاض بشكل سريع نتيجة زيادة معدلات النمو الاقتصادي في الأجل القصير.

5. أما عن المعروض النقدي، فقد كان تأثيره معنوياً للغاية في الأجل القصير في حين لم يكن معنوياً في الأجل الطويل. وهذا يعني أن اعتماد السياسة النقدية على عرض النقود في ضبط معدلات التضخم في الأجل القصير يعد أمراً فعالاً، نظراً لأن زيادة عرض النقود ستنعكس بشكل مباشر في زيادة الطلب الاستهلاكي للأفراد نتيجة انخفاض متوسط دخل الفرد في الاقتصاد المصري، وهو ما يعني زيادة الميل الحدي للاستهلاك، مما يؤدي إلى ذهاب معظم الزيادة في عرض النقود إلى شراء السلع والخدمات في الأجل القصير بشكل يدفع معدلات التضخم نحو الارتفاع.

REFERENCES

Abou-Zaid, A. S. (2011). Exchange Rate Pass-Through in the Mideast Region: Evidence from Egypt and Israel. ***IUP Journal of Monetary Economics***, 9 (1): 66-83.

Ali, S. Z., & Anwar, S. (2017). Exchange Rate Pass - Through, Cost Channel to Monetary Policy Transmission, Adaptive Learning, and The Price Puzzle. ***International Review of Economics & Finance***, *48*: 69-82.

Baharumshah, A. Z.; Sirag, A. & Mohamed Nor, N. (2017). Asymmetric Exchange Rate Pass-through in Sudan: Does Inflation React Differently during Periods of Currency Depreciation? ***African Development Review***, *29* (3): 446-457.

Bailliu, J., & Fujii, E. (2004). Exchange Rate Pass-Through and the Inflation Environment in Industrialized Countries: An Empirical Investigation, Staff Working Paper from Bank of Canad: 1-49. [available: https://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/02/wp04-21.pdf]

Bromley, S., & Bush, R. (1994). Adjustment in Egypt? The political economy of reform. ***Review of African Political Economy***, *21* (60), 201-213.

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: Series A (Statistics in Society)***, 180 (2), 587-612.

Burstein, A.; Eichenbaum, M., & Rebelo, S. (2007). Modeling Exchange Rate Passthrough after Large Devaluations, ***Journal of Monetary Economics***, 54: (2): 346-368.

Campa, J. M., & González Mínguez, J. M. (2006). Differences in Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area, ***European Economic Review***, *50* (1): 121-145.

Cornell, B. (1980). Inflation, Relative Price Changes, and Exchange Risk, ***Financial Management***, 9 (3): 30-34.

Central Bank of Egypt (2018). *Economic Review*, Central Bank of Egypt, 58 (3).

Choudhri, E. U., & Hakura, D. S. (2015). The Exchange Rate Pass-Through to Import and Export Prices: The Role of Nominal Rigidities and Currency Choice, ***Journal of International Money and Finance***, *51*: 1–25.

Delatte, A.-L., & López-Villavicencio, A. (2012). Asymmetric Exchange Rate Pass-Through: Evidence from Major Countries, ***Journal of Macroeconomics***, 34 (3): 833-844.

El-Said, H., & Harrigan, J. (2014). Economic Reform, Social Welfare, and Instability: Jordan, Egypt, Morocco, and Tunisia, 1983–2004, ***The Middle East Journal***, 68 (1): 99-121.

Ghartey, E. E. (2019). Asymmetries in Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy Principle: Some Caribbean Empirical Evidence. ***The North American Journal of Economics and Finance***, 47: 325-335.

Giugale, M., & Dinh, H. T. (1990). ***Money, inflation, and deficit in Egypt*** **(**Vol. 553): World Bank Publications.

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.

Ito, T., & Sato, K. (2008). Exchange Rate Changes and Inflation in Post-Crisis Asian Economies: Vector Autoregression Analysis of The Exchange Rate Pass-Through. ***Journal of Money, Credit and Banking***, *40* (7): 1407-1438.

Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors, ***Journal of economic dynamics and control***, 12 (2-3): 231-254.

Johansen, S. (1995). Identifying Restrictions of Linear Equations with Applications to Simultaneous Equations and Cointegration, ***Journal of econometrics***, 69 (1), 111-132.

Kabundi, A., & Mlachila, M. (2019). The Role of Monetary Policy Credibility in Explaining the Decline in Exchange

Rate Pass-Through in South Africa, ***Economic Modelling***, 79: 173-185.

Khodeir, A. N. (2012). Towards Inflation Targeting in Egypt: the Relationship between Exchange Rate and Inflation, ***South African Journal of Economic and Management Sciences***, 15 (3): 325-332.

Kurtović, S., Siljković, B., Denić, N., Petković, D., Mladenović, S. S.; Mladenović, I., & Milovancevic, M. (2018). Exchange Rate Pass-Through and Southeast European Economies***, Physica A: Statistical Mechanics and its Applications***, 503: 400-409.

Lin, P.-C., & Wu, C.-S. (2012). Exchange Rate Pass-Through in Deflation: the Case of Taiwan, ***International Review of Economics & Finance***, 22 (1): 101-111.

Lin, S., & Ye, H. (2012). What to Target? Inflation or Exchange Rate, ***Southern Economic Journal***, 78 (4): 1202-1221.

López-Villavicencio, A., & Mignon, V. (2017). Exchange Rate Pass-Through in Emerging Countries: Do the Inflation Environment, Monetary Policy Regime And Central Bank Behavior Matter? ***Journal of International Money and Finance***, 79: 20-38.

Madesha, W.; Chidoko, C., & Zivanomoyo, J. (2013). Empirical Test of the Relationship between Exchange Rate and Inflation in Zimbabwe, ***Journal of economics and sustainable development,*** 4 (1): 52-58.

Mirdala, R. (2014). Exchange Rate Pass-through to Consumer Prices in the European Transition Economies, ***Procedia Economics and Finance***, 12 (4): 28-436.

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.

Rajan, R. S., & Yanamandra, V. (2015). Impact of Exchange Rate Pass-Through on Inflation in India. In *Managing the Macroeconomy: Monetary and Exchange Rate Issues in India* (pp. 110-136). London: Palgrave Macmillan UK.

Schorderet, Y. (2003). *Asymmetric cointegration*: Université de Genève/Faculté des sciences économiques et sociales Genève.

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in A Nonlinear ARDL Framework. **In *Festschrift in honor of Peter Schmidt*** (pp. 281-314): Springer.

Stoian, A., & Iorgulescu, F. (2020). Fiscal policy and stock market efficiency: An ARDL Bounds Testing approach, ***Economic Modelling***, 90: 406-416.

Taylor, J. B. (2000). Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms, ***European economic review***, 44 (7): 1389-1408.

World Bank (2020), World Development Indicators. Retrieved from World Bank: http://data.worldbank.org/indicator (2020, January 08)

Yanamandra, V. (2015). Exchange Rate Changes and Inflation in India: What is the Extent of Exchange Rate Pass-Through to Imports? ***Economic Analysis and Policy***, 47: 57-68.

Zaki, M. Y. (2001). IMF-Supported Stabilization Programs and Their Critics: Evidence from the Recent Experience of Egypt, ***World Development***, 29 (11): 1867-1883.

Zietz, J. (1993). The Impact of A Change in Exchange Rate Pass-Through on U.S. Imports, ***Weltwirtschaftliches Archiv***, 129 (4): 718–734.