# أثر الصدمات غير المتماثلة لسعر الصرف على معدل التضخم باستخدام نموذج NARDL

## "دراسة تطبيقية على الاقتصاد المصري"

د. فاروق فتحي السيد الجزار*
د. أدهم محمد السيد البرماوي **

**مستخلص**

*تقدم هذه الورقة أدلة تطبيقية بأن صدمات سعر الصرف على معدل التضخم غير متماثلة، فباستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذو الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL) ومن خلال سلاسل زمنية شهرية من شهر يناير ٢٠١٦ إلى ديسمبر ٢٠٢٠، توصلت الدراسة إلى النتائج الآتية أولاً: أن العلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم غير خطية، مما يعني أن تأثير صدمات سعر الصرف على معدل التضخم غير متماثلة. ثانياً: أثبتت الدراسة قياسياً بأن معدل التضخم في الأجل القصير يتأثر فقط بالصدمات الإيجابية لسعر الصرف، في حين أنه لا يتأثر بالصدمات السالبة لسعر الصرف، مما يعني أن معدل التضخم يرتفع مع ارتفاعات سعر الصرف، في حين أن انخفاضات سعر الصرف لا تخفض معدل التضخم. ثالثاً: أن تأثير كل من الصدمات الإيجابية والسالبة لسعر الصرف على معدل التضخم في الأجل الطويل غير معنوية. رابعاً: أثبتت الدراسة قياسياً أيضاً ومن خلال المضاعفات الديناميكية بأن التأثير لتغير الصدمات الإيجابية بـــ ١% على معدل التضخم أكبر من تأثير تغير الصدمات السالبة بـــ١% على معدل التضخم وذلك عند كل مفردة من مفردات عينة الدراسة.*

**كلمات مفتاحية:**

معدل التضخم، سعر الصرف، الصدمات غير المتماثلة، NARDL

---

* أستاذ مساعد بقسم الاقتصاد والمالية العامة كلية التجارة – جامعة طنطا
Email: fadyelgazar@yahoo.com

** مدرس الاقتصاد والمالية العامة بالمعهد العالي للإدارة وتكنولوجيا المعلومات بكفر الشيخ
Email: Adham.eco@gmail.com

## Abstract:

***This paper provides empirical evidence that exchange rate shocks on the inflation rate are asymmetric. By using the Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) model and through monthly time series from January 2016 to December 2020, the study reached the following results. First: The relationship between the exchange rate and the inflation rate is nonlinear, which means the effect of exchange rate shocks on the rate of inflation is asymmetric. Second: The study proved quantitatively that the rate of inflation in the short term is affected only by positive shocks to the exchange rate, while it is not affected by negative shocks to the exchange rate, which means that the rate of inflation rises with increases in the exchange rate, Whereas, exchange rate declines do not reduce the rate of inflation. Third: The impact of both positive and negative shocks of the exchange rate on the long-term inflation rate is not significant. Fourth: The study revealed empirically, through dynamic multipliers, that the effect of changing positive shocks by 1% on the inflation rate is greater than the effect of changing negative shocks by 1% on the rate of inflation, upon every observation of the study sample.***



## Key Words:

**Inflation rate, Exchange rate, Asymmetric shocks, NARDL**


## مقدمـــة:

غالباً ما ينظر إلى الحفاظ على استقرار الأسعار من خلال احتواء التضخم عند معدل معتدل على أنه من أهم مسؤوليات البنوك المركزية والسلطات النقدية، ولكن هناك أدوار أخرى تلعبها السلطات النقدية، تتمثل في الحفاظ على الاستقرار المالي ومراقبة تدفقات رأس المال وتحفيز النمو الاقتصادي، ولكن هذه الأدوار أصبحت أكثر صعوبة خاصة بعد فترة التضخم الهائلة في سبعينات وثمانينيات القرن الماضي وأيضاً إبان الأزمة المالية العالمية. ولكن ظلت المحافظة على استقرار الأسعار من أهم مسؤوليتها. وسعياً لتحقيق استقرار الأسعار تبنت العديد من البلدان استهداف التضخم الصريح. إلا أن ديناميكيات التضخم في الاقتصاديات المفتوحة لا تتوقف فقط على التوازنات الداخلية

بل أيضاً على التوازنات الخارجية. وتعتبر الاقتصاديات الناشئة الأكثر تأثراً بتلك التوازنات الخارجية، فبالرغم من المنافع التي أتاحتها العولمة الاقتصادية وتحرير الاقتصاد العالمي من زيادة حجم الاستثمارات والتجارة عبر الحدود، بالإضافة إلى التدفقات السلسة والسريعة لرؤوس الأموال الدولية، إلا أن هناك دائماً مخاوف من هروب تلك رؤوس الأموال، وهذا ما حدث بالفعل للاقتصادات الأسيوية الناشئة إبان الأزمة المالية عام ١٩٩٧. بالإضافة إلى ذلك فإن هناك تأثيرات حاسمة ومعنوية لأسعار الصرف على جهود صانعي السياسات النقدية لتحقيق استقرار الأسعار.

وهنا تجدر الإشارة إلى أن العديد من الدول التي تأثرت بالأزمة المالية لعام ١٩٩٧ تحولت إلى أنظمة أسعار صرف أخرى بعد الأزمة، وذلك للسماح لها بمزيد من المرونة والتعامل مع بيئات تدفقات رأس المال الأكثر تقلباً. هذا في حين تم اعتماد نظام سعر الصرف المعوم على نطاق واسع، وأصبح استهداف التضخم (IT) أيضاً موضوع عام بين صانعي السياسة النقدية، حيث أن تقلبات أسعار الصرف تؤثر على القدرة التنافسية للاقتصاد وقدرته على سداد تكلفة الديون وخدمتها المقومة بالعملات الأجنبية، مما ينعكس على معدل التضخم وبالتالي على السياسة النقدية.

وفي هذا الصدد فقد جذب مسار سعر الصرف (Exchange Rate Pass Through) (ERPT) أو انعكاسات سعر الصرف التي تنتقل إلى الأسعار المحلية اهتمام الكثير من الأكاديميين والممارسين وصانعي السياسات، حيث كان هناك جدال مفاده أن (ERPT) قد تضاءل بسبب اعتماد استهداف التضخم، ومع ذلك فقد أقرت الدراسات الحديثة بوجود (ERPT) وتأثيره على مستويات الأسعار، حتى في حالة استهداف التضخم. وإذا كان انتقال صدمات الصرف الأجنبي إلى الأسعار المحلية أو مستويات التضخم مرتفعاً، فقد يؤثر أيضاً على اعتماد نظام سعر الصرف في بلد ما. في المقابل فإن تأثير تمرير سعر الصرف المنخفض سيسمح لتلك الدولة بإتباع سياسة نقدية أكثر استقلالية ومرونة، يمكن من خلالها تنفيذ استهداف التضخم بسهولة أكبر. علاوة على ذلك يشير انخفاض (ERPT) إلى تعرض أقل للصدمات الخارجية. على الرغم من أنه في مثل هذه الحالة قد لا يكون خفض قيمة العملة مفيداً في تحسين العجز التجاري أو زيادة الصادرات أثناء الانكماش الاقتصادي. بالتزامن مع ذلك يعد (ERPT) مهماً بنفس القدر بالنسبة للتوازنات الخارجية والداخلية. وبالتالي بالنسبة لوضع سياسات الاقتصاد الكلي. وعلى الرغم من أن عدداً من البلدان المتقدمة قد تبنت إستراتيجية استهداف التضخم (IT) التي كانت رائدة في نيوزيلندا في أوائل التسعينات فقد استغرق

الأمر بعض الوقت قبل أن تتبع الاقتصاديات الناشئة بما في ذلك الاقتصاديات في جنوب شرق آسيا نفس المسار بهدف تحسين أداء سياستها. (Pham et al., 2020)

ويجب الإشارة هنا إلى أن السلطات النقدية تستجيب لتحركات قيمة عملتها المحلية في حدود عدم تأثيرها في أسعار المستهلكين وبالتالي التضخم، ويتطلب هذا أن تكون السلطات النقدية على دراية كافية ليس فقط بمصدر تحركات العملة ولكن أيضاً بالخصائص الاقتصادية لتلك الدولة. وهذا يسلط الضوء على أهمية التقييم الصحيح لمسار سعر الصرف (ERPT)، والذي يعرف بأنه النسبة المئوية للزيادة في أسعار المستهلك المرتبطة بانخفاض بنسبة ١% في سعر الصرف الفعلي بعد عام واحد بعد صدمة معينة. وتلعب طبيعة الصدمة الاقتصادية الكلية التي تؤدى إلى حركة سعر الصرف دوراً رئيسياً في تحديد حجم المسار المرتبط. وهذا يعكس حقيقة أن الصدمات تؤثر على سعر الصرف وبشكل متزامن على النشاط والإنتاجية وهوامش الربح والعديد من العوامل الأخرى التي تؤثر على تكوين الأسعار وتوقعات التضخم. ومن ثم فمن المرجح أن مدى تقديرات (ERPT) سوف تختلف على نطاق واسع، وذلك اعتماداً على الصدمة التي تسببها وهو احتمال لم تضعه معظم الدراسات التجريبية في الاعتبار، على سبيل المثال إذا كان (ERPT) المرتبط بتغييرات السياسة النقدية أعلى من المرتبط بأنواع الصدمات الأخرى، فهناك خطر أن البنك المركزي قد يقلل من أهمية قناة سعر الصرف ويحافظ على موقف السياسة النقدية بالنسبة لما هو مطلوب لتحقيق الاستقرار في التضخم والإنتاج. (Ha et al., 2020)

وقد يؤدى ذلك إلى تقلبات غير ضرورية في النشاط وجعل تثبيت توقعات التضخم أكثر صعوبة مع مرور الوقت، علاوة على ذلك فإن هذه الصدمات بسببها يمكن أن تتفاعل تحركات العملة مع خصائص الدولة (على سبيل المثال مصداقية البنك المركزي والانفتاح التجاري وما إلى ذلك) مما يؤدى إلى تضخيم تأثيرها على أسعار المستهلك، مما يشير إلى أن استجابات السياسة النقدية البديلة تعتمد على معلومات الصدمات وخصائص الدولة. (Ha et al., 2020)

## ١-مشكلة الدراسة:

إن تأثر معدل التضخم بصدمات سعر الصرف أصبحت ظاهرة للعيان سواء كان متخصص أم لا – وبالأخص منذ تعويم قيمة الجنية المصري مقابل الدولار الأمريكي وذلك في أواخر عام ٢٠١٦ –، مما جعل من الضروري تقديم ادله تجريبية وتطبيقية

توضح هل يختلف تأثير الصدمات الإيجابية والصدمات السالبة لسعر الصرف على التضخم؟ وهو ما تحاول هذه الورقة الإجابة عليه.

## ٢-فروض الدراسة:

أ- أن العلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم علاقة غير خطية.

ب- الصدمات الإيجابية لسعر الصرف أكثر أثراً عن الصدمات السالبة لسعر الصرف على معدل التضخم.

## ٣-أهداف الدراسة:

أ- تحديد طبيعة ونوع العلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم.

ب- تحديد إيهما أكثر أثراً على معدل التضخم الصدمات الإيجابية لسعر الصرف أم الصدمات السالبة لسعر الصرف.

## ٤-حدود الدراسة:

تطبق الدراسة على الاقتصاد المصري وذلك خلال الفترة الزمنية من شهر يناير ٢٠١٦ إلى ديسمبر ٢٠٢٠.

## ٥- منهج الدراسة:

الدراسة تعتمد على المنهج القياسي وذلك من خلال اتباع الخطوات التالية:

أ- مراجعة الأدب النظري الاقتصادي.

ب- استنباط فروض الدراسة.

ج - اختبار فروض الدراسة قياسياً

## ثانياً: الإطار النظري للعلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم:

إن ديناميكيات سعر الصرف لها آثار حاسمة على التوازن الداخلي وكذلك الخارجي لأي اقتصاد، وأهمية ديناميكيات سعر الصرف معروفة على الأقل منذ عهد هيوم (١٧٤٢) ومفهومه لآلية تدفق السعر المحدد. فالتخفيض (Depreciation) يشير ضمنياً إلى انخفاض القدرة على شراء ما تم شراؤه مسبقاً لكل وحدة عملة، وبالتالي من الناحية النسبية سيحدث مسار سعر الصرف موجه تضخمية، مما يؤدى إلى زيادة أسعار السلع والخدمات، ومع ذلك كان هناك جدل كبير بشأن آلية النقل وقنوات هذا التمرير المفترض لسعر الصرف (ERPT) للاقتصاد وخاصة التضخم (Nasir et al., 2020). وفى فكر فريدمان والمدرسة النقدية ظهرت العلاقة بين سعر الصرف والتضخم، حيث عرف التضخم بأنه انخفاض في القوة الشرائية للعملة، وارتبط هذا التعريف بنظرية نمو النقود، فمن الثابت اقتصادياً أن العلاقة بين التضخم وانخفاض القوة الشرائية للعملة هي علاقة تبادلية، حيث أن هناك نماذج تعزز هذه الرؤية مثل نموذج توزيع السلسلة (Distribution Chain) للاقتصادي الأمريكيMcCarthy (سلامى، ٢٠١٥).

ومن تتبع علاقة التغيرات في أسعار الصرف ومعدلات التضخم منذ العقد السادس إلى العقد الثامن من القرن العشرين، نجد أن التغيرات في أسعار الصرف كانت اقل من معدل التضخم في معظم الدول النامية، ويرجع ذلك إلى اتباع نظام سعر الصرف الثابت في تلك الدول، ولكن بعد الثمانينات واتباع انظمة أسعار الصرف المرنة في كثير من الدول، أثر ذلك بحدوث تغيرات في أسعار الصرف إلى اعلى، وبعد عام ١٩٨٢ تذبذبت معدلات التضخم بين ارتفاع وانخفاض ثم ارتفاع. والعديد من الدراسات تؤكد أن فرضية وجود معدلات تضخم منخفضة في ظل نظام سعر الصرف الثابت صحيحة في المدى القصير والمتوسط، إلا أن هذه الميزة تنتهي في الأجل الطويل بفعل اتباع نظام سعر الصرف المرن (الهيتى، المشهدانى،٢٠١٠).

ويؤثر سعر الصرف تأثيراً مباشراً في التضخم، كونه الأداة التي تربط الاقتصاد المحلى بالدولي من خلال سوق السلع وسوق الأصول وسوق عوامل الإنتاج (بن على، لبزة،٢٠١٩). حيث تنص نظرية قوى السوق لـــ(Cournot,1987)على أن انتقال تغيرات سعر الصرف إلى الأسعار المحلية يكون جزئيا إذا كان الطلب المحلى مرن جداً، ويؤكد(Taylor,2000) أن درجة انعكاس أسعار الصرف على الأسعار المحلية ترتفع مع ارتفاع مستوى التضخم، وأيضاً يقرر (McKinnon,1963) وحسب نظرية المصداقية، أنه إذا كان الاقتصاد منفتحاً يؤدى ذلك إلى ارتفاع معدل انعكاس سعر الصرف على الأسعار المحلية، كما أكد (Karoro,2008)على أن التقلبات في أسعار صرف الدول يمكن أن تحدث تأثيراً كبيراً على معدل التضخم في ظل نظام التعويم والانفتاح التجاري (زناقى ،حسناوى، ٢٠١٨).

## ثالثاً: تطور الأدبيات الاقتصادية لعلاقة سعر الصرف بمعدل التضخم:

تباينت الأدبيات الاقتصادية في نتائجها وفي طريقة تناولها لعلاقة سعر الصرف بمعدل التضخم. فتناولت دراسة (Miguel A. Kiguel, 1994) نظرياً العلاقة بين سعر الصرف وسعر الصرف الحقيقي ومعدل التضخم، وذلك بالتطبيق على دول أمريكا اللاتينية، وتوصلت الدراسة إلى أن سياسات أسعار الصرف لها تأثير محدود على أسعار الصرف الحقيقية، وذلك عندما يكون تعديل الأسعار والأجور محليا بطيئاً، وتوصلت أيضاً الدراسة إلى أن هناك عادة مفاضلة بين السياسات التي تهدف إلى الحفاظ على أسعار الصرف بأقل من قيمتها –تحفيزاً للصادرات– وبين السياسات التي تهدف إلى الحفاظ على معدلات تضخم منخفضة، وانتهت الدراسة إلى أن سعر الصرف يمكن أن يكون أداة فعالة في السيطرة على التضخم، ولكن يتوقف ذلك على سياسات الاقتصاد الكلي المصاحبة له. وتوافقت مع هذا الرأي دراسة (Ahmed and Ali, 1999) حيث تناولت نظرياً العلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم بالتطبيق على الاقتصاد

الباكستاني، وتوصلت الدراسة إلى أن خفض قيمة العملة المحلية سيؤدي بالتبعية إلى رفع معدل التضخم، هذا بالإضافة إلى أن استجابة معدل التضخم وأسعار الصرف للتقلبات المحلية أو الخارجية بطيئة، مما يعني أن السياسات المضادة للتضخم مثل الانكماش النقدي تظهر تأثيرها تدريجياً. لذلك أوصت الدراسة بأنه يجب عند وضع سياسات لمكافحة التضخم والسيطرة على سعر الصرف لا تتم بشكل مستقل.

وعلى جانب أخر تناولت دراسة (Kara and Ogunc, 2008) العلاقة بين استهداف التضخم و سعر الصرف قياسياً، وذلك بالتطبيق علي الاقتصاد التركي، ومن خلال نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR)، وتوصلت إلى أن انتقال التضخم المستورد إلى التضخم المحلي قد ضعف بشكل كبير وتبطأ بعد اعتماد الاقتصاد التركي على استهداف التضخم، وأرجعت الدراسة ذلك إلى تعزيز الثقة في البنك المركزي، تغيير بعض سياسات سعر الصرف، زيادة الثقة في التوقعات والتي اكتسبت عند تطبيق استهداف التضخم، وانتهت الدراسة إلى أن الاعتماد علي نظام استهداف التضخم قد ساعد في تقليل تمرير أثر سعر الصرف الي معدل التضخم. واختلفت مع هذا الرأي دراسة (الهيتى وآخرون، ٢٠١٠) والتي تناولت قياسياً أثر تقلبات أسعار الصرف على معدلات التضخم، وذلك بالتطبيق على الاقتصاد الأردني والتركي، خلال الفترة من ١٩٨٠ إلى ٢٠٠٢، باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية(OLS) ، حيث انتهت نتائج الدراسة إلى وجود علاقة إيجابية معنوية بين سعر الصرف ومعدل التضخم.

على صعيد أخر تناولت دراسة (Josifidis, et al., 2011) العلاقة بين استهداف التضخم وأنظمة سعر الصرف، وذلك بالتطبيق على مجموعة من دول أوروبا الشرقية (صربيا، بولندا، التشيك، سلوفاكيا، المجر)، وذلك خلال فترة تحولهم إلى الاقتصادات الحرة، وبتطبيق نموذج تصحيح الخطأ(VECM) ونموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR)، حيث أوضحت الدراسة مدي تأثير الاختلافات في إدارة تقلبات أسعار الصرف في عملية استهداف التضخم، ويتم تحديد الاختلافات في إدارة تقلبات أسعار الصرف وفقا لمدى الصعوبة التي تواجهها السلطات النقدية في تعويمها لأسعار الصرف، هذا بالإضافة إلى طريقة تدخل السلطات النقدية للتأثير في أسعار الصرف، هل هو تدخل مباشر من خلال التدخل في الصرف الأجنبي، أم تدخل غير مباشر عبر سياسة أسعار الصرف. وتوصلت الدراسة إلى أن التعويم المدار بصورة صارمة من السلطات النقدية يمكنه أن يتماشى معه نظام ضعيف نسبياً لاستهداف التضخم، في حين أنه عند استخدام نظام تعويم مدار بصورة ضعيفة يجب أن يقترن به نظام صارم وكامل لاستهداف التضخم.

هذا في حين تساءلت دراسة (Pourroy, 2012) هل تعمل مراقبة سعر الصرف على تحسين استهداف التضخم في الاقتصاديات الناشئة؟ وتوصلت الدراسة إلى أن مراقبة أسعار الصرف تحسن من نظام استهداف التضخم بالفعل، وذلك بالتطبيق على مجموعة من الاقتصادات الناشئة التي اعتمدت على أنظمة استهداف التضخم، مع اختلاف نظم أسعار الصرف سواء معوم أو مدار أو مخطط، خلال عامي ٢٠٠٧-٢٠٠٨. في حين اختلفت مع هذه النتائج دراسة (Yamada, 2013). التي تساءلت هي الأخرى هل نظام سعر الصرف يحدث فرقاً في أداء معدل التضخم في الدول المتقدمة أو الدول النامية؟، فبالتطبيق على مجموعة من الدول المتقدمة والناشئة والتي تستخدم أنظمة مختلفة لأسعار الصرف سواء مرنة أو مدارة أو ثابتة، وذلك خلال الفترة من (٢٠٠٠: ٢٠٠٧)، توصلت الدراسة إلى عدم وجود تأثير ملحوظ لأسعار الصرف على معدل التضخم، باستثناء فقط أن نظم أسعار الصرف المرنة تعطي معدلات تضخم أعلى نسبياً.

بينما أضافت دراسة (Ghosh, 2014) تساؤل أخر، كيف يؤثر الانفتاح الاقتصادي وأنظمة أسعار الصرف على معدل التضخم؟، فمن خلال نموذج Panel Data وبالتطبيق على ١٣٧ دولة خلال الفترة من ١٩٩٩ إلى ٢٠١٢، ومع قياس الانفتاح الاقتصادي من خلال القياس الإجرائي والقياس الفعلي De Jure And De Facto، توصلت الدراسة إلى أنه في حالة وجود انفتاح في الحساب الرأسمالي واستخدام نظام سعر الصرف الثابت، فإن معدل التضخم سينخفض. بالإضافة إلى أنها توصلت إلى عدم وجود دليل واضح على وجود تأثير سلبي للانفتاح التجاري على التضخم باستثناء الدول ذات الانفتاح التجاري المنخفض ومعدلات التضخم المرتفعة. وفي نفس الإطار تناولت دراسة (Phue, et al., 2014) العلاقة بين التحولات في أنظمة أسعار الصرف واستمرار التضخم، وذلك بالتطبيق على الاقتصاد الفيتنامي خلال الفترة من ١٩٩٢ إلى ٢٠١٠، وتوصلت الدراسة إلى أنه لا يوجد أي دليل يشير إلى أن استمرار التضخم في فيتنام كان مرتبطاً بالتحول إلى نظام سعر الصرف المرن، حيث أن التضخم بلغ ذروته خلال الفترة من ٢٠٠٤ إلى ٢٠٠٧، عندما كانت الحكومة الفيتنامية تطبق سعر الصرف الثابت. وعلي النقيض من ذلك أثبتت دارسة (جبورى وبركة، ٢٠١٤) أن أنظمة أسعار الصرف الثابتة لها تأثير سلبي ومعنوي على معدل التضخم، بينما كان تأثير أنظمة أسعار الصرف المعومة على معدل التضخم إيجابي ومعنوي، وذلك وفقاً لنتائج نموذج (GMM) الذي طُبق على ٥٠ دولة خلال الفترة من ١٩٨٠ إلى ٢٠٠٨.

وعلى صعيد أخر تناولت دراسة (الشمرى وآخرون، ٢٠١٤) عوامل انتقال أثر سعر الصرف إلى المستوى العام للأسعار، وذلك باستخدام نموذج قياسي خلال الفترة من

١٩٩٠ إلى ٢٠١١ بالتطبيق على الاقتصاد العراقي، وتوصلت الدراسة إلى عدم وجود علاقة سببية بين معدل التضخم وسعر الصرف. واتفقت مع هذه النتائج دراسة (سلامى، ٢٠١٥) التي تناولت العلاقة بين سعر الصرف ومعدلات التضخم في الجزائر خلال الفترة من ١٩٧٠ إلى ٢٠١٤، وذلك باستخدام اختبارات جذر الوحدة والتكامل المشترك وسببية جرانجر، وخُلصت نتائج الدراسة إلى عدم وجود علاقة توازنيه في الأجل الطويل بين سعر صرف الدينار الجزائري ومعدل التضخم، وأثبتت أيضاً إلى عدم وجود علاقة سببيه في كلا الاتجاهين بين سعر الصرف ومعدلات التضخم.

في حين اختلفت مع ذلك نتائج دراسة (بن ناصر وآخرون، ٢٠١٦) وهي عن أثر انعكاس تقلبات سعر الصرف على معدل التضخم، بالتطبيق على الاقتصاد الجزائري، خلال الفترة من ٢٠٠٠ إلى ٢٠١٤، حيث أثبتت أن ارتفاع معدلات التضخم ناتج من تدهور قيمة العملة المحلية في معظم فترات الدراسة، ذلك باستثناء الفترات من ٢٠٠٣ إلى ٢٠٠٨ وفي عام ٢٠١١، حيث كان الأثر سالباً، وهذا معناه أن ارتفاع المستوي العام للأسعار ليس ناتجاً عن التغير في سعر الصرف الاسمي، إنما يرجع إلى عوامل أخرى منها التضخم المستورد. وتوافقت مع هذا الرأي نتائج دراسة (عبد الله، ٢٠١٦) التي تناولت أثر تقلبات أسعار الصرف على معدل التضخم في السودان، باستخدام نموذجي ARCH and GARCH Models، وذلك من خلال استخدام بيانات يومية من أول يناير ٢٠١٤ إلى نهاية يونيو ٢٠١٦ لكل من أسعار الصرف و أسعار الذهب، وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة إيجابية معنويه بين تقلبات أسعار الذهب وتقلبات أسعار الصرف، وبالتطبيق علي العلاقة بين أسعار الصرف ومعدل التضخم من خلال بيانات شهرية من يناير ١٩٩٨ إلى يونيو ٢٠١٦، أثبتت الدراسة وجود علاقة إيجابية معنوية بين تقلبات أسعار الصرف ومعدل التضخم.

وعلى صعيد العلاقة السببية بين معدل التضخم وأسعار الصرف، أوضحت دراسة (حمريط، ٢٠١٦) وهي عن العلاقة السببية قصيرة الأجل بين معدل التضخم وسعر الصرف الاسمي الفعال في الجزائر، وذلك من خلال تطبيق نموذج (VAR) وسببية جرانجر، خلال الفترة الزمنية من ١٩٨٤ إلى ٢٠١٤. وانتهت نتائج الدراسة إلى أن التضخم يتأثر بمجموعة كبيرة ومتداخلة من المتغيرات مثل الكتلة النقدية وسعر الصرف الاسمي الفعال وأسعار النفط، وتوصلت أيضاً إلى وجود علاقة سببية قصيرة الأجل في الاتجاهين بين سعر الصرف الاسمي ومستوي التضخم.

وعلى جانب أخر تناولت دراسة (Buffie, et al., 2018) العلاقة بين استهداف التضخم وإدارة سعر الصرف في الدول الأقل نمواً، حيث قامت الدراسة بتحليل كيفية التنسيق بين السياسة النقدية وسعر الصرف في نموذج اقتصاد صغير مفتوح من

قطاعين يتميز بإحلال متناقص بين التمويل المحلي والأجنبي، وخُلصت نتائج الدراسة إلى أن الإدارة الرشيدة لسعر الصرف تعزز من فعالية استهداف التضخم، وأنه في نظام سعر الصرف المرن ينطوي على استهداف التضخم مخاطر عالية من عدم التأكد. تبع ذلك دراسة (بن على، لبزة، ٢٠١٩) وهي عن الأثر المتبادل بين سعر الصرف ومعدلات التضخم في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة من ١٩٩٠ إلى ٢٠١٦، باستخدام طريقة التكامل المشترك واختبار سببية جرانجر، وتوصلت الدراسة إلى عدم وجود علاقة توازنيه في الأجل الطويل بين سعر الصرف ومعدل التضخم، في حين أثبتت وجود علاقة سببية في الأجل القصير بين المتغيرين. وتأكيداً على ذلك أثبتت دراسة (الخربوطلى، ٢٠١٩) وهي عن ممرات السياسة النقدية واستهداف التضخم، وذلك باستخدام نموذج الانحدار الذاتي متعدد المتغيرات، وبالاعتماد على بيانات ربع سنوية تغطى الفترة بين (١٩٩٧ – ٢٠١٧)، وجود علاقة إيجابية معنوية بين سعر الصرف ومعدل التضخم، وتوصلت كذلك إلى ارتفاع الأهمية النسبية لممر سعر الصرف كأحد ممرات انتقال أثر السياسة النقدية.

وعن علاقة التضخم بمسار سعر الصرف، تناولت دراسة ( Ha, et al., 2020) كيفية تمرير سعر الصرف إلى أسعار المستهلك، من خلال متابعة طبيعة الصدمة التي أدت إلى تحركات العملة، وذلك باستخدام نماذج الانحدار الذاتي المعزز بعامل السياسة النقدية لـــ٥٥ دولة، وانتهت نتائج الدراسة إلى أن أكبر الصدمات انتقالاً إلى أسعار المستهلك هي الصدمات المرتبطة بمقاييس تمرير سعر الصرف، وتوصلت أيضاً إلى أن تدابير التمرير تميل إلى أن تكون أقل في البلدان التي تجمع بين مرونة أنظمة سعر الصرف واستهداف التضخم، وأضافه الدراسة أن استقلالية البنك المركزي يمكن أن تُسهل إلى حد كبير مهمة تثبيت التضخم عن طريق استخدام سعر الصرف كحائط صد ضد الصدمات الخارجية. وفي نفس الإطار تناولت دراسة (Nasir, et al., 2020) العلاقة بين سعر الصرف وإدارة معدل التضخم في التشيك خلال الفترة من مايو ١٩٩٩ إلى ديسمبر ٢٠١٨، والتي كانت أول الدول النامية تتبني نظام استهداف التضخم، وقد انتهت إلى أن مسار سعر الصرف (ERPT) له تأثير وأهمية كبيرة على توقعات التضخم.

وبشكل متقدم على المستوي القياسي، تناولت دراسة ( Pham, et al., 2020) العلاقة بين تمرير سعر الصرف إلى معدل التضخم واستهداف وعدم استهداف التضخم، وذلك لـــــ٥ دول أسيوية باستخدام تحليل (N – ARDL) خلال الفترة الزمنية من الربع الأول لعام ٢٠٠٠ إلى الربع الرابع عام ٢٠١٩، وأثبتت الدراسة أن صدمات أسعار الصرف تؤدى بالفعل إلى تغييرات كبيرة في التضخم، وقدمت أيضاً أدلة على

وجود تأثير غير متماثل لصدمات أسعار الصرف على معدل التضخم في سنغافورة والفلبين وأندونيسيا، وتفاوتت النتائج بين البلدان المستهدفة للتضخم والبلدان غير المستهدفة، كما اختلفت النتائج أيضاً في الأجل القصير والطويل حيث في المدى الطويل تستمر التأثيرات غير المتماثلة لمعدل سعر الصرف الحقيقي في أندونيسيا وسنغافورة فقط.

## رابعاً: الفجوة البحثية:

من الاستعراض السابق للدراسات نلاحظ تباين كبير في نتائج الدراسات، وذلك في معظم النقاط البحثية الخاصة بعلاقة سعر الصرف بمعدل التضخم. ففي حين اتفقت كل الدراسات تقريباً على وجود علاقة إيجابية معنوية بين سعر الصرف ومعدل التضخم، إلا أنه ظهر تباين كبير في نتائج الدراسات التي تناولت علاقة أنظمة إدارة أسعار الصرف بمعدل التضخم، حيث اتفقت دراسات (Josifidis, et al., 2011)، (Pourroy, 2012)، (جبورى وبركة، ٢٠١٤)، (Ghosh, 2014)، (Buffie, et al., 2018)، على أن نظم أسعار الصرف المرنة تزيد من قدرة تأثير سعر الصرف على معدلات التضخم، في حين أن نظم أسعار الصرف الثابتة والمدارة تقلل بشكل ملحوظ هذا التأثير. إلا أن دراستي (Yamada, 2013)، (Phue, et al., 2014) اختلفتا مع هذا الرأي وأوضحا أنه لا يوجد تأثير لنظم أسعار الصرف على معدل التضخم.

وعلى مستوي العلاقة السببية بين أسعار الصرف ومعدل التضخم تباينت أيضاً نتائج تلك الدراسات، حيث توافقت نتائج دراستي (بن ناصر وآخرون، ٢٠١٦)، (حمريط، ٢٠١٦) على وجود علاقة سببية بين سعر الصرف ومعدل التضخم، ولكن اختلفت مع هذه النتائج دراستي (الشمرى وآخرون، ٢٠١٤)، (سلامى، ٢٠١٥) حيث أوضحا عدم وجود علاقة سببية بين سعر الصرف ومعدل التضخم، في حين أوضحت دراسة (بن على، لبزة، ٢٠١٩) وجود علاقة سببية بين سعر الصرف والتضخم في الأجل القصير فقط، وتختفي هذه العلاقة في الأجل الطويل. وعلى مستوي قياسي متقدم، أثبتت دراسة (Pham, et al., 2020) العلاقة غير الخطية بين سعر الصرف ومعدل التضخم.

واعتماداً على تلك التباينات في نتائج الدراسات السابقة، يتسنى لهذه الدراسة المحاولة في تقديم أدلة قياسية على أن تأثيرات صدمات سعر الصرف على معدل التضخم غير متماثلة. ولكن قبل ذلك سنستعرض تطور العلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم في الاقتصاد المصري.

## خامساً: تطور التضخم وسعر الصرف في مصر منذ بدايات الألفية الجديدة:

### ١- تطور معدل التضخم منذ عام (٢٠٠٠: ٢٠٢٠):

الجدول التالي يوضح التطور في معدلات التضخم في مصر خلال الفترة من ٢٠٠٠ إلى ٢٠٢٠ في مصر.

جدول (١): معدلات التضخم في مصر منذ ٢٠٠٠-٢٠٢٠

| السنة | ٢٠٠٠ | ٢٠٠١ | ٢٠٠٢ | ٢٠٠٣ | ٢٠٠٤ | ٢٠٠٥ | ٢٠٠٦ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| معدل التضخم% | ٢,٦٨ | ٢,٣ | ٢,٧٣ | ٤,٥ | ١١,٢٧ | ٤,٩ | ٧,٦٤ |
| السنة | ٢٠٠٧ | ٢٠٠٨ | ٢٠٠٩ | ٢٠١٠ | ٢٠١١ | ٢٠١٢ | ٢٠١٣ |
| معدل التضخم% | ٩,٣ | ١٨,٣١ | ١١,٨ | ١١,٢٦ | ١٠,٠٥ | ٧,١١ | ٩,٤٦ |
| السنة | ٢٠١٤ | ٢٠١٥ | ٢٠١٦ | ٢٠١٧ | ٢٠١٨ | ٢٠١٩ | ٢٠٢٠ |
| معدل التضخم% | ١٠,٠٧ | ١٠,٣٧ | ١٣,٨١ | ٢٩,٥٠ | ١٤,٤٠ | ١٣,٨٧ | ٥,١ |

Source : World development indicators(wdi), global development finance, world bank (different issues).

نلاحظ من الجدول السابق تذبذب معدل التضخم في مصر بين انخفاض وارتفاع خلال فترة الدراسة، حيث سجل معدل التضخم ٢,٦٨% عام ٢٠٠٠، وارتفع إلى أن وصل إلى ١١,٢٧% عام ٢٠٠٤. ويمكن إرجاع أسباب ذلك إلى التراجع عن السياسة الانكماشية والسماح لنسبة العجز في الموازنة إلى الناتج المحلى الإجمالي بالتزايد حتى بلغت ٩,٢% عام ٢٠٠٥(المصرى،٢٠٠٧). ثم ارتفعت معدلات التضخم حتى وصلت إلى ١٨,٣١% عام ٢٠٠٨ ثم انخفض معدل التضخم إلى ١١,٢٦% عام ٢٠١٠. وعموما يمكن إرجاع أسباب ارتفاع التضخم إلى عامل أو أكثر من العوامل التالية وهي عجز الموازنة وتمويله تضخمياً وتزايد التعرض للصدمات الخارجية وتزايد انكماش الاقتصاد المصري على الخارج والتخفيضات المتكررة في القيمة للعملة المحلية وإعادة هيكلة الدور الاقتصادي والاجتماعي للحكومة(المصرى،٢٠٠٧).

وعموماً خلال العقد الأول من الألفية الجديدة فإن أسباب التضخم يمكن إرجاعها إلى توقعات التضخم والتضخم بسبب الطلب وصدمات جانب العرض التي تفسر حوالي ٨٠% من التغيرات في التضخم في هذه الفترة، وظهرت صدمات جانب العرض في زيادات أسعار الغذاء واللحوم وأسعار النفط المحلية بسبب أزمة الغذاء العالمية وانتشار إنفلوانزا الطيور وتعديلات أسعار النفط في تلك الفترة وتوقعات التضخم (Monem,2011). وبعد ذلك تراجع معدل التضخم بفعل الأحداث السياسية التي تعرضت لها مصر وثورتي ٢٥ يناير ٢٠١١ و٣٠ يونيو ٢٠١٣ وما تبعها من ركود وانكماش، ثم واصلت بعد ذلك معدلات التضخم ارتفاعها إلى أن وصلت إلى ٣١,٧% عام ٢٠١٧ بسبب تحرير أسعار الصرف في نوفمبر ٢٠١٦ ثم انخفضت إلى ١٣,٨٧% عام ٢٠١٩، ٥,١% عام ٢٠٢٠. ومن أسباب تحسن معدل التضخم وانخفاضه في مصر في الشهور الأخيرة منذ فبراير٢٠٢٠، انخفاض أسعار السلع الغذائية لمدة ٥ أشهر متتالية من مايو إلى سبتمبر ٢٠٢٠، وقرارات السياسة النقدية للبنك المركزي واحتواء الضغوط التضخمية (البنك المركزي المصري، تقرير السياسة النقدية، مارس٢٠٢٠).

## ٣-تطور سعر الصرف في مصر

الجدول التالي يوضح تطور سعر الصرف في مصر خلال الفترة من ٢٠٠٠ إلى ٢٠٢٠

جدول (٢) أسعار الصرف في مصر منذ ٢٠٠٠-٢٠٢٠

| السنة | ٢٠٠٠ | ٢٠٠١ | ٢٠٠٢ | ٢٠٠٣ | ٢٠٠٤ | ٢٠٠٥ | ٢٠٠٦ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| سعر الصرف | ٣,٤٧ | ٣,٩٧ | ٤,٤٩ | ٥,٨٥ | ٦,١٩ | ٥,٧٧ | ٥,٧٣ |
| السنة | ٢٠٠٧ | ٢٠٠٨ | ٢٠٠٩ | ٢٠١٠ | ٢٠١١ | ٢٠١٢ | ٢٠١٣ |
| سعر الصرف | ٥,٦٣ | ٥,٤٣ | ٥,٥٤ | ٥,٦٢ | ٥,٩٣ | ٦,٠٥ | ٦,٨٧ |
| السنة | ٢٠١٤ | ٢٠١٥ | ٢٠١٦ | ٢٠١٧ | ٢٠١٨ | ٢٠١٩ | ٢٠٢٠ |
| سعر الصرف | ٧,٠٧ | ٧,٦٩ | ١٠,٠٢ | ١٧,٧٨ | ١٧,٧٦ | ١٦,٧٧ | ١٦,٧ |

المصدر: التقارير السنوية، البنك المركزي المصري، سنوات مختلفة.

نلاحظ من الجدول السابق انخفاض سعر صرف الجنيه أمام الدولار الأمريكي في كل السنوات في الجدول السابق واتجاهه إلى التحسن فقط في أعوام ٢٠٠٦-٢٠٠٧ و٢٠١٩-٢٠٢٠، ويمكن إرجاع أسباب انخفاض سعر صرف الجنيه المصري أمام الدولار الأمريكي خلال هذه الفترة إلى أسباب عديدة، منها أحداث سبتمبر ٢٠٠١ في الولايات المتحدة وتأثيرها على الاقتصاد المصري وخاصة السياحة، وأما سبب تحسن سعر الصرف في ٢٠٠٦-٢٠٠٧ فيمكن إرجاعه إلى زيادة أسعار الفائدة لمعالجة التضخم في تلك الفترة، ثم اتجه سعر الصرف بعد ذلك إلى الانخفاض بفعل حالة عدم الاستقرار السياسي التي تحققت منذ ثورة يناير ٢٠١١ حتى ثورة ٣٠ يونيو ٢٠١٣، مع ثبات طفيف في سعر الصرف نتيجة الدعم الكبير من دول الخليج في نهاية ٢٠١٣ و٢٠١٤، وبسبب تعويم سعر الصرف في ٢٠١٦ حدثت انخفاضات كبيرة في سعر صرف العملة المحلية مقابل الدولار الأمريكي، إلى أن تجاوز قيمة الدولار الأمريكي ١٧,٧٨جنية في العام المالي ٢٠١٧/ ٢٠١٨، ليحقق بعد ذلك ١٧,٨ في العام المالي٢٠١٨ / ٢٠١٩ (عبد ربه،الجزار،٢٠١٩). وفى العام ٢٠١٩/٢٠٢٠ حدث تحسن في سعر صرف الجنيه أمام الدولار حيث وصل إلى ١٦,٧عام ٢٠١٩/٢٠٢٠. ويمكن إرجاع أسباب ذلك إلى أسباب خارجية وأسباب داخلية، مثل إشادة جميع المؤسسات الدولية بتحسن المؤشرات الاقتصادية لمصر مثل صندوق النقد الدولي والبنك الدولي، وأيضاً إلى زيادة تحويلات العاملين في الخارج وزيادة إيرادات قناة السويس وزيادة حجم الصادرات وثبات السياسة النقدية وزيادة الاستثمار الأجنبي في أدوات الدين الحكومي وزيادة إيرادات السياحة في مصر واستقرار احتياطي النقد الأجنبي. (البنك المركزي، ٢٠١٨/٢٠١٩)

من الاستعراض السابق لتطور كل من سعر الصرف ومعدل التضخم في الاقتصاد المصري، نلاحظ وبالأخص منذ تحرير قيمة الجنية المصري مقابل الدولار أن زيادة معدل التضخم مرتبط ارتباط وثيق بالزيادة في أسعار الصرف، وهو ما نلاحظه في أواخر أعوام ٢٠١٦ و٢٠١٧ حيث قارب معدل التضخم ٣٠% في عام واحد، وذلك ارتباطاً بسعر صرف الدولار الذي قارب ١٨جنية، لذلك تحاول هذه الورقة تقديم أدلة على مدي تأثير الصدمات غير المتماثلة لسعر الصرف على معدل التضخم، وأن النموذج المناسب لتلك الاختبارات سيكون نموذج NARDL.

## سادساً: النموذج القياسي:

### ١-الإطار النظري لمنهجية NARDL

قام (Shin, et al., 2014) بتطوير نموذج ARDL الذي كان يفترض أن العلاقة بين المتغيرات هي علاقة خطية، هذا الافتراض هو افتراض عشوائي ليس مبنياً

على حقائق أو أدلة تجريبية مقدماً نموذج NARDL أو أسلوب الانحدار الذاتي ذو الفجوات الموزعة غير الخطي، وذلك من خلال تطبيقه على العلاقة بين البطالة والناتج المحلي الإجمالي في كل من كندا والولايات المتحدة الأمريكية واليابان وذلك في الفترة بين عامي ١٩٨٢ إلى ٢٠٠٣، وقد توصلت نتيجة الدراسة إلى أن هناك أدلة قوية على عدم التماثل في الأجل الطويل بين البطالة والناتج ، وهو ما يوفر دليلاً علمياً وعملياً على أن البطالة أكثر استجابة للناتج في حالة الكساد عنها في حالة الرواج.

ومن هنا انطلقت الأدبيات الاقتصادية في إعادة تحليل العلاقات الاقتصادية وفقا لمبدأ عدم التماثل، ولتفسير هذا المبدأ سوف نفترض أن هناك سلسلتين متكاملتين من نفس الرتبة ولو يكن من الرتبة الأولى وهما $x_t$، $y_t$ ويمكن تفكيك عناصرها كما يلي:(السيد، ٢٠٢٠)

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^- \qquad (1)$$

حيث تعبر $x_t^+$ ، $x_t^-$ إلى المجموع الجزئي للتغيرات الموجبة والسالبة، أي أنها تأخذ الشكل التالي:

تعبر $x_t^+$ ، $x_t^-$ إلى المجموع الجزئي للتغيرات الموجبة والسالبة، أي أنها تأخذ الشكل التالي:

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^{t} Max\left(\Delta x_j, 0\right) \qquad (2)$$

$$x_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^{t} Min\left(\Delta x_j, 0\right) \qquad (3)$$

ومن ثم يمكن تقدير الانحدار طويل الأجل غير المتماثل من خلال إجراء الانحدار على السلاسل الزمنية وذلك بعد تقسيم التغيرات في المتغيرات الي تغيرات موجبة وتغيرات سالبة وبالتالي تكون شكل العلاقة كما يلي:

$$y_t = \beta_1^+ x_t^+ + \beta_2^- x_t^- + \varepsilon_t \qquad (4)$$

وفقا لهذا النموذج وهو حالة الانحدار غير المتماثل، فإن العلاقة طويلة الأجل بين $x_t$، $y_t$ تم وضعها في النموذج على أنها علاقة خطية متدرجة، ويتم تقسيم قيم $x_t$إلى تغيرات سالبة وتغيرات موجة فإذا كانت $\beta_1^+ \neq \beta_2^-$ فهذا يعني أن التأثير طويل الاجل للتغيرات السالبة للوحدة من $x_t$ يختلف في التأثير عن التغير الإيجابي للوحدة من $x_t$، ويمكن أن يكون الانحدار خطي متماثل فقط في حالة أن $\beta_1^+ = \beta_2^-$.

ونتيجة عدم التناظر في العلاقة طويلة الأجل وقصيرة الأجل، ظهر نموذج ARDL الذي تم طرحه من خلال (Pasaran, et al., 2001) وذلك لنمذجة العلاقات التي تظهر عدم التماثل في الأجلين القصير والطويل والذي يمكن إيضاحه وفقا للنموذج التالي:

$$y_t = \sum_{j=1}^{p} \propto_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \left(\beta_j^+ x_{t-j}^+ + \beta_j^- x_{t-j}^-\right) + \varepsilon_t \quad (5)$$

حيث أن:

$x_t$هو المتغير المستقل ويتم تقسيمه كما يلي:

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^- \quad (6)$$

$\propto$ معلمة الانحدار الذاتي.

$\beta_j^+$ ، $\beta_j^-$ معلمات الفجوات الموزعة غير المتماثلة

ومن ذلك يمكن اشتقاق نموذج تصحيح الخطأ وفقاً لـ (shin, et al., 2014) وهو ما يطلق علية NARDL (نموذج الانحدار الذاتي ذو الفجوات الموزعة غير الخطي)

$$\Delta y_t = C + \propto y_{t-1} + \beta^+ x^+_{t-1} + \beta^- x^-_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \left(\theta^+ x^+_{t-j} + \theta^- x^-_{t-j}\right) + \varepsilon_t \quad (7)$$

## ٣-النموذج القياسي المقترح:

تقوم الدراسة في هذا الإطار تقدير عدم التماثل في العلاقة بين معدل التضخم كمتغير تابع وبين سعر الصرف كمتغير مستقل، وذلك بالاعتماد على بيانات البنك المركزي المصري الشهرية من شهر يناير عام ٢٠١٦ إلى شهر ديسمبر عام ٢٠٢٠، وذلك باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذو الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL)، والذي يتميز بقدرته على التقدير لعلاقات التكامل المشترك وأيضاً عدم التماثل، فضلاً أنه يتيح استخدام متغيرات مختلفة الرتبة من حيث التكامل سواء من الدرجة الصفرية I(0)أو من الدرجة الأولى I(1)، ولكن الأهم أن لا تكون مستقرة عند الفرق الثاني I(2) وهو من أهم شروط استخدام (NARDL). (السيد، ٢٠٢٠)

وفقاً للنموذج الأساسي والمعادلة رقم ٤ يمكن توضيح علاقة التكامل المشترك غير المتماثل لمتغيرات النموذج وفقاً للمعادلة التالية:

$$\pi_t = \alpha^+ e_t^+ + \alpha^- e_t^- + \varepsilon_t \quad (8)$$

حيث أن:

$\pi_t$ معدل التضخم.

$e_t^+, e_t^-$التغيرات الموجبة والسالبة لسعر الصرف.

$\alpha^+, \alpha^-$ معلمات التغيرات الموجبة والسالبة.

ويتم قياس $e_t^+, e_t^-$ وفقا للمعادلات الأتية:

$$e_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta e_j^+ = \sum_{j=1}^{t} Max(\Delta e_j, 0) \quad (9)$$

$$e_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta e_j^- = \sum_{j=1}^{t} Min(\Delta e_j, 0) \quad (10)$$

وفقاً لذلك يمكن صياغة نموذج (NARDL) للعلاقة بين التضخم وسعر الصرف وفقاً للمعادلة الأتية:

$$\Delta\pi_t = C + \mu\,\pi_{t-1} + \alpha^+ e_{t-1}^+ + \alpha^- e_{t-1}^- + \sum_{p-1}^{} \lambda_j \Delta\pi_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \left(\sigma_j^+ \Delta e_{t-j}^+ + \sigma_j^- \Delta e_{t-j}^-\right) + \varepsilon_t \quad (11)$$

وسيتم تقدير النموذج السابق على ثلاث الخطوات كما يلي:

**أ- تقدير المعلمات طويلة الأجل وذلك من خلال المعلمات قصيرة الأجل كما يلي:**

$$L\,e^+ = \frac{\hat{\beta}^+}{\mu}$$

$$L\,e^- = \frac{\hat{\beta}^-}{\mu}$$

**ب- اختبار Wald Test**

يستخدم هذا الاختبار لاختبار التماثل طويل وقصير الأجل، حيث أن هدف الدراسة هو تحديد هل هناك تأثير غير متماثل- نقصد به بأن تأثير التغيرات الموجبة تختلف عن تأثير التغيرات السالبة - لسعر الصرف على التضخم، وسيتم ذلك وفقاً للاختبارات الأتية: (السيد، ٢٠٢٠)

- اختبار التماثل في الأجل القصير، ويتم ذلك من خلال اختبار هل $\left(\sigma_j^+ = \sigma_j^-\right)$، وذلك عن طريق اختبار Wald Test، فإذا تم رفض الفرض الخاص بالتماثل

قصير الأجل، فإن المعادلة (11) سوف توضع في شكل نموذج (NARDL) في الأجل الطويل في شكل المعادلة التالية:

$$\Delta\pi_t = C + \mu\,\pi_{t-1} + \alpha^{+}e^{+}_{t-1} + \alpha^{-}e^{-}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1}\lambda_j\Delta\pi_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1}\sigma_j\Delta e_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (12)$$

- في حين أن اختبار التماثل طويل الأجل، سيتم من خلال اختبار العلاقة $(\alpha^{+} = \alpha^{-})$، وذلك أيضا من خلال اختبار Wald test، فاذا تم رفض الفرض الخاص بالتماثل طويل الأجل، فإن المعادلة (11) ستوضع في شكل نموذج (NARDL) في الأجل القصير كما يلي:

$$\Delta\pi_t = C + \mu\,\pi_{t-1} + \alpha\,e_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1}\lambda_j\Delta\pi_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1}\left(\sigma_j^{+}\Delta e^{+}_{t-j} + \sigma_j^{-}\Delta e^{-}_{t-j}\right) + \varepsilon_t \qquad (13)$$

## ج- قياس المضاعفات الديناميكية:

توضح هذه المضاعفات مقدار التأثير في المتغير التابع وهو التضخم نتيجة تغير كل من $(e^{+}, e^{-})$ بمقدار وحدة واحدة ويمكن التعبير عن ذلك وفقاً للمعادلات الأتية:

$$e_h^{+} = \sum_{j=0}^{h}\frac{\delta\omega_{t+j}}{\delta e_t^{+}} \qquad (14) \qquad e_h^{-} = \sum_{j=0}^{h}\frac{\delta\omega_{t+j}}{\delta e_t^{-}} \qquad (15)$$

حيث أن:

$$h \to \infty\ then\quad e_h^{+} \to L\,e^{+}, \quad e_h^{-} \to L\,e^{-}$$

## ٣-تقدير النموذج القياسي:

سوف يتم تقدير النموذج القياسي وفقا للخطوات الأتية:

### أ- اختبار استقرار السلاسل الزمنية:

أن من اهم شروط نموذج ARDL وأيضاً (NARDL) ألا تكون إحدى المتغيرات مستقرة عند الفرق الثاني، أي أنها ليست متكاملة من الدرجة الثانية I(2)، لذلك سوف نقوم بإجراء اختبار (ADF) لاختبار جذر الوحدة وتحديد درجة التكامل. وهو ما يظهره الجدول التالي:

جدول (٣): اختبارات جذر الوحدة

| 1stdifference | | Level | | |
|---|---|---|---|---|
| Prob. | t-Statistic | Prob. | t-Statistic | |
| 0.0000 | -8.515 | 0.0002 | -4.811 | Inflation rate ($\pi$) |
| 0.223 | -2.158 | 0.0001 | -5.274 | Exchange rate (e) |

المصدر: من أعداد الباحثين بالاستعانة ببرنامج EViews 10

ونلاحظ من الجدول السابق استقرار كلا المتغيرين معدل التضخم وسعر الصرف عند مستوي level، وبذلك يتحقق شرط نموذج (ARDL) و(NARDL) بعدم وجود متغيرات متكاملة من الدرجة الثانية.

**ب-تقدير نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الموزعة المتباطئة غير الخطي (NARDL):**

بعد أثبات عدم وجود متغيرات متكاملة من الدرجة الثانية، وهو من شروط نموذج (NARDL)، لذلك يتسنى تطبيق نموذج (NARDL) وذلك من خلال الخطوات التالية:

- **اختبار التكامل المشترك باستخدام منهج الحدود (BoundsTest):**

فوفقاً للجدول التالي يتضح أن القيمة المحسوبة f-statistic أكبر من القيم الحرجة للحد الأدنى عند معظم مستويات المعنوية، وبالتالي نرفض الفرض العدم الذي يشير إلى وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات، هذا يعني وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل الصدمات الإيجابية والسالبة لسعر الصرف ومعدل التضخم.

جدول (٤): اختبار الحدود (Bounds Test)

F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

| Test Statistic | Value | Signif. | I(0) | I(1) |
|---|---|---|---|---|
| F-statistic | 9.222476 | 10% | 2.63 | 3.35 |
| k | 2 | 5% | 3.1 | 3.87 |
| | | 2.5% | 3.55 | 4.38 |
| | | 1% | 4.13 | 5 |

المصدر: من مخرجات برنامج EViews 10

- **تقدير الأثر قصير الأجل وطويل الأجل:**

❖ **تقدير الأثر في الأجل القصير**

**يتضح من الجدول التالي أن الصدمات الإيجابية لسعر الصرف ذات علاقة إيجابية وذو معنوية إحصائية مع معدل التضخم، وذلك عند عدم وجود فترات إبطاء وعند فترتين إبطاء، حيث عند تغير سعر الصرف بالزيادة بوحدة واحدة فإن معدل التضخم يرتفع بمقدار ٠,٤٧، وذلك عند مستوي معنوية ١%. ولكن عند وجود فترتين إبطا ينخفض التأثير في معدل التضخم فيكون ٠,٣٤ عند زيادة سعر الصرف بوحدة واحدة، ولكن تصبح هذه العلاقة غير معنوية عند وجود فترة إبطاء واحدة.**

**وعلى العكس تماماً فإن تأثير الصدمات السالبة لسعر الصرف على معدل التضخم غير معنوي بالأساس، أي لا يتأثر معدل التضخم بالانخفاضات التي تحدث في سعر الصرف. وهذا يوفر دليلاً تجريبياً بأن الأسعار تتأثر سريعاً بارتفاعات أسعار الصرف فحين أنها لا تستجيب تقريبا للانخفاضات.**

**الجدول (٥): تقدير الأثر في الأجل القصير**

ARDL Long Run Form and Bounds Test

Dependent Variable: D(INFLATION_RATE)

Selected Model: ARDL(1, 3, 0)

Case 2: Restricted Constant and No Trend

Date: 01/31/21 Time: 22:00

Sample: 2016M01 2020M12

Included observations: 56

Conditional Error Correction Regression

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 1.272956 | 0.564936 | 2.253275 | 0.0288 |
| INFLATION_RATE(-1)* | -0.801850 | 0.132893 | -6.033820 | 0.0000 |
| E_RATE_POS(-1) | -0.017115 | 0.065281 | -0.262182 | 0.7943 |
| E_RATE_NEG** | 0.142835 | 0.169694 | 0.841719 | 0.4040 |
| D(E_RATE_POS) | 0.475943 | 0.177154 | 2.686603 | 0.0098 |
| D(E_RATE_POS(-1)) | 0.031565 | 0.187166 | 0.168648 | 0.8668 |
| D(E_RATE_POS(-2)) | 0.344006 | 0.176230 | 1.952035 | 0.0567 |

**المصدر: من مخرجات برنامج EViews 10**

❖ **تقدير الأثر طويل الأجل:**

**يتضح من الجدول التالي أن العلاقة بين الصدمات الإيجابية والسالبة لسعر الصرف ومعدل التضخم علاقة غير معنوية عند أي مستوي من مستويات المعنوية. مما يدل على عدم تأثر معدل التضخم سواء بالصدمات الإيجابية أو السالبة وذلك في الأجل الطويل.**

**الجدول (٥): تقدير الأثر في الأجل الطويل**

Levels Equation
Case 2: Restricted Constant and No Trend

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| E_RATE_POS | -0.021345 | 0.081643 | -0.261441 | 0.7948 |
| E_RATE_NEG | 0.178132 | 0.206655 | 0.861978 | 0.3929 |
| C | 1.587523 | 0.657797 | 2.413395 | 0.0196 |

EC = INFLATION_RATE - (-0.0213*E_RATE_POS +
0.1781*E_RATE_NEG +
1.5875 )

**المصدر: من مخرجات برنامج EViews 10**

- **تقدير نموذج تصحيح الخطأ:**

**أن معامل تصحيح الخطأ (1−) ContEq يعني سرعة تصحيح الخطأ− أي سرعة عودة المتغيرات إلى حالة التوازن− حيث يجب أن يكون هذا المعامل سالباً ومعنوياً للكشف عن وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، حيث أظهرت نتائج نموذج الخطأ أن قيمة المعامل سالبة ومعنوية عند مستوي ١%، وهذا يعني أن الانحرافات والاختلالات في توازن معدل التضخم في الشهر السابق يتم تصحيحه في الشهر الحالي بنسبة ٨٠,١%، وهو ما يوضحه الجدول التالي.**

**الجدول (٦): تقدير نموذج تصحيح الخطأ**

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(INFLATION_RATE)
Selected Model: ARDL(1, 3, 0)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 01/31/21 Time: 21:58
Sample: 2016M01 2020M12
Included observations: 56

ECM Regression

Case 2: Restricted Constant and No Trend

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| D(E_RATE_POS) | 0.475943 | 0.159054 | 2.992343 | 0.0043 |
| D(E_RATE_POS(-1)) | 0.031565 | 0.176842 | 0.178493 | 0.8591 |
| D(E_RATE_POS(-2)) | 0.344006 | 0.162259 | 2.120104 | 0.0391 |
| CointEq(-1)* | -0.801850 | 0.128155 | -6.256874 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.476341 | Mean dependent var | 3.97E-17 |
| Adjusted R-squared | 0.446130 | S.D. dependent var | 1.526255 |
| S.E. of regression | 1.135876 | Akaike info criterion | 3.161435 |
| Sum squared resid | 67.09119 | Schwarz criterion | 3.306103 |
| Log likelihood | -84.52019 | Hannan-Quinn criter. | 3.217523 |
| Durbin-Watson stat | 1.890211 | | |

**المصدر: من مخرجات برنامج EViews 10**

- **اختبار Wald Test**

**وفقاً لهذا الاختبار يتم اختبار ما إذا كانت معلمات الصدمات الإيجابية مساوية لمعلمات الصدمات السالبة أم لا؟، أو بمعني أخر هل العلاقة بين معدل التضخم وسعر الصرف علاقة خطية أم غير خطية؟ فأظهرت النتائج وهو ما يوضحه الجدول التالي أن قيمة Prob=0.0659 أي أنها معنوية عند مستوي ١٠% مما يعني رفض الفرض العدمي الذي ينص على أن C(6)= C(3)، مما يعني أيضاً أن العلاقة بين معدل التضخم وسعر الصرف علاقة غير خطية.**

**الجدول (٧): اختبار Wald Test**

Wald Test:

Equation: NARDL09

| Test Statistic | Value | df | Probability |
|---|---|---|---|
| t-statistic | -1.881415 | 49 | 0.0659 |
| F-statistic | 3.539723 | (1, 49) | 0.0659 |
| Chi-square | 3.539723 | 1 | 0.0599 |

Null Hypothesis: C(3)=C(6)

Null Hypothesis Summary:

| Normalized Restriction (= 0) | Value | Std. Err. |
|---|---|---|
| C(3) - C(6) | -0.604329 | 0.321210 |

Restrictions are linear in coefficients.

**المصدر: من مخرجات برنامج EViews 10**

- **<u>تقدير المضاعفات الديناميكية لنموذج (NARDL):</u>**

**توضح المضاعفات الديناميكية مقدار التغير في المتغير التابع وهو هنا معدل التضخم نتيجة تغير كل من الصدمات الموجبة والسالبة بمقدار ١% عند كل مفردة من العينة، فيظهر الجدول التالي أن في شهر ديسمبر عام ٢٠١٩ على سبيل المثال مضاعف الصدمات الإيجابية =٠,٤٨ ما يعني أن زيادة سعر الصرف بـــ ١% يزيد من التضخم بمقدار ٠,٤٨%، في حين أن مضاعف الصدمات السالبة =٠,١٥، ما يعني أن خفض سعر الصرف بمقدار ١% يزيد من التضخم بمقدار ٠,١٥%، وبالمثل في بقية مفردات العينة.**

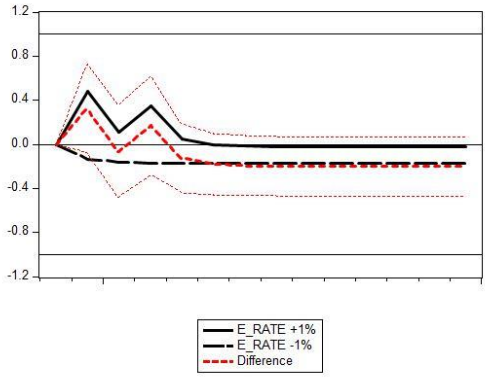
**وعند النظر على مضاعف عام ٢٠١٩ بالكامل نجد أن مضاعف الصدمات الإيجابية =٠,٢٤، في حين أن مضاعف الصدمات السالبة =-٠,٠٧، وهو ما يؤكد نتائج الدراسة بعدم تماثل الصدمات الإيجابية والسالبة لسعر الصرف على التضخم. وأن الصدمات الإيجابية لها تأثير أكبر بكثير على معدل التضخم من الصدمات السالبة، وهو ما تظهره أيضاً المضاعفات من الشهور الأولى في عام ٢٠٢٠ أيضاً، ويظهر ذلك في الجدول والشكل التاليين**

**الجدول (٨): المضاعفات الديناميكية لنموذج (NARDL)**

| البيان | ديسمبر ٢٠١٩ | عام ٢٠١٩ | يناير ٢٠٢٠ | فبراير ٢٠٢٠ | مارس ٢٠٢٠ |
|---|---|---|---|---|---|
| +ex 1% (مضاعف الصدمات الإيجابية) | ٠,٤٨ | ٠,٢٤ | ٠,١١ | ٠,٣٤ | ٠,٠٥ |
| -ex 1% (مضاعف الصدمات السالبة) | ٠,١٥ | ٠,٠٧- | ٠,١٦- | ٠,١٧- | ٠,١٧- |

**المصدر: من أعداد الباحثين بالاستعانة ببرنامج EViews 10.**

الشكل (١): المضاعفات الديناميكية لنموذج (NARDL)



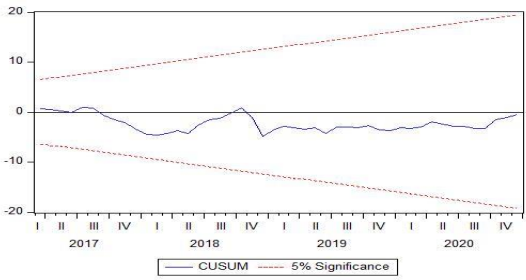

المصدر: من مخرجات برنامج EViews 10

- **اختبار استقرار النموذج:**

لكي نتأكد من استقرار بيانات النموذج وخلوها من أي تغيرات هيكلية فيها، سنستخدم أحدي الاختبارات المناسبة لذلك وهو اختبار المجموع التراكمي للبواقي الراجعة (CUSUM)، حيث يعتبر هذا الاختبار هام لأثبات وجود تغيرات هيكلية في البيانات أم لا، وأيضا مدي استقرار المعلمات طويلة الأجل مع المعلمات قصيرة الأجل.

ويتحقق الاستقرار الهيكلي للمعلمات المقدرة لصيغة تصحيح الخطأ لنموذج NARDL إذا وقع الشكل البياني لاختبار CUSUM داخل الحدود الحرجة عند مستوي معنوية ٥%، وهو ما حدث في هذا النموذج ويوضحه الشكل التالي، مما يعني أن المعلمات مستقرة طول فترة الدراسة.

الشكل (٢): اختبار CUSUM




المصدر: من مخرجات برنامج EViews 10

**سابعاً: نتائج الدراسة:**

١- قبول الفرض الأول وتحقيق الهدف الأول للدراسة، حيث أثبتت الدراسة أن العلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم علاقة غير خطية، مما يعني وجود تأثير غير متماثل للصدمات الإيجابية والسالبة لسعر الصرف على التضخم، وذلك وفقا لنتائج اختبار Wald test.

٢- قبول الفرض الثاني وتحقيق الهدف الثاني للدراسة، حيث أثبتت الدراسة بأن الصدمات الإيجابية لسعر الصرف لها تأثير أكبر من الصدمات السالبة على معدل التضخم، فوفقاً للنتائج القياسية فإن الصدمات الإيجابية لسعر الصرف في الأجل القصير ذو تأثير إيجابي على معدل التضخم ومعنوي وذلك بمعلمة قدرها ٠,٤٧، في حين أن الصدمات السالبة تأثيرها غير معنوي على معدل التضخم عند جميع مستويات المعنوية، مما يعني أن الصدمات الإيجابية فقط هي التي تؤثر في معدل التضخم، وبمعني أخر فإن معدل التضخم يرتفع فقط مع ارتفاع سعر الصرف، بينما عند انخفاض سعر الصرف لا يتأثر معدل التضخم.

**ثامناً: توصيات الدراسة:**

١- إجراء المزيد من الدراسات على الدول النامية والمتقدمة لمعرفة هل تستمر العلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم غير خطية أم خطية مع اختلاف الوضع الاقتصادي للدولة.

٢- إجراء المزيد من الدراسات بين الدول المختلفة للتأكد من هل هناك تأثير متماثل للصدمات الإيجابية والسالبة لسعر الصرف على التضخم عند اختلاف ظروف الدولة من منخفضة الدخل إلى متوسطة الدخل أو مرتفعة الدخل.

٣- المزيد من الدراسات في الدول المختلفة مع فترات زمنية طويلة للتأكد من أن معدل التضخم في الأجل القصير يتأثر فقط بالصدمات الإيجابية لسعر الصرف، في حين أنه لا يتأثر بالصدمات السالبة لسعر الصرف.

٤- هناك حاجة الى المزيد من الدراسات للتأكد من هل معدل التضخم في الأجل الطويل يتأثر بالصدمات سواء الإيجابية أو السالبة لسعر الصرف، أم أن التأثير ينصب فقط على الأجل القصير.

٥- هناك حاجة الى المزيد من الدراسات للتأكد من أن التأثير لتغير الصدمات الإيجابية على معدل التضخم أكبر من تأثير تغير الصدمات السالبة على معدل التضخم، وهل يختلف التأثير باختلاف وضع الدولة الاقتصادي، وهل هي دولة غنية أم فقيرة بمعنى أن يصبح التأثير لتغير الصدمات السالبة على معدل التضخم أكبر من تأثير تغير الصدمات الموجبة على معدل التضخم.

## قائمة المراجع:

## أولا: المراجع العربية:


- الهيتى، أحمد حسين على، المشهدانى، خالد حماد، (٢٠١٠)، "أثر تقلبات أسعار الصرف في معدلات التضخم في الاقتصاد الأردني والتركي"، مجلة جامعة الأنبار للعلوم الاقتصادية والإدارية، جامعة الأنبار – كلية الإدارة والاقتصاد، ص١-٢٩.
- المصري، إبراهيم، (٢٠٠٧)، الاقتصاد المصري في ثلاثين عام، المكتبة الأكاديمية، القاهرة.
- عبد ربه، نشوى محمد، الجزار، فاروق فتحي، (٢٠١٩)، "العلاقة بين التنمية السياحية وسعر الصرف والنمو الاقتصادي دراسة تطبيقية على الاقتصاد المصري باستخدام نموذج الانحدار الذاتي (VAR)، المجلة العلمية للبحوث التجارية، كلية التجارة، جامعة المنوفية، العدد الأول يناير، ص ص١١٥-١٤٣.
- عبد الله، مصطفى محمد، (٢٠١٦)، "أثر تقلبات سعر الصرف على التضخم: دراسة تجريبية لحالة السودان، مجلة المصرفي، بنك السودان المركزي.
- الشمرى، مايح شبيب؛ الطائى، على عمران حسين، (٢٠١٤)، "تحليل عوامل انتقال أثر سعر الصرف على المستوى العام للأسعار باستخدام نموذج السببية في العراق للمدة ١٩٩٠-٢٠١١"، مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والإدارية، جامعة الكوفة – كلية الإدارة والاقتصاد، المجلد (٣١)، ص٤٠ – ٥٥.
- السيد، مصطفى حسني. (٢٠٢٠). أثر الصدمات النقدية غير المتماثلة على معدل التضخم في مصر باستخدام منهجية NARDL خلال الفترة ١٩٦١ – ٢٠١٨ .مجلة جامعة الإسكندرية للعلوم الإدارية , 57(2), 92-124. doi: 10.21608/acj.2020.93534
- سلامى، أحمد، (٢٠١٥)، "اختبار علاقة التكامل المشترك بين سعر الصرف ومعدلات التضخم في الجزائر: دراسة تطبيقية للفترة (١٩٧٠ – ٢٠١٤)"، مجلة أداؤ المؤسسات الجزائرية، جامعة قاصدي مرباح، العدد (٧)، ص٢٧-٤٢.
- زناقى، سيد أحمد؛ حسناوى، مريم، (٢٠١٨)، "انعكاس سعر الصرف على التضخم في الاقتصاديات الناشئة"، مجلة اقتصاديات المال والأعمال، المركز الجامعي عبد الحفيظ بوالصوف ميلة – معهد العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، العدد (٧)، ص٢١٧-٢٣٩.
- الخربوطلى، ماجد محمد يسرى، (٢٠١٩)، "ممرات السياسة النقدية واستهداف التضخم"، المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة، كلية التجارة – جامعة عين شمس، ص٦٢٨-٥٧٩.
- حمريط، محسن، (٢٠١٦)، "دراسة العلاقة السببية قصيرة الأجل بين التضخم ومستويات سعر الصرف الأسمى الفعال في الجزائر من خلال نموذج أشعة الانحدار الذاتي"، مجلة الحقوق والعلوم الإنسانية، جامعة زيان والعلوم الإنسانية، ص١٠٤-١١٨.
- جبورى، محمد؛ بركة، محمد، (٢٠١٤)، "تأثير طبيعة نظام سعر الصرف على التضخم: تحليل العلاقة باستخدام بيانات بانل (Panel Data)"، مجلة أداء المؤسسات الجزائرية، جامعة قاصدى مرباح، العدد (٦)، ص٢٥-٣٧.
- البنك المركزي المصري، تقرير السياسة النقدية، مارس٢٠٢٠.
- البنك المركزي المصري، التقرير السنوي، أعداد مختلفة.

- بن ناصر، آمال؛ المنصوري، عبد الله، (٢٠١٦)، "أثر انعكاس تقلبات سعر الصرف علـى معـدلات التضخم: دراسة حالة"، جامعة عمار تليجى بالأغواط، الجزائر.
- بن على، عبد المؤمن؛ لبزة، هشام، (٢٠١٩)، "الأثر المتبادل بين سعر الصرف ومعدلات التضخم في الاقتصاد الجزائري: دراسة قياسية للفترة ١٩٩٠ – ٢٠١٦، مجلة التنمية الاقتصادية، جامعة الشـهيد حمه لخضر الوادي، المجلد (٤)، العدد (٧)، ص١-١٦.

## ثانيا: المراجع الأجنبية:

- Ahmed, E and S. A. ALI (1999), "Relationship Between Exchange Rate and Inflation", Pakistan Economic and Social Review, Department of Economics, University of the Punjab, Vol.39, No.2, pp. 139-154.
- Edward. F. B, M. Airaudo, F. Zanna, (2018), "Inflation targeting and exchange rate management in less developed countries", Journal of International Money and Finance.
- Ghosh,A. (2014), "How do openness and exchange-rate regimes affect inflation?", International Review of Economics and Finance, 34, pp. 190-202.
- Ha,J. , M. M. Stocker, H. Yilmazkuday, (2020), "Inflation and Exchange rate pass-through", Journal of International Money and Finance, Department of Economics, Florida International University, Miami, FL33199, USA.
- Monem,H.A(2011) , "inflation dynamics the caseof egypt" ,Arab Monetary Fund.
- Josifidis,K. , J-P. Allegret and E. B. Pucar (2011), "Inflation Targeting and Exchange Rate Regimes in Serbia and Selected Transition Economies", Eastern European Economics, Taylor & Francis, Ltd. Vol.49, No.4, pp. 88-105.
- Kara,H. and F. Ogunc (2008), "Inflation Targeting and Exchange Rate Pass-Through: The Turkish Experience", Emerging Markets Finance & Trade, Vol.44, No.6, Special Issue on Inflation Targeting Around the Globe: The Experience of Advanced and Emerging Market Economics, pp. 52-66.
- Lee,S. , Y. M. Kim (2019), "Inflation expectation, monetary Policy credibility, and exchange rates", Finance Research Letters, School of Statistics, University of International Business and Economics, Beijing, China.
- Michael. G. A, P. Pourpourides, (2016), "Inflation announcements and asymmetric exchange rate responses", Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, Cardiff Business School, Cardiff University, Cardiff, F10 3EU, UK.

- Miguel. A. K, (1994), "Exchange Rate Policy, The Real Exchange Rate, and Inflation: Lessons from Latin America", Cuadernos de Economia, Instituto de Economia, Pontificia Universidad Catolica de Chile, Ano 31, No.93, pp. 229-249.
- Nasir,M.A. , T. L. Huynh, X. Vinh, (2020), "Exchange rate pass-through & Management of Inflation expectations in a small open inflation targeting economy", International Review of Economics and Finance, Leed Beckett University, UK.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. (2001). 'Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships." Journal of Applied Econometrics, Vol. 16, pp. 289–326.
- Pham,T.A.T., T. T. Nguyen, M. A. Nasir, T. L. D. Huynh, (2020), "Exchange rate pass-through: A comparative analysis of inflation targeting & non-targeting ASEAN-5 countries", The Quarterly Review of Economics and Finance.
- Phuc,N.T., N. D. Tho., J. T. Su and T. Singh (2014), "Shifts in Exchange Rate Regimes and Inflation Prsistence in Vietnam, 1992-2010, Journal of Southeast Asian Economies, ISEAS – Yusof Ishak Institute, Vol.31, No.2, Country Focus on "Integrating Mayanmar into the Global Economy", pp. 256-275.
- Pourroy,M (2012), "Does exchange rate control improve inflation targeting in emerging economies?, Economics Letters.
- Shin, Y., Yu, B. and Greenwood-Nimmo, M. (2014). 'Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in an ARDL Framework', in W. C. Horrace and R. C. Sickles (eds), Festschrift in Honor of Peter Schmidt, New York, Springer Science & Business Media, pp 281–314.
- World development indicators (wdi), global development finance, world bank,2020.
- Wu,J-W. J-L. Wu (2018), "Does a flexible exchange rate regime increase inflation persistence?", Journal of International Money and Finance", Department of Economics, National Chung Cheng University, Taiwan.
- Yamada,H (2013), "Does the exchange rate regime make a difference in inflation performance in developing and emerging countries?: The role of inflation targeting", Journal of International Money and Finance, pp. 968-989.