مجلة جامعة الإسكندرية للعلوم الإدارية©
المجلد (57) – العدد الثاني – إبريل 2020

أثر الصدمات النقدية غير المتماثلة على معدل التضخم في مصر بإستخدام منهجية NARDL خلال الفترة (1961-2018)[1]

د. مصطفى حسني السيد2
المعهد العالي للإدارة وتكنولوجيا المعلومات بكفر الشيخ

ملخص البحث

يقدم البحث إسهام تطبيقي متواضع حول التأثير غير المتماثل لصدمات العرض النقدي على معدل التضخم, حيث تم إستخدام نموذج الإنحدار الذاتي ذو الفجوات الموزعة غير الخطي (**NARDL**) من خلال دراسة بيانات سنوية لمصر لفترة تقدير تمتد من 1961 إلى 2018، إذ تسمح هذه المنهجية بإختبارات تجريبية لإستجابة التضخم للصدمات غير المتماثلة - الصدمات الإيجابية او السلبية- قصيرة وطويلة الأجل في نمو العرض النقدي، وتكشف النتائج أن التضخم يستجيب بشكل غير متماثل للصدمات النقدية على المديين الطويل والقصير، حيث يستجيب التضخم للصدمات الموجبة بشكل أسرع -بفترة إبطاء واحدة- وأكبر -ب 7% تقريباً- من إستجابته للصدمات السالبة. كما يوضح إختبار السببية غير المتماثل المقترح بواسطة (Hatemi-J, et al., 2015) إلى أن السببية تسير من إتجاه الصدمات النقدية إلى معدل التضخم.

الكلمات المفتاحية: الإنحدار الذاتي ذو الفجوات الموزعة غير الخطي, التأثير غير المتماثل، نمو النقود، التضخم

1- مقدمة

يشير كل من (Benati, 2009; Haug and Dewald, 2012) أنه على الرغم من الجدل المثار حول العلاقة الدقيقة التي تربط نمو العرض النقدي بالتضخم في الأجل القصير، إلا أن ارتباط التضخم بالنمو في العرض النقدي هو أمر لاجدل فيه في الأجل الطويل، وبالتالي يشير كل من (Cooray and Khraief, 2019) إلى أن هذا الاختلاف قد يرجع إلى عدم القدرة على الصياغة الدقيقة لنظرية قصيرة الأجل لكمية النقود بسبب التأثير غير المتماثل للتغيرات في معدل نمو النقود على معدل التضخم -يقصد بعدم تماثل التأثير Asymmetric Effect أن تأثير التغير الموجب في أحد المتغيرات الإقتصادية يختلف في قيمته المطلقة عن تأثير التغير السالب-, وبالتالي قد يختلف التأثير المطلق للزيادة في معدل نمو عرض النقود على معدل التضخم عن التأثير المطلق للإنخفاض.

ويشير (Morgan, 1993) إلى أن فكرة عدم تماثل التأثير ظهرت أول ما ظهرت أثناء فترة الكساد العظيم في الفترة من 1929-1933, حينما وُجد أن السياسة النقدية التوسعية لم يكن لها تأثير كبير خلال فترة

[1] تم تقديم البحث في 2020/4/13، وتم قبوله للنشر في 2020/5/12.
[2] مدرس الإقتصاد بالمعهد العالي للإدارة وتكنولوجيا المعلومات بكفر الشيخ (mostafahosny2003@yahoo.com)

الركود مثل الذي تحدثه في فترة الرواج، والذي قد يرجع إلى عدم مرونة الأسعار وجمود الأجور وفقدان الثقة التي تحدث في فترة الركود. وقد وجد كل من (Amisano and Colavecchioz, 2013) أن إستجابة المستوى العام الأسعار لمختلف المتغيرات الإقتصادية الكلية هي إستجابة غير متماثلة، فيختلف المقدار المطلق للإستجابة في حالة التغيرات الموجبة في المتغير المستقل عن المقدار المطلق للإستجابة في حالة التغيرات السالبة، وقد يكون أبلغ مثال على ذلك هو الأجور ومرونتها في حالة إرتفاع المستوى العام الأسعار، وإنعدام مرونتها بسبب مقاومة نقابات العمال او العمال أنفسهم لخفض الأجور في حالات تراجع المستوى العام الأسعار، او حتى المستوى العام الأسعار ومرونتها المختلفة في الأوضاع المختلفة لعدة أسباب منها على سبيل المثال لا الحصر جمود الأجور، المنافسة غير الكاملة، وضع دوال التكاليف، تدخل السلطات.

وعلى الرغم من العدد الكبير للدراسات التي تناولت العلاقة بين نمو العرض النقدي ومعدل التضخم إلا أن القليل منها قد تناول الإستجابة غير المتماثلة asymmetric adjustment للتضخم لطبيعة التغير في نمو العرض النقدي, على سبيل المثال لا الحصر دراسات كل من (Haug and Dewald, 2012; Cooray and Khraief, 2019; Amisano and Colavecchioz, 2013) ، وبناءً على ذلك فإن الغرض من هذا البحث هو القيام بدراسة تطبيقية للإستجابة غير المتماثلة asymmetric response في معدل التضخم -معبر عنه بالفرق بين معدل التضخم الحالي عن المتوسط الحسابي لمعدل التضخم خلال فترة الدراسة-للتغيرات الموجبة والسالبة لصدمات العرض النقدي M2 -معبر عنها بالفرق بين معدل نمو العرض النقدي الحالي عن المتوسط الحسابي لمعدل نمو العرض النقدي خلال فترة الدراسة- وذلك بإستخدام نموذج الإنحدار الذاتي غير الخطي ذي الفجوة الموزعة (Nonlinear Auto-Regressive Distributed Lag Model (NARDL) المطور بواسطة (Shin, et al., 2014).

فقد يكون التأثير غير المتماثل للتغير في عرض النقود له اثر كبير على الرفاهية الإقتصادية وعلى رسم السياسات الإقتصادية، ففي حالة ما إذا ثبت إستجابة معدل التضخم للتغيرات الموجبة في معدل نمو عرض النقود بشكل أسرع وأكبر من التغيرات السالبة، فإن تكلفة المعيشة سوف تستجيب بشكل أسرع وأقوى للسياسة النقدية التوسعية عن ماهي عليه حال السياسة النقدية الإنكماشية، كما أن تلك الإستجابة غير المتماثلة للصدمات النقدية سوف يكون لها بعض الإنعكاسات على التجارة الدولية ودرجة تنافسية الصادرات، وبالتالي فإن فهم الإستجابة غير المتماثلة للسياسة النقدية التوسعية والإنكماشية قد يكون عنصراً مهماً لصياغة سياسة نقدية فعالة.

2- مشكلة الدراسة

يشير (Svensson, 2003) إلى أن العلاقة بين نمو العرض النقدي ومعدل التضخم تتوقف على طبيعة النظام النقدي الذي تتبعه الدولة محل الدراسة، فليس من السهل تحديد إتجاه سببية العلاقة الدقيق بين المتغيرين، حيث أن العرض النقدي والتضخم كلاهما متغيرات داخلية Endogenous variable في النماذج الإقتصادية. فقد يؤدي إرتفاع العرض النقدي إلى الأثر المعتاد في إرتفاع الأسعار لاسيما في حالة وصول

الإقتصاد لمستوى التوظف الكامل بفعل إرتفاع الطلب الكلي في الإقتصاد. أيضاً ممكن أن يحدث العكس، فعند إرتفاع التكاليف نتيجة بعض الصدمات الخارجية كإرتفاع اسعار النفط او إرتفاع اسعار بعض الواردات الاساسية سوف يرتفع بالتبعية معدل التضخم المحلي، وهو ماقد يدفع السلطة النقدية إلى زيادة العرض النقدي للحفاظ على مستوى التشغيل والحول دون حدوث ركود.

وهكذا تتمثل مشكلة البحث في تحديد طبيعة العلاقة وإتجاه السببية بين معدل التضخم والصدمات المختلفة في العرض النقدي في الإقتصاد المصري في الفترة محل الدراسة، والتي يمكن صياغتها في السؤالين التاليين:

- هل يستجيب معدل التضخم بشكل متماثل للصدمات المختلفة في نمو العرض النقدي.
- ما هو إتجاه السببية بين نمو العرض النقدي ومعدل التضخم في الفترة محل الدراسة.

3- فروض الدراسة

يسعى البحث إلى التحقق من صحة الفروض التالية:

- يستجيب معدل التضخم معبر عنه بالفرق بين معدل التضخم الحالي عن المتوسط الحسابي لمعدل التضخم خلال فترة الدراسة في مصر في الفترة محل الدراسة بشكل غير متماثل للصدمات في العرض النقدي M2 -معبر عنها بالفرق بين معدل نمو العرض النقدي الحالي عن المتوسط الحسابي لمعدل نمو العرض النقدي خلال فترة الدراسة.
- ان سببية العلاقة غير المتماثلة إن وجدت تشير إلى التأثير المتبادل بين النمو في العرض النقدي ومعدل التضخم وذلك وفقا لإسلوب إختبار السببية الذي اتبعه (Hatemi-J, et al., 2015).

4- هدف الدراسة

يتمثل الهدف الرئيسي للبحث في التقصي عن وجود أثر غير متماثل asymmetric effect لصدمات العرض النقدي في التضخم، وسوف يسعى الباحث لتحقيق ذلك من خلال تحديد ما إذا كان تأثير الصدمات الموجبة للمعروض النقدي لها نفس معامل التأثير للصدمات السالبة كما إفترضت معظم النماذج التقليدية التي تربط العلاقة بين المتغيرين، ام يختلف معامل التأثير لكل نوع من الصدمات.

5- اهمية الدراسة

تنبع اهمية البحث من ضرورة معرفة الألية التي يؤثر من خلالها تغير العرض النقدي بالنقص أو بالزيادة في معدل التضخم، فلمعرفة تلك الألية أو حتى الإحاطة ببعض جوانبها أثر كبير على الرفاهية الإقتصادية وعلى القدرة على رسم السياسات الإقتصادية الملائمة، ففي حالة الإستجابة غير المتماثلة لمعدل التضخم للتغيرات المختلفة في العرض النقدي، فإن بعض المتغيرات الإقتصادية سوف تستجيب بشكل أسرع وأقوى للسياسة النقدية التوسعية عن ماهي عليه حال السياسة النقدية الإنكماشية، وبالتالي فإن فهم الإستجابة غير المتماثلة للسياسة النقدية التوسعية والإنكماشية قد يكون عنصراً مهماً لصياغة سياسة نقدية فعالة.

6- حدود الدراسة

- **الحدود النظرية:** يتمثل الهدف الرئيسي للبحث في التقصي عن وجود أثر غير متماثل asymmetric effect لصدمات العرض النقدي في التضخم فقط، فالبحث لا يهدف بأي حال إلى تقدير شكل وهيكل العلاقة بين العرض النقدي والتضخم، او تفسير وتحليل مفهوم وانواع الصدمات النقدية، او تفسير وتحليل محددات التضخم، وبالتالي سوف يقتصر النموذج على المتغيرات الأساسية سالفة الذكر.
- **الحدود المكانية**: يهتم البحث بدراسة الإقتصاد المصري.
- **الحدود الزمنية:** تمتد فترة التحليل من العام 1961 وحتى العام 2018.

7- منهج الدراسة

- يعتمد البحث على المنهج الإستنباطى الاستقرائى، حيث يقوم البحث على عدة خطوات تتمثل فى الأتي:
- مراجعة الادب الإقتصادي.
- إستنباط النموذج المقترح.
- التحقق من إستقرار المتغيرات محل الدراسة.
- إستخدام إسلوب الإنحدار الذاتي ذو الفجوة الموزعة غير الخطي Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Model والتحقق من الإختبارات الخاصة به.
- كذلك إستخدام إسلوب إختبار السببية غير المتماثلة وفقا للإسلوب الذي اتبعه (Hatemi-J, et al., 2015).
- إختبار النتائج وفقاً لمعايير النظرية الإقتصادية والإحصائية.

8- مصادر البيانات

يستخدم البحث البيانات التي يتيحها البنك الدولي في قاعدة بياناته عن الإقتصاد المصري في الفترة من العام1961 وحتى العام 2018 للتطبيق على النموذج التطبيقي، وقد تم إستخدام المعروض النقدي الأسمي بالمفهوم الواسع M2 ومعدل التضخم -معبراً عنه بالتغير النسبي في الرقم القياسي لأسعار المستهلكين consumer price index.

9- الدراسات السابقة

يقر كل من (Cooray and Khraief, 2019) بإعتقاد النقديون أن التضخم هو دائماً وفي كل مكان ظاهرة نقدية, ومن ثم كان هناك قدر كبير من الدراسات التطبيقية التي تدعم تلك القاعدة بدايةً من دراسة كل من (Friedman and Shwartz, 2008) التي وضعت لبنتها الأولى سنة 1963 ووجدت أن إنكماش العرض النقدي كان من الأسباب الرئيسية للكساد العظيم الذي استمر من العام 1929 وحتى العام 1933 وبالتالي إكتسبت النظرية النقدية الدعم بين كثير من علماء الإقتصاد والسياسيين.

من هذا المنطلق إعتمدت السياسة النقدية في معظم البلدان الرأسمالية بشكل كبير على فكر النقديين لاسيما في الولايات المتحدة والمملكة المتحدة في فترة السبعينيات والثمانينيات من القرن المنصرم، حيث كان الهدف الوسيط للسياسة النقدية هو ضبط حجم العرض النقدي في الإقتصاد ليكون التضخم هو الهدف النهائي لهذه السياسة، وقد دعم هذا النهج العديد من الدراسات التطبيقية التي أثبتت قوة العلاقة بين العرض النقدي ومعدل التضخم، فقد إستخدم (Benati, 2009) طريقة التحليل الطبقي spectral analysis ليثبت أنه في الأجل الطويل كانت العلاقة بين نمو العرض النقدي ومعدل التضخم متكافئة في كل من الولايات المتحدة والمملكة المتحدة على مدار قرنين من الزمان. كذلك وجد (Crowder, 1998) أن المتجة الزمني طويل الأجل للرقم القياسي لأسعار المستهلك consumer price index يرتبط بقوة بالمتجه الزمني لنمو القاعدة النقدية monetary base.

أيضاً اختبر كل من (De Grauwe and Polan, 2005) نظرية كمية النقود لعينة من 160 دولة على مدى ثلاثة عقود بإستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية OLS، وقد وجد الباحثان أن هناك علاقة إيجابية قوية بين نمو العرض النقدي ومعدل التضخم في الدول ذات معدل التضخم المرتفع، وتضعف هذه العلاقة في الدول ذات معدل التضخم المنخفض مما يرجح أن العلاقة بين المتغيرين هي علاقة غير متناسبة او غير خطية.

وفي الدراسة التي أجراها (Blavy, 2004) على بيانات الإقتصاد الغيني بإستخدام نموذج التكامل المشترك وآلية تصحيح الخطأ Co-Integration And Error-Correction Methodology وجد أن هناك تكامل مشترك طويل الأجل بين السلسلتين. كما درس كل من (Haug and Dewald, 2012) سلسلة زمنية تمتد من 1880 وحتى 2001 لعدد 11 دولة متقدمة، ووجد الباحثان أن التغير في نمو العرض النقدي لايفسر بالضرورة الدورات التجارية التي تعرضت لها تلك البلدان، إلا أنهم وجدوا أيضاً أن نمو العرض النقدي يؤثر في المستوى العام العام الأسعار وبالتالي في معدل التضخم ولا يكون له تأثير معنوي على معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

وقام كل من (Ball and Mankiw, 1994) بأعداد نموذج يدرس تكلفة قائمة الأسعار menu costs والتي تشير إلى أحد تكاليف معدل التضخم وتتمثل في أن الشركات تضطر إلى اعادة طباعة قائمة الأسعار مع كل إرتفاع في الأسعار وبالتالي تتحمل تكاليف اضافية, وقد وجد الباحثان أدلة على عدم تماثل تأثير الصدمات النقدية المختلفة حيث اثرت الصدمات الموجبة بشكل اكبر في المطلق من الصدمات السالبة, وقام (Senda, 2001) بإستخدام النموذج الذي اعده (Ball and Mankiw, 1994) في دراسة العلاقة بين إتجاهات معدل التضخم ودرجة عدم التماثل في تأثير الصدمات النقدية ولم يجد مايثبت وجود علاقة منتظمة بين المتغيرين، إلا أنه لاحظ أن درجة عدم تماثل التأثير للصدمات النقدية يرتفع في الدول التي تتميز بتقلبات كبيرة في معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي.

كذلك وجد (Weise, 1999) أن الصدمات النقدية يكون تأثيرها على معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي اقوى من تأثيرها على المستوى العام الأسعار في الأحوال التي يكون فيها معدل نمو الناتج المحلي عند مستويات متدنية، وقد وجد أيضاً أن الصدمات الموجبة والسالبة لها تأثير متماثل في القيمة المطلقة، كذلك

وجد كل من (Karras and Stokes, 1999) أن الصدمات النقدية المختلفة لها تـأثير متماثـل عـلى حجـم الناتج المحلي الإجمالي، لكنها لها تأثير غير متماثل على المستوى العام للأسعار.

وفي الاونة الاخيرة قـام كـل مـن (Amisano and Fagan, 2013) بإسـتخدام تحويـل مـاركوف Markov Switching Model وبالتطبيق على بيانات منطقة اليورو والولايات المتحدة والمملكة المتحدة، وقد وجـد الباحثان أن نمو العرض النقدي يلعب دوراً مهماً في تفسير صدمات الأسعار. أيضاً قام كل مـن (El-Shagi and Giesen, 2013) بإستخدام نمـوذج متعـدد المتغـيرات يتضـمن مسـاحة الدولـة لدراسـة اثـر العـرض النقدي على الأسعار في الولايات المتحدة وقد وجدوا تأثير قوي لنمو العرض النقدي على الأسعار.

وقد اختبر (Canova and Ferroni, 2010) العلاقة بين السياسة النقدية و التضخم في الولايـات المتحـدة بإسـتخدام نمـوذج هـيكلي Structural Model and Bayesian Estimation وقـد وجـد الباحثـان أن صدمات السياسة النقدية يمكنها تفسير التقلبـات في معـدل التضـخم، إلا أن فعاليـة السياسـة النقديـة في مكافحة التضخم قد انخفضت مع الزمن، وهي نفس النتائج التي توصـل إليهـا كـل مـن (Canova and Menz, 2012) في الإقتصاد الياباني.

كذلك قام كل من (Amisano and Colavecchio, 2013) بدراسة العلاقة غـير الخطيـة لتـأثير التغـير في العرض النقدي في التضخم بإستخدام تحويل ماركوف للولايات المتحدة والمملكة المتحدة ومنطقـة اليـورو واليابان في الفترة من 1960 وحتى 2012، وقد وجدا أدلة على وجـود علاقـة غـير خطيـة بـين نمـو العـرض النقدي والتضخم تختلف بإختلاف النظم النقدية، وقد وجدا أيضاً أن العلاقة بين المتغيرين كانت قويـة في فترات التضخم المرتفع في السبعينيات والثمانينيات من القرن الماضي، وكانت ضعيفة دون ذلك.

كذلك قام (Reynard, 2012) بدراسة العلاقة بين نمو العرض النقدي والتضخم في الأوقات العادية وأوقات الأزمات المالية, وقد وجدوا أن العلاقة بين المتغيرين مستقرة في الأوقات العادية وأيضاً في أوقات الأزمـات, اي أن الأزمات المالية لا تؤثر في هيكـل العلاقـة بـين المتغـيرين, وأن إسـتجابة وحساسـية معـدل التضـخم للتغيرات في العرض النقدي لا تتغير في أوقات الأزمات عن ماهي عليه في الأوقات العادية.

وقد قام كل من (Apergis and Cooray, 2015) بدراسة سعر الفائدة بإستخدام نموذج الإنحـدار الـذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL) بالتطبيق على بيانات الولايـات المتحـدة والمملكـة المتحـدة واستراليا, وقد وجد الباحثان أن هناك تأثير غير متماثل asymmetric effect بين سعر خصم البنك المركزي وسعر الفائدة في البنوك التجارية في الإقتصاد الاسترالي فقط في الفترات التي تتبع فترات الأزمات المالية، ولم يجد الباحثان تأثير غير متماثل بين المتغيرين في باقي الإقتصاديات.

والخلاصة كما يشير كل من (Teles and Uhlig, 2013) أن هناك عدد غير محدود من الدراسات تشير إلى أن المجاميع النقدية تحتوي على معلومات هامة للتنبؤ بـالتغيرات في معـدل التضـخم, وأن نظريـة كميـة النقود كانت ومازالت تلعب دوراً مهماً في رسم السياسة الإقتصادية، ومع ذلـك وكـما سـبق الأيضـاً فـإن اللاخطية nonlinearity او عدم تماثل التأثير asymmetric effect الخـاص بـالتغيرات النقديـة في معـدل التضخم له وقع هام في رسم السياسة الإقتصادية كما أن له أثر ملموس على الرفاهيـة الإقتصـادية، وأيضـاً

يمكن للأزمات المالية في بعض الأحيان أن تغير في هيكل العلاقة بين النمو في العرض النقدي ومعدل التضخم، وعلى الرغم من أن هناك العديد من الدراسات التي تتناول اللاخطية بين نمو العرض النقدي ومعدل التضخم، إلا أن اللاخطية وعدم التماثل في التأثير بين المتغيرين التي تعقب الأزمات المالية هو أمر غير معلوم على وجه الدقة.

وعلى الرغم من تعدد الدراسات السابقة التي تتناول العلاقة بين العرض النقدي ومعدل التضخم, إلا ان هناك فجوة بحثية تتمثل في أن عدد الدراسات التي إستخدمت منهجية NARDL في تحليل العلاقة بين المتغيرين عددها محدود نسبياً على المستوى الدولي نظراً لحداثة المنهجية، كما أن الباحث لم يعثر حتى وقت إعداد البحث على دراسات تربط العرض النقدي بالتضخم بإستخدام منهجية NARDL في الإقتصاد المصري.

10- الأساليب القياسية المستخدمة والنموذج المقترح

10-1 نبذة عن منهجية NARDL

منذ منتصف التسعينيات من القرن الماضي، تناولت مجموعة كبيرة من الدراسات الموضوعات المشتركة بين عدم الإستقرار والعلاقات الغير خطية nonstationarity and nonlinearity، وقد سيطر على هذا المجال ثلاثة نماذج:

- نموذج تصحيح الخطأ ذات العتبة Threshold Error Correction Model
- نموذج تصحيح الخطأ المقترن بتحويل ماركوف Markov-switching Error Correction Model
- نموذج تصحيح الخطأ المقترن بالتحويل السلس Transition Regression Error Correction Model

يعكس تطور هذه الأدبيات الإعتقاد بأن المعلومات التي تكشفها النماذج الخطية قد لاتكون فعالة بما فيه الكفاية للسماح بالإستدلال القوي أو لتقديم توقعات موثوقة. وبشكل عام, فإن هذا التطور يشير إلى قلق عام من أن إفتراض العلاقات الخطية قد يكون مقيدًا بشكل مفرط بمجموعة واسعة من الإفتراضات الخاصة بالأوضاع الإقتصادية والعلاقات بين المتغيرات الإقتصادية بشكل عام. ومع ذلك، تحتفظ غالبية هذه الدراسات بإفتراض أن العلاقة طويلة المدى قد يتم تمثيلها كعلاقة خطية متماثلة بين المتغيرات الإقتصادية غير المستقرة.

ومن ثم اقترح (Schorderet, 2001, 2003) الإنحدار غير المتماثل المتكامل الثنائي بين معدل البطالة والناتج Bivariate Asymmetric Co-integrating Regression Of Unemployment On Output، حيث يتم تقسيم التغيرات في الناتج المحلي الإجمالي GDP إلى مجاميع جزئية للتغيرات الموجبة والسالبة. وإستناداً إلى هذه المواصفات الخطية المجزأة، وقد وجد الباحث أن تأثير الركود على البطالة أكبر من حيث القيمة المطلقة- من تأثير الرواج، مما يشير إلى علاقة غير متماثلة بين المتغيرين.

في السياق نفسه قام كل من (Granger and Yoon, 2002) بتطوير فكرة علاقة التكامل غير المتماثل التي يمكن إستخدامها بين المكونين الموجب والسالب للمتغيرات محل الدراسة، وهو ما أطلقوا عليه "التكامل الخفي Hidden Co-integration، حيث تم تطبيق تحليل التغيرات في المتغيرات محل الدراسة إلى سلسلتين إحداهما للتغيرات الإيجابية والأخرى للتغيرات السلبية، والقيام بالتحليل بإسلوب ديناميكي في العديد من الموضوعات الإقتصادية مثل تحليل (Webber's, 2000) للعلاقة بين سعر الصرف وأسعار الإستيراد, ودراسة كل من (Lee, 2000) and (Viren, 2001) على عدم التماثل في قانون أوكن، ودراسة كل من (Borenstein, et al., 1997) and (Bachmeier and Griffin, 2003) للإستجابة غير المتماثلة لأسعار البنزين لتقلبات أسعار النفط.

إلا أن (Shin, et al., 2014) قد إستخدم إسلوب مبتكر وهو إسلوب الإنحدار الذاتي ذو الفجوات الموزعة غير الخطي NARDL من خلال تطبيقه على تحليل العلاقة بين البطالة والناتج المحلي في الولايات المتحدة وكندا واليابان خلال الفترة من 1982 وحتى 2003 وقد وجد أدلة قوية على عدم التماثل على المدى الطويل بما يتفق مع الإجماع المتزايد على أن البطالة أكثر حساسية للكساد من الرواج, وهو الأمر الذي يشير إلى أن الشركات سريعة في تسريح العمالة وبطيئة في التوظيف quick to fire and slow to hire.

وبالتالي تسببت مرونة تقنية NARDL وفائدتها إلى إستخدامها المتزايد في الأدبيات الإقتصادية. ومن ثم فإن البحث الحالي يحاول أن يلقي الضوء بشكل موجز على منهجية NARDL والتي استفادت بشكل كبير من سلسلة من التحسينات والإضافات الإضافية الناشئة عن سلسلة من التطبيقات في مختلف العلاقات الإقتصادية. وقبل تحليل نموذج الإنحدار الذاتي ذو الفجوة الموزعة غير الخطي NARDL يجب أولا أن يتم استعراض مفهوم التأثير غير المتماثل بشكل مبسط, فلو أن y_t و x_t سلسلتين متكاملتين من الرتبة الأولى, وكانت x_t يمكن أن تحلل إلى عناصرها التالية

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$$

حيث أن $x_t^+ \& x_t^-$ تشير إلى المجموع الجزئي للتغيرات السالبة والموجبة, أي أن

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta x_j, 0)$$

$$x_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta x_j, 0)$$

ومن ثم ينطوي مفهوم الإنحدار طويل الأجل غير المتماثل على إجراء الإنحدار للسلاسل الزمنية بعد تقسيم التغيرات في المتغيرات المستقلة إلى سلسلة من التغيرات السالبة وسلسلة اخرى من التغيرات الموجبة، أي أن

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + u_t$$

حيث أن $\Delta x_t = v_t$

هذا المفهوم المبسط للإنحدار غير المتماثل إستخدمة (Schorderet, 2001) في دراسته للعلاقة بين البطالة والناتج المحلي، ففي نموذج الإنحدار التقليدي للعلاقة بين X وY يكون هناك نموذج واحد يجمع السلسلتين في نفس المسار العشوائي، هذا النموذج يمثل العلاقة التوازنية بين المتغيرين والتي يجب أن يعود اليها النظام بعد أي تغير، ولكن في حالة الإنحدار غير المتماثل فإن العلاقة طويلة المدى بين y و x تم نمذجتها على أنها خطية متدرجة تخضع لتقسيم x إلى تغيرات سالبة وتغيرات موجبة، فلو أن $\beta^+ \neq \beta^-$ فهذا يعني أن التأثير على المدى الطويل للتغير السلبي للوحدة من x يختلف في التأثير عن التغير الإيجابي للوحدة من x . وبالتالي، حينما طبق (Schorderet, 2001) هذه المنهجية كان يتوقع أن التغيرات الإيجابية في الناتج المحلي سوف تقلل البطالة بمقدار أقل من المقدار الذي سوف ترتفع به البطالة في حالة التغيرات السالبة.

وقد قام كل من (Granger and Yoon, 2002)بتطوير مفهوم "التكامل الخفي" ، حيث يمكن تحديد علاقات التكامل بين المكونات الإيجابية والسلبية للمتغيرات، وقد ظهرت أهمية هذا الإطار في سياق دراسة الإرتباط بين أسعار الفائدة قصيرة وطويلة الأجل في الولايات المتحدة والعلاقة بين الناتج والبطالة وكلا العلاقتين لا تظهر أدلة قوية على التكامل الخطي المعتاد. وقد عمم (Schorderet, 2003) هذا المفهوم وقام بتعريف الإنحدار المستقر لمجموع المكونات المجزئة Stationary Linear Combination Of The Partial Sum Components كالأتي:

$$z_t = \beta_0^+ y_t^+ + \beta_0^- y_t^- + \beta_1^+ x_t^+ + \beta_1^- x_t^-$$

فلو كانت z سلسلة زمنية مستقرة فإن x وy يمكن أن يكونوا إنحدار خطي متناظر او متماثل Standard Linear (Symmetric) Co-Integration فقط في حالة أن:

$$\beta_0^+ = \beta_0^-$$
$$\beta_1^+ = \beta_1^-$$

وفي أدبيات التكامل الخطي، تم اقتراح العديد من الحلول لهذه المشكلات في سياق نموذج الإنحدار الساكن ونموذج الإنحدار الديناميكي. وفي هذا الصدد يمكن الاشارة إلى نهج ARDL الذي تم تعميمه من قبل (Pesaran, et al., 2001) لنمذجة العلاقات التي تظهر عدم تناسق على المدى الطويل والقصير، والذي يمكن الاشارة اليه بنموذج ARDL (p,q) التالي:

$$y_t = \sum_{j=1}^{p} \alpha_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} (\beta_j^+ x_{t-j}^+ + \beta_j^- x_{t-j}^-) + \varepsilon_t$$

حيث x_t هو متجه للمتغيرات المستقلة بحيث يكون $x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$ وتشير α إلى معلمة الإنحدار الذاتي، بينما تشير $\beta_j^+ \& \beta_j^-$ إلى معلمات الفجوات الموزعة غير المتماثلة، وتنطبق الشروط

المعتادة على حد الخطأ العشوائي من حيث اتباعه توزيع طبيعي بمتوسط صفر وتباين ثابت وغيرها من الشروط. وبالتالي يقترح (Shin, et al., 2014)نموذج تصحيح الخطأ المشتق من المعادلة السابقة كالأتي:

$$\Delta y_t = c + \alpha y_{t-1} + \beta^+ x_{t-1}^+ + \beta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\theta_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \theta_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \alpha \epsilon_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\theta_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \theta_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t$$

وهو ما اطلق عليه نموذج الإنحدار الذاتي غير الخطي ذو الفجوات الموزعة Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Model (NARDL).

وخلال هذا البحث لن يتم التركيز على الحالة التي تنقسم فيها x_t إلى $x_t^+ \& x_t^-$ حول الصفر, وبالتالي التمييز بين التغيرات الإيجابية والسلبية. ففي بعض الحالات مثل الحالة محل الدراسة، حيث تكون معدلات نمو السلسلة في x إيجابية -او سلبية- في الغالب كما هو الحال في معدل التضخم ومعدل نمو العرض النقدي الذان يتسمان بمعدل نمو موجب في الغالب، قد يؤدي إستخدام العتبة الصفرية إلى نظام واحد يحتوي على عدد منخفض بشكل غير مرغوب فيه من المشاهدات الفعالة. في مثل هذه الحالات، يكون متوسط معدل النمو مناسب ليكون عتبة بديلة عن المتوسط الصفري، وهو ما تم إستخدامه في هذا البحث، حيث تم إستخدام قيمة إنحراف معدل نمو العرض النقدي عنه وسطه الحسابي للتعبير عن الصدمات النقدية المختلفة، كما تم إستخدام إنحراف معدل التضخم عن وسطه الحسابي للتعبير عن التغير في معدل التضخم.

2-10 النموذج المقترح

من أجل فحص كل من عدم التماثل على المدى الطويل والقصير بين المتغيرات الأساسية، سوف يتم إستخدام إسلوب الإنحدار الذاتي غير الخطي ذو الفجوات الموزعة Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Model (NARDL) الذي يتميز بالتقدير المشترك لعلاقات التكامل وعدم التماثل على عكس طرق النمذجة الأخرى. علاوة على ذلك، يسمح إسلوب NARDL بمزيد من المرونة في تخفيف الإفتراضات الخاصة بدمج السلاسل الزمنية من نفس الرتبة، فضلا أنه يسمح بالتمييز بين التكامل المشترك المتماثل والتكامل المشترك غير المتماثل. فإذا كان تأثير نمو النقود على التضخم غير متماثل، أي أن التغيرات الموجبة في نمو العرض النقدي لها معلمات إنحدار تختلف عن التغيرات السالبة، فمن المهم والحالة هذه إختبار السببية عن طريق حساب هذا الهيكل غير المتماثل. لذلك، سوف يتم إستخدام إختبار السببية غير المتناظر الذي يختبر السببية من خلال المجاميع التراكمية للصدمات الإيجابية والسلبية.

ومن ثم يمكن كتابة علاقة التكامل غير المتماثلة على النحو التالي:

$$f_t = \beta^+ M_t^+ + \beta^- M_t^- + u_t \text{ ---------- (1)}$$

حيث أن f تشير إلى إنحراف معدل التضخم عن وسطه الحسابي للتعبير عن التغير في معدل التضخم. بينما تشير M إلى إنحراف معدل نمو العرض النقدي M2 عنه وسطه الحسابي للتعبير عن الصدمات النقدية المختلفة، حيث أن

$$M_t = M_0 + M_t^+ + M_t^-$$

$$M_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta M_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta M_j, 0)$$

$$M_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta M_j^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta M_j, 0)$$

وبالتالي يمكن صياغة نموذج NARDL كما إقترحة Shin et al (2014) للعلاقة بين التضخم ونمو النقود بالشكل التالي:

$$\Delta f_t = c + \alpha f_{t-1} + \beta^+ M_{t-1}^+ + \beta^- M_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta f_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\theta_j^+ \Delta M_{t-j}^+ + \theta_j^- \Delta M_{t-j}^-) + \varepsilon_t \quad \text{---------- (2)}$$

حيث يشير الرمزان p و q إلى فجوات التأخر الزمنية الخاصة بمعدل التضخم ومعدل التغير في نمو العرض النقدي على التوالي. مقارنة بنماذج التكامل الكلاسيكي، فإن نموذج NARDL، المعبر عنه بالمعادلة (2)، له مزايا عديدة منها على سبيل المثال:

- أنه يمكن تقدير المعادلة السابقة من خلال طريقة المربعات الصغرى العادية OLS بعد تقسيم السلسلة الزمنية الخاصة بالتغير في معدل النمو النقدي إلى سلسلة من التغيرات الموجبة واخرى للتغيرات السالبة، مع إستخدام الإختبارات الاحصائية الخاصة بالمعنوية التي اقترحها (Pesaran, et al., 2001)
- من خلال المعلمات قصيرة الأجل يمكن استخراج المعلمات طويلة الأجل كالأتي:

$$L_{M^+} = \frac{\hat{\beta}^+}{\alpha}$$

$$L_{M^-} = \frac{\hat{\beta}^-}{\alpha}$$

- يمكن إستخدام إختبار Wald test لإختبار التماثل طويل الأجل (إختبار أن $\beta = \beta^- = \beta^+$) وإختبار التماثل قصير الأجل المتمثل في إختبار أن:

$$\sum_{j=0}^{q-1} \theta_j^- = \sum_{j=0}^{q-1} \theta_j^+$$

- من المميزات أيضاً أنه يمكن قياس المضاعفات الديناميكية لتأثير التغير في النمو النقدي (او تأثير كل وحدة من $M^+ \& M^-$) على معدل التضخم, والتي يمكن التعبير عنها كالأتي:

$$M_h^+ = \sum_{j=0}^{h} \frac{\partial \pi_{t+j}}{\partial M_t^+}$$

$$M_h^- = \sum_{j=0}^{h} \frac{\partial \pi_{t+j}}{\partial M_t^-}$$

حيث أن

$$as\ h \to \infty\ then\ M_h^+ \to L_{M^+}\ and\ M_h^- \to L_{M^-}$$

ولما كان الهدف من البحث هو تحديد ما إذا كان تأثير الصدمات الموجبة للمعروض النقدي لها نفس معامل التأثير للصدمات السالبة كما إفترضت معظم النماذج التقليدية التي تربط العلاقة بين المتغيرين، ام يختلف معامل التأثير لكل نوع من الصدمات، ولايهدف البحث باي حال إلى تقدير شكل وهيكل العلاقة بين العرض النقدي والتضخم, فسوف تدور الإجراءات التطبيقية في هذا النطاق وتتمثل في الإختبارات التالية:

- لإختبار التماثل على المدى القصير ($\theta_j^+ = \theta_j^-$)، سوف يتم إستخدام إختبار Wald test، وإذا لم يتم رفض الفرض الخاص بالتماثل قصير الأجل، فإن المعادلة (2) سوف توضع في شكل نموذج NARDL غير المتماثل على المدى الطويل:

$$\Delta f_t = c + \alpha f_{t-1} + \beta^+ M_{t-1}^+ + \beta^- M_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta f_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \theta_j\ \Delta M_{t-j} + \varepsilon_t$$

- لإختبار التماثل على المدى الطويل ($\beta^- = \beta^+$)، سوف يتم إستخدام إختبار Wald test، وإذا لم يتم رفض الفرض الخاص بالتماثل طويل الأجل، فإن المعادلة (2) سوف توضع في شكل نموذج NARDL غير المتماثل على المدى القصير:

$$\Delta f_t = c + \alpha f_{t-1} + \beta\ \ M_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{j\Delta} f_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\theta_j^+ \Delta M_{t-j}^+ + \theta_j^- \Delta M_{t-j}^-) + \varepsilon_t$$

3-10 إختبار The Hatemi-J Test للسببية

يشير وجود علاقة تكامل بين سلسلتين زمنيتين إلى أن سببية جرانجرGranger causality يجب أن توجد في إتجاه واحد على الأقل بين المتغيرين. الا أن (Hatemi-J, et al., 2015) يرى أن إختبار Granger causalityلا يناسب السلاسل الزمنية التي بينها علاقة غير متماثلة, وبالتالي ومن أجل تحديد إتجاه السببية بين المتغيرين سوف يستخدم إختبار السببية غير المتماثل Asymmetric Causality Test الذي

تم تطويره بواسطة (Hatemi-J, et al., 2015). فوفقًا لهذا المنهج قد يكون للصدمات الإيجابية أو السلبية آثار سببية مختلفة، وبالتالي يمكن تعريف كل متغير من المتغيرين -معدل نمو العرض النقدي ومعدل التضخم- بأنه متغير يتبع عملية المسار العشوائي random walk process على النحو التالي:

$$f_t = f_{t-1} + e_{1t} = f_0 + \sum_{i=1}^{t} e_{1i}$$

$$M_t = M_{t-1} + e_{2t} = M_0 + \sum_{i=1}^{t} e_{2i}$$

حيث أن الصدمات الموجبة والسالبة في المتغيرين تتمثل في:

$$e_{1i}^{+} = \max(e_{1i}, 0)$$
$$e_{1i}^{-} = \min(e_{1i}, 0)$$
$$e_{2i}^{+} = \max(e_{2i}, 0)$$
$$e_{2i}^{-} = \min(e_{2i}, 0)$$

حيث أن:

$$f_t = f_{t-1} + e_{1t} = f_0 + \sum_{i=1}^{t} e_{1i}^{+} + \sum_{i=1}^{t} e_{1i}^{-}$$

$$M_t = M_{t-1} + e_{2t} = M_0 + \sum_{i=1}^{t} e_{2i}^{+} + \sum_{i=1}^{t} e_{2i}^{-}$$

وبالتالي ولما كانت الصدمات سواء الإيجابية او السلبية لها اثر دائم permanent effect على المتغيرات محل الدراسة, فيمكن توضيح المكونات المجمعة الموجبة والسالبة لكل من المتغيرين كالأتي:

$$f_t^{+} = \sum_{i=1}^{t} e_{1i}^{+}$$

$$f_t^{-} = \sum_{i=1}^{t} e_{1i}^{-}$$

$$M_t^{+} = \sum_{i=1}^{t} e_{2i}^{+}$$

$$M_t^{-} = \sum_{i=1}^{t} e_{2i}^{-}$$

وطبقا ل (Hatemi-J, et al., 2015) يتم إستخدام المكونات الموجبة والسالبة المجمعة لكل متغير لدراسة السببية بينهم.

11- نتائج تقدير النموذج

11-1 نتائج إختبار إستقرار السلاسل الزمنية Timeseriesstationary test

في البداية وقبل تقدير نموذج ARDL يجب التأكد من أن اخد المتغيرات ليس متكامل من الدرجة الثانية وفقا لمتطلبات النموذج، وبالتالي يجب القيام بإختبارات الإستقرار للسلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة بإختبار ديكي فولر المطور Augmented Dickey-Fuller test لإختبار جذر الوحدة Unit-root test, ويتلخص إختبار ديكي فولر لإختبار إستقرار السلسلة Y في إجراء الإنحدار الأتي:

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \rho_i \Delta Y_{t-i} + e_t$$

حيث أن:

$H_0: \beta = 0$

$H_1: \beta \neq 0$

ومن ثم فإن قبول الفرض العدم يعني أن السلسلة غير مستقرة، في حين أن قبول الفرض البديل يعني بالضرورة العكس، وتجدر الاشارة إلى امكانية القيام بالإنحدار السابق بعدة صيغ مختلفة مثلا بإضافة قاطع للمعادلة السابقة او إضافة متجة زمني او إضافة الاثنين معا وهو ما تم إختباره للمتغيرات.

وتشير النتائج إلى أن السلسلة الزمنية للنمو في معروض النقدي -معبر عنه بإنحراف معدل النمو في العرض النقدي M2 عن وسطه الحسابي- مستقرة أي أنها متكاملة من الدرجة صفر، أي أن :

$Y_t \sim I(0)$

وفي حال عدم إستقرار السلسلة عند مستواها الأولي at level يتم اخذ الفروق الأولى وإختبار الإستقرار، فإذا كانت الفروق الأولى مستقرة يقال على السلسلة أنها متكاملة من الدرجة الأولى، وتشير النتائج إلى أن السلسلة الزمنية للتضخم -معبر عنه بإنحراف التضخم عن وسطه الحسابي- غير مستقره عند مستواها الأولي ومستقرة عند الفرق الأول, أي أن:

$Y_t \sim I(1)$

وقد أوضحت النتائج أن كلا المتغيرين غير مستقر عن المستوى الأول ويتحقق لهما الإستقرار عند أخذ الفرق الأول كما يوضحها الجدول (1) في الملحق الإحصائي.

كذلك تم تحديد العدد الأمثل للفجوات الزمنية بإستخدام الإختبارات الموضحة في الجدول (2) في الملحق الإحصائي, حيث تم تحديد الحجم الاقصى للفجوات المستخدمة عند فجوتين، وبالتالي يتم إجراء إنحدار

ARDL واستخراج المعاملات الاساسية التي تؤثر في F -إنحراف معدل التضخم عن وسطه الحسابي- كالأتي:

Dependent Variable: F				
Selected Model: ARDL(2, 1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
F(-1)	0.280081	0.132523	2.113454	0.0395
F(-2)	0.247469	0.129911	1.904915	0.0624
M2	0.045676	0.085574	0.533764	0.5958
M2(-1)	0.249753	0.092841	2.690101	0.0096
C	0.507192	0.586588	0.864647	0.3913

وقد تم إجراء بعض الإختبارات للتأكد من ملائمة النموذج مثل إختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test للتأكد من عدم وجود ارتباط متسلسل في حد الخطأ العشوائي, وإختبار Cusum stability test للتأكد من إستقرار النموذج, وقد كانت النتائج في صالح إستقرار النموذج كما هو موضح في الملحق الاحصائي المرفق -جداول (4) و(5) وشكل (1)-. هذا وتشير النتائج الأولية لنموذج ال ARDL التقليدي إلى أن الإنحراف في معدل التضخم عن وسطه الحسابي يتأثر بالصدمات النقدية في الفترة السابقة فقط، كما أنه يتأثر بالفجوات الذاتية الأولى والثانية.

بعد ذلك تم إجراء الإنحدار الذاتي ذو الفجوات الموزعة غير الخطي NARDL وقد كانت النتائج كالأتي:

Dependent Variable: F				
Method: ARDL				
Selected Model: ARDL(2, 0, 1)				
Note: final equation sample is larger than selection sample				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
F(-1)	0.257605	0.131040	1.965859	0.0549
F(-2)	0.277637	0.132442	2.096282	0.0411
M2_POS	0.225389	0.063832	3.530981	0.0009
M2_NEG	-0.200883	0.150620	-1.333713	0.1883
M2_NEG(-1)	0.410104	0.141220	2.903999	0.0055
C	-3.144053	1.498034	-2.098786	0.0409

وقد تم إجراء بعض الإختبارات للتأكد من ملائمة النموذج مثل إختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test للتأكد من عدم وجود ارتباط متسلسل في حد الخطأ العشوائي, وإختبار Cusum

stability test للتأكد من إستقرار النموذج، وقد كانت النتائج في صالح إستقرار النموذج كما هو موضح في الملحق الاحصائي المرفق -جدول (7) وشكل (2).

هذا وتشير نتائج نموذج ال NARDL إلى الأتي:

- المعنوية الاحصائية للمتغيرات المفسرة قد إرتفعت بشكل ملحوظ, مما يشير إلى أفضلية النموذج الحالي عن نموذج ARDL التقليدي.
- يوجد عدم تماثل في التأثير asymmetric effect الخاص بالصدمات النقدية المختلفة في القوة وفي الفجوة الزمنية.
- مازال الإنحراف في معدل التضخم عن وسطه الحسابي يتأثر بالفجوات الذاتية الأولى والثانية.
- الإنحراف في معدل التضخم عن وسطه الحسابي يتأثر بالصدمات الموجبة في العرض النقدي في الفترة الحالية.
- الإنحراف في معدل التضخم عن وسطه الحسابي لايتأثر بالصدمات السالبة في العرض النقدي في الفترة الحالية ويشير إلى ذلك عدم معنوية المعلمة الخاصة بالصدمات النقدية السالبة.
- الإنحراف في معدل التضخم عن وسطه الحسابي يتأثر بالصدمات السالبة في العرض النقدي في الفترة السابقة.
- تم إجراء إختبار Wald test –جدول (8) بالملحق الإحصائي- للتأكد من عدم تماثل التأثير في الأجلين الطويل والقصير وقد كانت النتائج الاحصائية مرجحة لذلك كما هو موضح في الملحق الاحصائي.
- تم إجراء إختبار الحدود Bounds test –جدول (9) بالملحق الإحصائي- لإختبار عدم تماثل التأثير في الأجل الطويل عنه في الأجل القصير وقد كانت النتائج مؤيدة لعدم تماثل التأثير.

وتشير النتائج إلى أن التغير في الإنحراف في معدل التضخم عن وسطه الحسابي في الأجل القصير يتأثر بالأتي:

- يوجد عدم تماثل في التأثير asymmetric effect الخاص بالصدمات النقدية المختلفة في القوة وفي الفجوة الزمنية.
- التغير في الإنحراف في معدل التضخم عن وسطه الحسابي يتأثر بالفجوة الأولى للإنحراف في معدل التضخم عن وسطه، ويتأثر أيضاً بالفجوة الذاتية الأولى.
- التغير في الإنحراف في معدل التضخم عن وسطه الحسابي يتأثر بالصدمات الموجبة في العرض النقدي في الفترة الحالية.
- التغير في الإنحراف في معدل التضخم عن وسطه الحسابي مازال لايتأثر بالصدمات السالبة في العرض النقدي في الفترة الحالية ولا يتأثر أيضاً بالفجوة الزمنية الأولى للتغير في الصدمات النقدية السالبة.

وتشير النتائج إلى أن في الأجل الطويل يوجد عدم تماثل في التأثير asymmetric effect الخاص بالصدمات النقدية المختلفة في القوة، فالإنحراف في معدل التضخم عن وسطه الحسابي يتأثر بالصدمات الموجبة في العرض النقدي بشكل اكبر من تأثره بالصدمات النقدية السالبة.

2-11 نتائج إختبار السببية لجرانجر Granger Causality test

تعود فكرة سببية جرانجر إلى إجراء الإنحدارات التالية لمعرفة ما إذا كانت F تؤثر في M ام لا:

$$f_t^+ = \propto_{10} + \sum_{i=1}^{k} \propto_{1i} f_{t-i}^+ + e_{1t}$$

$$f_t^+ = \propto_{10} + \sum_{i=1}^{k} \propto_{1i} f_{t-i}^+ + \sum_{j=1}^{m} \propto_{1j} M_{t-j}^+ + \varepsilon_{1t}$$

$$f_t^- = \propto_{20} + \sum_{i=1}^{k} \propto_{2i} f_{t-i}^- + e_{2t}$$

$$f_t^- = \propto_{20} + \sum_{i=1}^{k} \propto_{2i} f_{t-i}^- + \sum_{j=1}^{m} \propto_{2j} M_{t-j}^- + \varepsilon_{2t}$$

ثم إختبار الفروض التالية:

$$H_0 : \propto_{1j} = 0$$

$$H_1 : \propto_{1\mathrm{j}} \neq 0$$

$$H_0 : \propto_{2j} = 0$$

$$H_1 : \propto_{2\mathrm{j}} \neq 0$$

$$j = 1, \dots, m$$

وبنفس الإسلوب يتم إختبار السببية في الاتجاة الاخر وما إذا كانت F تؤثر في M ام لا، حيث تكون المعادلات في هذة الحالة:

$$M_t^+ = \beta_{10} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} M_{t-i}^+ + e_{1t}$$

$$M_t^+ = \beta_{10} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} M_{t-i}^+ + \sum_{j=1}^{m} \beta_{1j} f_{t-j}^+ + \varepsilon_{1t}$$

$$M_t^- = \beta_{20} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{2i} M_{t-i}^- + e_{2t}$$

$$M_t^- = \beta_{20} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{2i} M_{t-i}^- + \sum_{j=1}^{m} \beta_{2j} f_{t-j}^- + \varepsilon_{2t}$$

ويتم معرفة ذلك من خلال إختبار الفروض التالية:

$H_0: \beta_{1j} = 0$
$H_1: \beta_{1j} \neq 0$
$H_0: \beta_{2j} = 0$
$H_1: \beta_{2j} \neq 0$
$j = 1, \dots, m$

وبالتالي يكون هناك ثمانية فروض ناتجة من إختبارين السببية السابقين وهي:

- M^+ تسبب F^+. حال قبول أن $\propto_{1j} \neq 0$
- M^+ لا تسبب F^+ حال قبول أن $\propto_{1j} = 0$
- F^+ تسبب M^+ حال قبول $\beta_{1j} \neq 0$
- F^+ لا تسبب M^+ حال قبول $\beta_{1j} = 0$
- M^- تسبب F^-. حال قبول أن $\propto_{2j} \neq 0$
- M^- لا تسبب F^- حال قبول أن $\propto_{2j} = 0$
- F^- تسبب M^- حال قبول $\beta_{2j} \neq 0$
- F^- لا تسبب M^- حال قبول $\beta_{2j} = 0$

ويتم في النهاية قبول اربعة فروض من بينهم ورفض الباقيين.

وقد تم إجراء الإختبار كما هو موضح بالجدول (10) بالملحق الإحصائي بإستخدام فجوتين واربع فجوات وثمان فجوات وجميع النتائج تشير إلى أن الصدمات النقدية الموجبة او السالبة هي التي تسبب او تؤثر في التغيرات الموجبة او السالبة في إنحراف معدل التضخم عن وسطه الحسابي.

12- النتائج

يدرس البحث التأثير غير المتماثل للصدمات المختلفة -الموجبة والسالبة- في العرض النقدي معبر عنها بالفرق بين معدل نمو العرض النقدي عن متوسط معدل نمو العرض النقدي خلال فترة الدراسة في معدل التضخم معبراً عنه بالفرق بين معدل التضخم عن متوسط معدل التضخم في الفترة الدراسة، بإستخدام نموذج الإنحدار الذاتي ذو الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL) لمصر خلال فترة تقدير تمتد من 1961 إلى 2018.

حيث تمثلت اهم النتائج في الأتي:

- قبول الفرض الأول والذي يقر بأن معدل التضخم -معبر عنه بالفرق بين معدل التضخم عن متوسط معدل التضخم في الفترة- في مصر يستجيب في الفترة محل الدراسة بشكل غير متماثل للصدمات في

العرض النقدي M2 -معبر عنها بالفرق بين معدل نمو العرض النقدي عن متوسط معدل نمو العرض النقدي في الفترة. كذلك وجد عدم تماثل في التأثير asymmetric effect الخاص بالصدمات النقدية المختلفة في الفجوة الزمنية أيضاً، حيث تؤثر الصدمات الموجبة انياً بينما يتأخر تأثير الصدمات السالبة في الأجل القصير، بينما في الأجل الطويل يستجيب التضخم للصدمات النقدية السالبة بمعدل أقل بقليل من استجابته للصدمات الموجبة.

- رفض الفرض الثاني حيث وجد أن سببية العلاقة غير المتماثلة تشير إلى أن صدمات النمو في العرض النقدي هي التي تسبب التغير في معدل التضخم وذلك وفقا لإسلوب إختبار السببية الذي اتبعه (Hatemi-J, et al., 2015).
- تشير المعنوية الاحصائية للمتغيرات المفسرة إلى أفضلية نموذج NARDL عن نموذج ARDL التقليدي.

13- التوصيات

توصي الدراسة بأهمية مراعاة الاثر غير المتماثل لتطبيق السياسة النقدية التوسعية والإنكماشية، فالتأثير غير المتماثل للصدمات النقدية المختلفة سواء في قوة التأثير او في الفترة الزمنية اللازمة له اثر كبير على رسم السياسات النقدية المختلفة، فإستجابة معدل التضخم للتغيرات الموجبة في معدل نمو عرض النقود بشكل أسرع وأقوى من التغيرات السالبة، يعني أن السياسة النقدية التوسعية تعمل بشكل اقوى ولو بقليل وبشكل أسرع في التأثير من السياسة النقدية الإنكماشية. وبالتالي فإن فعالية السياسة النقدية في مكافحة الركود في الأجل القصير اكبر من فعاليتها في مكافحة التضخم, وحتى في الأجل الطويل قد كانت فعالية السياسة النقدية التوسعية اكبر بمقدار 7.77%[1] من فعالية السياسة النقدية الإنكماشية.

14- مقترحات بحثية مستقبلية

نعتبر مهجية الإنحدار الذاتي ذو الفجوة الموزعة غير الخطي NARDL من المنهجيات الحديثة نسبياً، ومن ثم فهي تفتح الباب امام بعض الدراسات التطبيقية المختلفة في مجال العلاقات الإقتصادية التي يتوقع ان تكون العلاقة بين متغيراتها غير متماثلة التأثير في مجال الزيادة او الإنخفاض، وبالتالي يمكن تقديم المقترحات البحثية التالية:

- إستخدام منهجية NARDL في دراسة قانون أوكن Okun law.
- إستخدام منهجية NARDL في دراسة اثر تغير الدخل على الإستهلاك.
- إستخدام منهجية NARDL في دراسة اثر تغير سعر الفائدة على الإنفاق الإستثماري.

[1] تم إستخراج هذه النسبة وفقا للنسب بين المعلمات المستخرجة من التحليل الاحصائي فقد كانت معلمة التأثير للصدمات الموجبة = 0.485 بينما كانت 0.450 للصدمات السالبة.

المراجع

Amisano, G. and Colavecchio R. (2013). Money Growth and Inflation: Evidence from a Markov Switching Bayesian VAR, DEP (Socioeconomics), *Discussion Papers Macroeconomics and Finance Series 4/2013*, University of Hamburg.

Amisano, G. and Fagan, G. (2013). Money Growth and Inflation: a Regime Switching Approach, *Journal of International Finance and Money*, (33), 118–145.

Apergis, N. and Cooray, A. (2015). Asymmetric Interest Rate Pass Through in the U.S., the U.K. and Australia: New Evidence from Selected Individual Banks, *Journal of Macroeconomics*, (45), 155–172.

Bachmeier, LJ.; Griffin, JM. (2003). New evidence on asymmetric gasoline price responses. *The Review of Economics and Statistics* 85: 772-776.

Ball, L. and Mankiw, N. G. (1994). Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations, *Economic Journal*, (104), 247–261.

Benati, L. (2009). Long Run Evidence on Money Growth and Inflation, *Working Paper 1027, European Central Bank*.

Blavy, R. (2004). Inflation and Monetary Pass-Through in Guinea, *IMF Working Paper 223*, IMF.

Borenstein, S.; Cameron, C.; Gilbert, R. (1997). Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes? *The Quarterly Journal of Economics* 112: 305-339.

Canova, F. and Ferroni, F. (2010). The Dynamics of U.S. Inflation: Can Monetary Policy Explain the Changes?, *Journal of Econometrics*, (167), 47–60.

Canova, F. and Menz, T. (2012). Japan's Lost Decade: Does Money Have a Role? *Journal of the Japanese and International Economies*, (24), 178–195.

Cooray, A., & Khraief, N. (2019). Money Growth and Inflation: New Evidence from a Nonlinear and Asymmetric Analysis. *The Manchester School*, *87* (4), 543-577.

Crowder, W. (1998). The Long-run Link between Money Growth and Inflation, *Economic Inquiry*, (XXXVI), 229–243.

De Grauwe, P. and Polan, M. (2005).Is Inflation Always and Everywhere a Monetary Phenomenon?, *Scandinavian Journal of Economics*, (107), 239–259.

El-Shagi, M. and Giesen, S. (2013). Money and Inflation: Consequences of the Recent Monetary Policy, *Journal of Policy Modelling*, (35), 520–537.

Friedman, M., & Schwartz, A. J.(2008). A monetary history of the United States, 1867-1960. Princeton University Press.

Granger, C. W., & Yoon, G.(2002).Hidden cointegration. U of California, *Economics Working Paper*, (2002-02).

Hatemi-J, A.; Chang, T.; Chen, W. Y.; Lin, F. L., & Gupta, R. (2015). Asymmetric Granger Causality between Military Expenditures and Economic Growth in Top Six Defense Suppliers (No. 201565). At: https://pdfs.semanticscholar.org/4865/e50912f81a2f7518261eb9eab065c52e0b5f.pdf?_ga=2.47116399.935072634.1585345603-1129671530.1581593449.

Haug, A. and Dewald, W. (2012). Money, Output and Inflation in the Longer Term: Major Industrial Countries: 1880–2001', *Economic Inquiry*, (50), 773–787.

Karras, G. and Stokes, H. (1999). Why are the Effects of Money Supply Shocks Asymmetric? Evidence from prices, consumption, and investment, *Journal of Macroeconomics*, (21), 713–727.

Lee J. (2000). The robustness of Okun's Law: Evidence from OECD countries. *Journal of Macroeconomics* 22: 331-56.

Morgan, D. P. (1993). Asymmetric Effects of Monetary Policy. *Economic Review Federal Reserve Bank of Kansas City*,(78), 21–33.

Pesaran, M. H.; Shin, Y. and Smith, R. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, (16), 289–326.

Reynard, S. (2012, May). Financial crises, money and inflation. In EABCN conference Money is Back, London, April. At: https://scholar. google.com/scholar?hl=en&as_sdt=0%2C5&q=Reynard%2C+S. +%282012%29.+Financial+Crises%2C+Money+and+Inflation %2C+&btn=

Schorderet,Y. (2001).RevisitingOkun's Law:An hysteretic perspective. At: https://www.escholarship.org/uc/item/2fb7n2wd.pdf;origin=re peccitec

Schorderet, Y. (2003). Asymmetric cointegration. At: https://www.researchgate. net/publication/5079336_Asymmetric_Cointegration

Senda, T. (2001). Asymmetric Effects of Money Supply Shocks and Trend Inflation, *Journal of Money, Credit and Banking*, (33), 65–89.

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, 281–314.

Svensson, L. (2003). The Future of Monetary Aggregates in Monetary Policy Analysis: Comment, *Journal of Monetary Economics*, (50), 1061–1070.

Teles, P. and Uhlig, H. (2013). Is Quantity Theory Still Alive?, Working Paper 1605, European Central Bank.

Viren, M. (2001). The Okun curve is non-linear. Economics Letters 70: 253-57.

Webber, A. G. (2000). Newton's gravity law and import prices in the Asia Pacific. *Japan and the World Economy*, 12(1), 71-87.

Weise, C. (1999).The Asymmetric Effects of Monetary Policy: A Non-linear Vector Autoregression Approach, *Journal of Money, Credit and Banking*, (35), 85–108.

الملحق الاحصائي

جدول1: اختبارات الإستقرار للمتغيرات المستخدمة

Augmented Dickey-Fuller test statistic for inflation						
	Level			1st difference		
	Intercept	Intercept & trend	none	Intercept	Intercept & trend	none
t-Statistic	-2.5711	-2.5895	-2.5877	-10.54564	-10.41742	-10.564
Prob	0.1050	0.2865	0.0105	0.0000	0.0000	0.0000

Augmented Dickey-Fuller test statistic for money supply						
	Level			1st difference		
	Intercept	Intercept & trend	none	Intercept	Intercept & trend	none
t-Statistic	-3.244810	-3.208868	-3.2738	-9.651513	-9.584243	-9.7368
prob	0.0224	0.0930	0.0015	0.0000	0.0000	0.0000

جدول2: إختبارات تحديد الفجوة الزمنية

VAR Lag Order Selection Criteria						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-161.5820	NA	31.61959	6.291616	6.366664	6.320387
1	-157.3404	7.993792*	27.91572	6.166939	6.279510*	6.210096*
2	-156.2187	2.070835	27.79025*	6.162258*	6.312354	6.219801
3	-155.4770	1.340797	28.07588	6.172192	6.359811	6.244121
4	-155.2996	0.313770	28.99106	6.203832	6.428976	6.290147
5	-155.1182	0.314023	29.93662	6.235316	6.497983	6.336016
* indicates lag order selected by the criterion						

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

جدول3: نتائج تقدير نموذج ARDL

Dependent Variable: F				
Selected Model: ARDL(2, 1)				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.***
F(-1)	0.280081	0.132523	2.113454	0.0395
F(-2)	0.247469	0.129911	1.904915	0.0624
M2	0.045676	0.085574	0.533764	0.5958
M2(-1)	0.249753	0.092841	2.690101	0.0096
C	0.507192	0.586588	0.864647	0.3913
R-squared	0.584856	Mean dependent var		0.569758
Adjusted R-squared	0.552296	S.D. dependent var		6.520530
S.E. of regression	4.362934	Akaike info criterion		5.869212
Sum squared resid	970.7947	Schwarz criterion		6.050047
Log likelihood	-159.3379	Hannan-Quinn criter.		5.939321
F-statistic	17.96223	Durbin-Watson stat		1.961926
Prob(F-statistic)	0.000000			
*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.				

جدول4: إختبار Breusch-Godfrey للإرتباط الذاتي لنموذج ARDL

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags			
F-statistic	0.600123	Prob. F(2,49)	0.5527
Obs*R-squared	1.338914	Prob. Chi-Square(2)	0.5120

Cusum stability test:

شكل1: إختبار CUSUM لإستقرار نموذج ARDL:

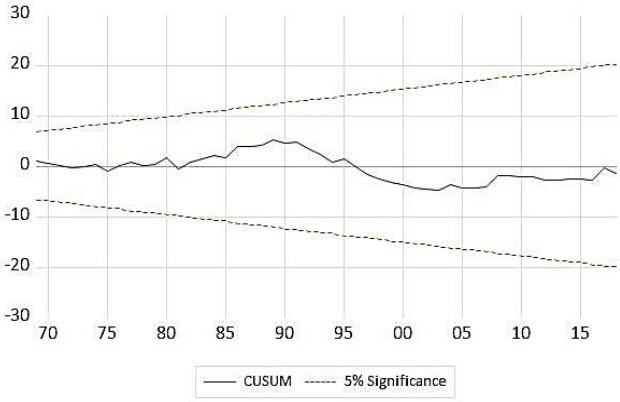
جدول5: إختبار Wald لمعلمات نموذج ARDL

Wald Test:			
Equation: Untitled			
Test Statistic	**Value**	**df**	**Probability**
F-statistic	17.96223	(4, 51)	0.0000
Chi-square	71.84891	4	0.0000
Null Hypothesis: C(1)=C(2)=C(3)=C(4)=0			
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)		Value	Std. Err.
C(1)		0.280081	0.132523
C(2)		0.247469	0.129911
C(3)		0.045676	0.085574
C(4)		0.249753	0.092841
Restrictions are linear in coefficients.			

جدول6: نتائج تقدير نموذج NARDL

Dependent Variable: F				
Method: ARDL				
Selected Model: ARDL(2, 0, 1)				
Note: final equation sample is larger than selection sample				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.***
F(-1)	0.257605	0.131040	1.965859	0.0549
F(-2)	0.277637	0.132442	2.096282	0.0411
M2_POS	0.225389	0.063832	3.530981	0.0009
M2_NEG	-0.200883	0.150620	-1.333713	0.1883
M2_NEG(-1)	0.410104	0.141220	2.903999	0.0055
C	-3.144053	1.498034	-2.098786	0.0409
R-squared	0.603255	Mean dependent var		0.569758
Adjusted R-	0.563581	S.D. dependent var		6.52053

squared			0
S.E. of regression	4.307594	Akaike info criterion	5.859593
Sum squared resid	927.7681	Schwarz criterion	6.076595
Log likelihood	-158.0686	Hannan-Quinn criter.	5.943724
F-statistic	15.20514	Durbin-Watson stat	1.952025
Prob(F-statistic)	0.000000		
*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.			



شكل 2: إختبار CUSUM لإستقرار نموذج NARDL المستخدم

جدول7: اختبار Breusch-Godfrey للإرتباط الذاتي لنموذج NARDL المستخدم

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags			
F-statistic	0.391130	Prob. F(2,48)	0.6784
Obs*R-squared	0.898001	Prob. Chi-Square(2)	0.6383

جدول 8: اختبار Wald لمعلمات نموذج NARDL

Wald Test:			
Equation: NARDL01			
Test Statistic	**Value**	**df**	**Probability**
t-statistic	3.009571	50	0.0041
F-statistic	9.057517	(1, 50)	0.0041
Chi-square	9.057517	1	0.0026
Null Hypothesis: C(3)=C(4)			
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)		Value	Std. Err.
C(3) - C(4)		0.426272	0.141639
Restrictions are linear in coefficients.			

Wald Test:			
Equation: NARDL01			
Test Statistic	**Value**	**df**	**Probability**
F-statistic	9.878916	(2, 50)	0.0002
Chi-square	19.75783	2	0.0001
Null Hypothesis: C(3)=C(4)=C(5)			
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)		Value	Std. Err.
C(3) - C(5)		-0.184715	0.151426
C(4) - C(5)		-0.610987	0.285163
Restrictions are linear in coefficients.			

Wald Test:			
Equation: NARDL01			
Test Statistic	**Value**	**df**	**Probability**
F-statistic	6.667516	(3, 50)	0.0007
Chi-square	20.00255	3	0.0002
Null Hypothesis: C(3)=C(4)=C(5)=0			
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)		Value	Std. Err.
C(3)		0.225389	0.063832
C(4)		-0.200883	0.150620
C(5)		0.410104	0.141220
Restrictions are linear in coefficients.			

جدول:9 إختبارات الحدود Bounds Test لنموذج NARDL المستخدم

ARDL Long Run Form and Bounds Test				
Dependent Variable: D(F)				
Selected Model: ARDL(2, 0, 1)				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Sample: 1961 2018				
Included observations: 56				
Conditional Error Correction Regression				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
C	-3.144053	1.498034	-2.098786	0.0409
F(-1)*	-0.464758	0.110514	-4.205428	0.0001
M2_POS**	0.225389	0.063832	3.530981	0.0009
M2_NEG(-1)	0.209220	0.062779	3.332632	0.0016
D(F(-1))	-0.277637	0.132442	-2.096282	0.0411
D(M2_NEG)	-0.200883	0.150620	-1.333713	0.1883
* p-value incompatible with t-Bounds distribution.				
** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z).				
Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M2_POS	0.484960	0.148812	3.258868	0.0020
M2_NEG	0.450170	0.151772	2.966087	0.0046
C	-6.764926	2.937920	-2.302624	0.0255
EC = F - (0.4850*M2_POS + 0.4502*M2_NEG -6.7649)				
F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic : n=1000	
F-statistic	5.952809	10%	2.63	3.35
k	2	5%	3.1	3.87
		2.5%	3.55	4.38
		1%	4.13	5
Actual Sample Size	56		Finite Sample: n=60	
		10%	2.738	3.465
		5%	3.288	4.07
		1%	4.558	5.59
			Finite Sample: n=55	
		10%	2.748	3.495
		5%	3.303	4.1
		1%	4.61	5.563

جدول 10: إختبارات السببية بين المتغيرات محل الدراسة

	Null Hypothesis negative shocks of inflation does not Granger Cause negative shocks of money supply			
	2lags	**4lags**	**6lags**	**8lags**
F-Statistic	1.03535	0.50607	0.69045	0.98341
Prob	0.3626	0.7315	0.6586	0.4668
	Null Hypothesis negative shocks of money supply does not Granger Cause negative shocks of inflation			
	2lags	**4lags**	**6lags**	**8lags**
F-Statistic	11.5184	4.96725	3.23321	2.73313
Prob	8.E-05	0.0022	0.0115	0.0203

	Null Hypothesis positive shocks of inflation does not Granger Cause positive shocks of money supply			
	2lags	**4lags**	**6lags**	**8lags**
F-Statistic	1.64670	1.70706	1.08185	0.97229
Prob	0.2030	0.1655	0.3906	0.4747
	Null Hypothesis positive shocks of money supply does not Granger Cause positive shocks of inflation			
	2lags	**4lags**	**6lags**	**8lags**
F-Statistic	6.94820	3.56220	2.89107	2.28733
Prob	0.0022	0.0133	0.0202	0.0462

ملخص البحث باللغة الإنجليزية

Abstract

This research contribute a little to the empirical literature on the asymmetric effect of money supply shocks on inflation; using a Nonlinear Auto-Regressive Distributed Lag Model (NARDL) for Egypt using annual data over an estimation period spanning 1961 to 2018. This methodology allows for empirical tests of short- and long-run asymmetric responses of inflation to both positive and negative shocks of money growth. The results reveal that inflation responds asymmetrically to monetary shocks in both short-run and long-run, that is, inflation responds faster (by one lag period) and larger (by about 7%) to positive monetary shocks than negative shocks. In addition, the asymmetric causality test developed by (Hatemi-J, et al., 2015) implemented and shows that the causality pass-through from money shock to inflation rate.

Key words: NARDL, asymmetric effect, money growth, inflation

التوثيق المقترح للدراسة وفقا لنظام APA

السيد، مصطفى حسني (2020). أثر الصدمات النقدية غير المتماثلة على معدل التضخم في مصر بإستخدام منهجية NARDL خلال الفترة (1961-2018). **مجلة جامعة الإسكندرية للعلوم الإدارية، كلية التجارة – جامعة الإسكندرية**، 57(2)، 91 – 121.

جميع حقوق النشر والطباعة والتوزيع محفوظة لمجلة جامعة الإسكندرية للعلوم الإدارية© 2020

مجلة جامعة الإسكندرية للعلوم الإدارية متاحة على:

بوابة بنك المعرفة المصري

Egyptian Knowledge Bank (EKB)

https://acjalexu.journals.ekb.eg/

للسادة الراغبين في النشر في

مجلة جامعة الإسكندرية للعلوم الإدارية

(مجلة كلية التجارة للبحوث العلمية سابقا)

يمكن ارسال الأبحاث على البريد الالكتروني الرسمي للمجلة

JAS.AU@alexu.edu.eg

تقييم المجلة في لجان الترقية 6.5 درجة