

هل العلاقة تناظرية بين التضخم والتضخم المستورد؟

أدلة تجريبية باستعمال بيانات المملكة العربية السعودية

ا.مشارك د. عماد الدين احمد المصيح / قسم الاقتصاد والتمويل، كلية الادارة والاقتصاد، جامعة القصيم، المملكة

العربية السعودية / البريد الإلكتروني msbbh68@hotmail.com

ا.د محمد عبد الكريم المرعي / قسم الاقتصاد والتمويل، كلية الادارة والاقتصاد، جامعة القصيم، المملكة العربية

السعودية / dr.m.more@gmail.com

P:ISSN 1813 - 6729
E:ISSN 2707 - 1359

<http://doi.org/10.31272/JAE.43.2020.123.3>

مقبول للنشر بتاريخ 2019/8/25

تاريخ استلام البحث 2019/5/2

الملخص:

يهدف هذا البحث إلى دراسة طبيعة العلاقة بين التضخم ممثلًا بالتغير النسبي للرقم القياسي لأسعار المستهلكين وبين التضخم المستورد ممثلًا بالتغير النسبي في أسعار الواردات في المملكة العربية السعودية. ويستعمل البحث بيانات ربع سنوية للمدة (2000-2017م). ومن الناحية القياسية تستعمل أسلوب الانحدار الذاتي غير الخطي للفجوات المبطأة NARDL. بينت نتائج اختبارات جذر الوحدة أن جميع المتغيرات ساكنة عند الفرق الأول ماعدا متغير العرض النقدي، كما بينت أن هناك تحولاً هيكلياً في التضخم وفي التضخم المستورد في Q3 2006 و Q3 2012 على التوالي، كما بينت النتائج وجود علاقة طردية تتجه من التضخم المستورد إلى التضخم العام باستعمال أسلوب ARDL وبمعامل مرونة قدره 0.3066 كما أوضحت النتائج وجود علاقة غير تناظرية باستعمال أسلوب NARDL في الأمد الطويل وتناظرية في الأمد القصير.

الكلمات المفتاحية: الانحدار الذاتي غير الخطي ذو الفجوات المبطأة (NARDL)؛ الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في السعودية؛ نمذجة الاقتصاد الكلي السعودي؛ نقطة التحول الهيكلي.



مجلة الادارة والاقتصاد

العدد 123 / اذار / 2020

الصفحات 175- 191

* يتقدم الباحثان بجزيل الشكر لجامعة القصيم (المملكة العربية السعودية) ممثلة بعمادة البحث العلمي على دعمها المادي لهذا البحث تحت رقم (3823-cbe-2018-1-14-S) خلال السنة الجامعية 1440 / 2018.

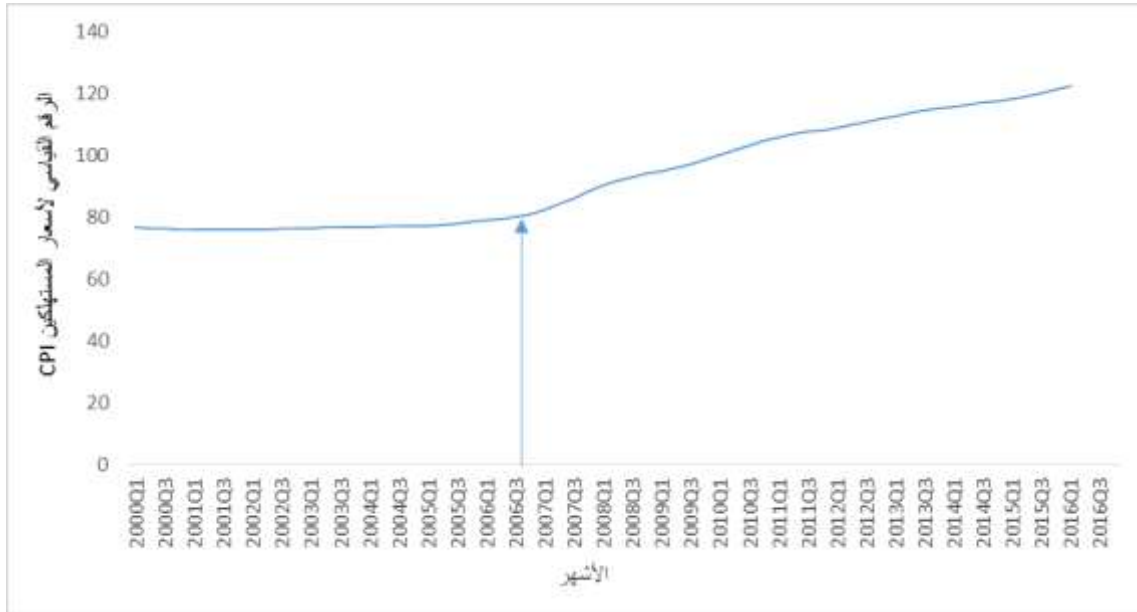
هل العلاقة تناظرية بين التضخم والتضخم المستورد؟ أدلة تجريبية باستعمال بيانات المملكة العربية السعودية

مقدمة

يعتبر البحث في العوامل المؤثرة في التضخم في بعده النظري والتطبيقي من الملفات المفتوحة باستمرار على طاولة البحث من قبل الاقتصاديين الكليين. ويعتبر التضخم المستورد من المباحث المهمة في هذا الصدد.

ويعرف التضخم المستورد بأنه ذلك الجزء من التضخم الذي ينشأ بفعل تأثير تغيرات أسعار السلع والخدمات المستوردة من العالم الخارجي. ومن هذا، فإن التغيرات الكبيرة في أسعار السلع والخدمات في الأسواق الدولية سوف تؤثر في المستوى العام لأسعار المستهلكين CPI في الدول المستوردة. وتعتمد حدة التأثير هذه على مدى اعتماد الدولة المعنية على العالم الخارجي في تأمين احتياجاتها كافة.

وبالعودة إلى البيانات التاريخية للأسعار العالمية، فقد ارتفعت أسعار الواردات بشكل عام وأسعار السلع الغذائية بشكل خاص. وكانت هذه التغيرات في غالب الأحيان هادئة إلا أن العالم شهد قفزات حادة في هذه الأسعار في بعض الأحيان كان أهمها التي حدثت بعد حرب تشرين الأول/أكتوبر عام 1973 وفي النصف الثاني من عام 2007 فيما عرف بأزمة الغذاء العالمي. لقد تركت هذه التغيرات آثارها في المستوى العام للأسعار في المملكة العربية السعودية، ولاسيما بعد عام 2006 كما هو موضح في الرسم البياني (1)، حيث ارتفع الرقم القياسي لأسعار المستهلكين نتيجة ارتفاع أسعار السلع الغذائية في السوق الدولية.



الشكل (1): تطور الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في السعودية خلال المدة 1980-2015
تعتبر أسعار الواردات من العوامل الأساسية المسببة للتغيرات في الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في مختلف الاقتصادات ولاسيما المعتمدة بشكل كبير على العالم الخارجي في توريد سلة واسعة من السلع والخدمات. وهناك العديد من الأبحاث التي درست العلاقة بين أسعار المستهلكين وأسعار الواردات ومنها دراسة Nicolas Chatelais and Katja Schmidt (2017) التي بحثت في هذه العلاقة في منطقة اليورو خلال المدة 2013 والرابع الثالث من عام 2016. وبينت الدراسة أن الضغط الهبوطي الناجم عن انخفاض أسعار الواردات زاد منذ عام 2015 في حين انخفض الركود الاقتصادي الذي خيم على منطقة اليورو بشكل ملحوظ منذ ذلك الحين. واستعملت الدراسة أسلوب تحليل

هل العلاقة تناظرية بين التضخم والتضخم المستورد؟ أدلة تجريبية باستعمال بيانات المملكة العربية السعودية

البيانات الزمنية-المقطعية (الطولية) Panel Data Method. كما بحث Soren Johansen and Katrina Juselius (2017) في العوامل المؤثرة في التضخم في سويسرا ومنها أسعار الواردات خلال المدة 1990-2015 (بيانات شهرية) واستعملت الدراسة أسلوب متجه الانحدار الذاتي الهيكلي SVAR ومنهجية التكامل المشترك لاكتشاف طبيعة العلاقة بين المتغيرات محل الدراسة، بالإضافة إلى سببية غرانجر. وحلل Thomas J Jordan (2016) تأثير التداعيات الدولية في التضخم في الاقتصاد السويسري وسعر الصرف واستجابة البنك الوطني الفيدرالي لهذه المتغيرات، واستعملت الدراسة بيانات "عقود سابقة" لغاية عام 2008. وبينت النتائج أن هناك أثراً سلبية للتداعيات الدولية في التضخم السويسري ولاسيما ما يجري في الخليج العربي. كما بينت النتائج أن السيطرة على التضخم قد أصبح أكثر صعوبة بالنسبة للاقتصادات الصغيرة المفتوحة. وبحث Yen Chee Lim and Siok Kun Sek (2015) العوامل المؤثرة في التضخم في مجموعة من البلدان صنفها ما بين مرتفعة ومنخفضة التضخم. وباستعمال بيانات للمدة (1970-2011) ومنهجية التكامل المشترك وتصحيح الخطأ توصلت الدراسة إلى أن هناك علاقة مهمة وطويلة الأمد تتجه من أسعار الواردات من السلع والخدمات في التضخم في البلدان منخفضة التضخم. أما Hai Yue Liu and Xiao Lan Chen (2017) فقد درسوا تأثير مجموعة من المتغيرات في التضخم في الصين ومنها أسعار الواردات وأسعار الطاقة بشكل خاص. واستعملت الدراسة بيانات للمدة 2003-2012 وأسلوب التكامل المشترك وتبين بأن نقل الطاقة إلى السوق الصينية كان له أثراً محدوداً لغاية عام 2005. وحلل Ke Tang et al (2014) العلاقة بين التضخم الصيني المستورد عبر أسعار السلع العالمية. وتبين أن أسعار السلع المستوردة في الصين ترتبط ارتباطاً وثيقاً بالأسعار العالمية للسلع الأساسية. وفي الوقت نفسه، تتأثر أسعار السلع النهائية من الصناعات التحويلية بشدة بأسعار السلع الأساسية العالمية. ومع ذلك، فإن هذا التأثير يقابله جزئياً عملية الإنتاج - أي أن أسعار السلع النهائية في الصناعات التحويلية عادة ما تكون أقل تأثراً بالأسعار العالمية. ويشير ذلك إلى أن سوق السلع الأساسية في الصين له صلة وثيقة بأسواق السلع العالمية. ولذلك، فإن ارتفاع أسعار السلع الأساسية في السوق العالمية أدى إلى تخفيض الأرباح في الصناعات التحويلية في الصين.

ويحاول هذا البحث الإجابة عن السؤال الإشكالي الآتي فيما يتعلق بالمملكة العربية السعودية:
هل العلاقة بين التغيرات في الرقم القياسي لأسعار الواردات وبين التغيرات في الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في العربية السعودية هي علاقة طردية؟

هذا السؤال الإشكالي يمكن إعادة صياغته في ضوء أساليب القياس الحديثة إلى السؤالين الآتيين:
1. هل تؤدي التغيرات الموجبة في أسعار الواردات (ارتفاع أسعار الواردات) إلى زيادة الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في العربية السعودية؟

2. وهل تؤدي التغيرات السالبة في أسعار الواردات (انخفاض أسعار الواردات) إلى تخفيض الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في العربية السعودية؟

وفي محاولة لضبط هذه الأسئلة الإشكالية، السابقة، يمكننا الكتابة: هل العلاقة بين أسعار الواردات وأسعار المستهلكين خطية-طرديّة سواء في حالة ارتفاع أسعار الواردات أو انخفاضها؟

اعتماداً على المشاهدات العامة والدراسات السابقة، يفترض الباحثون أن التغيرات في أسعار الواردات تسبب وبالعلاقة طردية التغيرات في الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في الأمدين القصير والطويل. وتكون مرونة التغير في حالة ارتفاع أسعار الواردات أعلى من مرونة التغير في حالة انخفاضها.

وتأتي أهمية هذا البحث من طبيعة المنهج وأداة الاختبار التي سوف يتم استعمالها لاختبار فرضية البحث. حيث سيتم استعمال أسلوب الانحدار الذاتي غير الخطي ذي الفجوات الزمنية المبطأة Non

Linear Autoregressive Distributed Lags.

هل العلاقة تناظرية بين التضخم والتضخم المستورد؟ أدلة تجريبية باستعمال بيانات المملكة العربية السعودية

كما تأتي أهميته من طبيعة الاقتصاد المدروس، حيث أن المملكة العربية السعودية مازالت تستورد قسماً مهماً من أغذيتها من الخارج وكذلك العديد من سلع الاستهلاك النهائي. وعلى الرغم من أن التضخم في العربية السعودية يقع في منطقة التضخم غير المؤذي (على الأقل) أو منطقة التضخم المرغوب، وذلك وفقاً للمدرسة الكينزية وما توصلت إليه الدراسات المعنية بتحديد المعدل الأمثل للتضخم ولاسيما دراسة Mohsin S Khan and Abdelhak S Senhadji (2001) والتي تحدثت عن معدل أمثل للتضخم في البلدان النامية بحدود 12% وفي البلدان المتقدمة بحدود 2%، وكذلك دراسة عماد الدين المصباح محمد عبدالكريم المرعي (2013) التي حددت عتبة التضخم في السعودية 8.3%، في حين بلغ متوسطه 3.3% خلال المدة 1980-2010م.

ويهدف البحث إلى:

1. دراسة العلاقة بين التضخم العام والتضخم المستورد باستعمال أسلوب ARDL لاختبار فرضية وجود علاقة طويلة الأمد وتحديد آلية التصحيح الهيكلي إن وجدت؛
 2. دراسة العلاقة غير الخطية (التناظرية) بين التضخم العام والتضخم المستورد في الأمدين الطويل والقصير وتتبع استقرار الدوال المقدرية.
- يستعمل البحث المنهج التجريبي حيث سيتم استعمال أحدث تقنيات الاقتصاد القياسي، التي سبق الإشارة إليها NARDL من أجل اختبار فرضيته.
- وتعتمد هذه المنهجية على افتراض لا خطية العلاقة بين المتغيرات، وبشكل أكثر دقة يقوم هذا الأسلوب على اختبار فرضية التناظر Symmetry في العلاقة بين متغيرين. وفي حال تم إثبات وجود علاقة تناظرية، بافتراض أن العتبة تساوي الصفر، فإن هذه النتيجة تعني أن هناك تماثلاً في تأثير الصدمات الموجبة أو السالبة التي تحدث للمتغير المفسر في المتغير التابع، في حين أن وجود علاقة غير تناظرية Asymmetry بينهما تعني أن التغيرات في المتغير المفسر في اتجاه معين لا تعني بالضرورة أنها تعادل التغيرات في الاتجاه المعاكس (هناك احتمال ألا توجد علاقة في الاتجاه الثاني أي أن مقدرة العلاقة طويلة الأمد مختلفة في القيمة).

نموذج الدراسة والبيانات

يحتل الأدب الاقتصادي بالعديد من النماذج التي تحدثت عن أهم العوامل المؤثرة في التضخم، معبراً عنه بمعدل نمو الرقم القياسي للأسعار. وجرى اختبار هذه النماذج بمنهجيات قياسية متنوعة. بوجه عام، تم اختبار هذه المحددات في إطار نموذجين رئيسيين، أحدهم ناقش تأثير عوامل جانب الطلب في التضخم والآخر ناقش تأثير عوامل جانب العرض (انظر في التفاصيل: Furrukh Bashir et al (2016)) ومن أبرز العوامل التي تم اختبارها في جانب الطلب، الإنفاق الحكومي والعرض النقدي وعدد السكان. في حين عدت عوامل مثل الاستيرادات والإيرادات الحكومية والإنفاق الاستثماري ولاسيما الاستثمار الأجنبي المباشر والناتج المحلي الإجمالي أبرز جوانب العرض التي تم اختبار تأثيرها في التضخم. وذهبت بعض الدراسات إلى المزج ما بين عوامل جانب الطلب وعوامل جانب العرض في معادلة واحدة. ومن أمثال ذلك Furrukh Bashir, Farzana Yousaf and Huda Aslam (2016) Oatlotse Madito and Nicholas M Odhiambo (2018). ولخصت ورقة Oatlotse Madito and Nicholas M Odhiambo (2018) الدراسات السابقة فيما يتعلق بالعوامل التي يجب إدخالها في نموذج الدراسة، وهي التضخم المتوقع والإنفاق الحكومي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وأسعار الواردات والعرض النقدي وتكلفة وحدة العمل بالأسعار الجارية. وقد صاغت الدراسة نموذجها كما يأتي:

$$(1) \quad inf_t = f(inf_{t-1}, Exr, FGCS, GDP, IM, LW, M2)$$

هل العلاقة تناظرية بين التضخم والتضخم المستورد؟ أدلة تجريبية باستعمال بيانات المملكة العربية السعودية

حيث inf معدل التضخم معبراً عنه بمعدل نمو الرقم القياسي لأسعار المستهلكين و inf_{t-1} التضخم في السنة السابقة وهو يمثل التضخم المتوقع و Exr معدل صرف العملة الفعال و $FGCS$ الإنفاق الحكومي الاستهلاكي النهائي و GDP الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة و IM هو الرقم القياسي لأسعار الواردات و LW التكلفة الاسمية (بالأسعار الجارية) لتكلفة وحدة العمل و $M2$ العرض النقدي بالمفهوم الواسع.

كما استعمل محمد بن عبد الله الجراح (2011) نموذجاً مشابهاً إلى حد ما للنموذج السابق خاص بالمملكة العربية السعودية، حيث اعتبرت الدراسة أن التضخم يتأثر بمعدل نمو الناتج الحقيقي والإنفاق الحكومي الرأسمالي ومعدل نمو العرض النقدي الموسع ومؤشر الإنتاج الصناعي والمؤشر العالمي لأسعار الصادرات ومؤشر الانفتاح التجاري ومعدل نمو الأسعار الحقيقية للنفط وسعر الصرف الاسمي الفعال للريال السعودي (حيث أن ارتفاع قيمة هذا المؤشر تعني انخفاض قيمة الريال).

كما استعمل Mouyad Alsamara et al (2018) نموذجاً مقارباً لنموذج الجراح (2011) حيث اعتبرت الدراسة أن المستوى العام للأسعار يتأثر بأسعار الواردات بالإضافة إلى العرض النقدي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وسعر النفط. وصيغ نموذج الدراسة التجريبي كما يأتي:

$$(2) \quad P = f(RGDP, MS, IC, OP)$$

حيث P المستوى العام للأسعار و $RGDP$ الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي و MS العرض النقدي و IC تكلفة الواردات و OP سعر برميل النفط بالدولار الأمريكي. ويمكن صياغة النموذج التجريبي للبحث الحالي الخاص بالمملكة العربية السعودية، وبما يحقق أهداف البحث كما يأتي:

$$(3) \quad \log(CPI_t) = \alpha + \beta_1 \log(IM_t) + \beta_2 \log(RGDP_t) + \beta_3 \log(M2_t) + \epsilon_t$$

حيث $\log(.)$ هي اللوغاريتم الطبيعي للمتغير داخل القوسين و ϵ_t حد الخطأ في الزمن t . تم الحصول على البيانات من قاعدة بيانات البنك الدولي وهي عبارة عن بيانات سنوية تتوفر فقط للمدة من عام 2000 ولغاية عام 2017. وباعتبار أن المدة قصيرة فقد تم تحويلها من بيانات سنوية إلى ربع سنوية باستعمال تحويل Cubic Spline Interpolation الذي أعطى أفضل توفيق Fitting لخط البيانات الناتجة عن التحويل بالمقارنة مع البيانات الأصلية. وتحتفظ هذه الطريقة بالقيمة الأدنى والقيمة الأعلى المرتبطة بها، ثم تضع جميع النقاط الناتجة من عملية التحويل على خط مائل مكعب طبيعي يربط بين جميع النقاط.

يتصف الخط المكعب الطبيعي بالخصائص التالية:

1. يمثل كل جزء من المنحنى من خلال كثير حدود تكعيبي.
2. تأخذ القيم المجاورة للمنحنى، القيم الأصلية نفسها.
3. المشتقة الثانية من المنحنى عند نقطتي النهاية العالمية تساوي الصفر.

أسلوب التقدير

يستعمل هذا البحث، بشكل أساسي، أسلوب NARDL الذي طوره Yongcheol Shin et al (2014) من أجل اختبار فرضية لا خطية العلاقة بين بعض متغيرات البحث (التضخم والتضخم المستورد) في العربية السعودية، سواء في الأمدن القصير والطويل. كما يستعمل البحث أسلوب ARDL للكشف عن وجود تكامل مشترك بين المتغير المفسر (الرقم القياسي لأسعار الواردات) والمتغير التابع (الرقم القياسي لأسعار المستهلكين).

هل العلاقة تناظرية بين التضخم والتضخم المستورد؟ أدلة تجريبية باستعمال بيانات المملكة العربية السعودية

أسلوب ARDL

فيما يتعلق بالشكل العام لنموذج ARDL الذي يبين العلاقة بين المتغير التابع Y والمتغير التابع X المتغير المفسر، فإنه يأخذ الشكل الآتي بحسب Pesaran et al (2001):

$$(4) \quad \Delta y_t = \mu - \rho y_{t-1} + \theta x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} a_j \Delta y_{(t-j)} + \sum_{j=0}^{q-1} \pi_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t$$

حيث تمثل مقدرات المتغيرات في المستوى وبإبطاء لمدة واحدة معلومات الأمد الطويل التي تشتق منها دالة التكامل المشترك طويل الأمد. وتمثل المقدرة ρ معلمة تصحيح الخطأ والتي يتم اختبار معنويتها باستعمال القيم الجدولية. وتنص فرضية العدم H_0 على أنه لا توجد علاقة تكامل مشترك في الأمد الطويل. وتختلف القيم الجدولية لاختبار معنوية معلمة تصحيح الخطأ عن القيم الجدولية لتوزيع t . حيث قام M Hashem Pesaran et al (2001) بوضع جداول خاصة باختبار معنوية هذه المقدرة. فإذا كانت قيمة إحصائية t أكبر من القيمة الجدولية (وليكن 5%) فإننا نرفض فرض العدم ونقبل بالفرض البديل الذي يقرر وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغير التابع والمتغيرات المفسرة. كما تجدر الإشارة إلى أنه من المهم أن تكون إشارة هذه المعلمة سالبة حتى نستطيع القول بأن هناك إمكانية لتجاوز الأخطاء قصيرة الأمد بهدف العودة إلى الوضع التوازني. كما يتم حساب معلمة الأمد الطويل لدالة التكامل المشترك للمتغير X وفق المعادلة:

$$(5) \quad \beta = -\frac{\theta}{\rho}$$

ويتم اختبار وجود علاقة تكامل مشترك باستعمال اختبار Wald test الذي اقترحه Pesaran et al (2001) حيث يتم اختبار فرضية العدم:

$$(6) \quad \mu = \rho = \theta = 0$$

كما تشير المقدرات π_j إلى المقدرات قصيرة الأمد. وكذلك تشير p و q إلى عدد الإبطاءات التي يتم تقديرها اعتماداً على أحد المعايير مثل معيار معلومات AIC أو معيار شوارز SC سواء للمتغير التابع أو المتغير المستقل.

إن رفض فرض العدم بالاعتماد على جداول القيم الحرجة الخاصة باختبار التكامل المشترك (على سبيل المثال، جداول M Hashem Pesaran, Yongcheol Shin and Richard J Smith (2001) أو جداول Paresh Kumar Narayan (2005) عند مستوى الدلالة المعطى يعني أن هناك علاقة توازنية طويلة الأمد تنجّه من المتغير المستقل X إلى المتغير التابع Y . وتتضمن جداول القيم الحرجة لكل من M Hashem Pesaran, Yongcheol Shin and Richard J Smith (2001) و Paresh Kumar Narayan (2005) على عمودين اثنين، أحدهما تحت اسم $I(0)$ وتحت القيم الحرجة في حال كانت المتغير (المتغيرات) المفسرة ساكنة عند المستوى، أما حال كانت المتغيرات المفسرة لها جذور وحدة فيتم استعمال القيم الحرجة الموجودة في العمود $I(1)$.

هل العلاقة تناظرية بين التضخم والتضخم المستورد؟ أدلة تجريبية باستعمال بيانات المملكة العربية السعودية

ومما يجدر ذكره هنا، أن الجداول الحالية للقيم الحرجة لاختبار F حسبت من قبل M Hashem Pesaran, Yongcheol Shin and Richard J Smith (2001) في ظل نظام تقاربي Asymptotic Regime (بالتحديد تحت افتراض حجم عينة يساوي 1000) كما قام Paresh Kumar Narayan (2005) بتوفير قيم حرجة جديدة لحجم عينات محددة مختلفة (أحجام عينات 30 و 80 مشاهدة).

أسلوب NARDL

يُعد أسلوب NARDL توسيعاً أو تعميماً للتقدير الخطي لأسلوب الانحدار الذاتي ذي الفجوات المبطة للتكامل المشترك، ARDL، التي طورها M Hashem Pesaran, Yongcheol Shin and Richard J Smith (2001)، بحيث يأخذ بعين الاعتبار احتمالية اللاخطية في تأثير المتغير المستقل في المتغير التابع، سواء في الأمد القصير أو الطويل.

هذا الأسلوب، NARDL، كما في ARDL يقوم بالكشف عن التأثيرات قصيرة الأمد وطويلة الأمد في معادلة واحدة، وكذلك لا يحتاج بالضرورة إلى سلاسل زمنية طويلة مقارنة بأسلوب التكامل المشترك غير الخطي (TAR or MTAR). بالإضافة إلى مرونته في استعمال المتغيرات المتكاملة من الرتبة $I(0)$ أو $I(1)$. بمعنى سواء أكانت المتغيرات ساكنة عند المستوى أو الفرق الأول أو المزيج بينهما Salah A Nusair (2016) وطبعاً لا يؤخذ بالحسبان المتغيرات الساكنة عند الفرق الثاني، أي ذات رتبة التكامل $I(2)$ (Syed Jawad Hussain Shahzad et al., 2017). فضلاً عن ذلك، أن هذا الأسلوب يمكننا من الكشف عما أطلق عليه Clive Granger and Gawon Yoon (2002) التكامل المشترك الضمني hidden cointegration بمعنى أنه يتجنب حذف العلاقات غير الملموسة بين الظاهرة والعوامل المفسرة لها بالافتراض الجزافي بخطية العلاقة بينها. إذن إن أسلوب NARDL يمكننا من اختبار فرضية مركبة فيما إذا كانت العلاقة بين المتغيرين محل الدراسة علاقة تكامل مشترك خطية أو غير خطية أو حتى لا توجد علاقة تكامل مشترك بينهما.

من الناحية الإجرائية، يقتضي من أجل استعمال أسلوب NARDL البحث في رتبة سكون السلاسل الزمنية الداخلة في نموذج الدراسة. وهناك قائمة من أدوات اختبار جذر الوحدة وسكون السلاسل الزمنية، من أهمها اختبار ديكي-فولر الموسع (ADF) واختبار فيليبس-بيرون (PP) واختبار (KPSS). وتعتبر الاختبارات المطورة والمنبثقة عن اختبار ADF وهي اختبارات جذر الوحدة بنقطة تغير هيكل Unit Root With Break Point Test التي أشار إليها Pierre Perron (1989) والذي أكد على أن تجاهل نقاط التحول الهيكلية في السلاسل الزمنية يمكن أن يؤدي إلى نتائج مضللة فيما يخص قبول أو رفض فرضية وجود جذر الوحدة لأي من المتغيرات. وتعتبر طريقة Paresh Kumar Narayan and Stephan Popp (2010) والتي تعتبر تطويراً على اختبار ADF من أهم الطرائق في هذا الصدد، وهي المنهجية التي سوف يتم اعتمادها من أجل تحديد رتب سكون السلاسل الزمنية. وفي هذه المنهجية يتم تحديد نقاط التحول الهيكلية من داخله، بمعنى أننا لا نفترض معرفة مسبقة بوجود هذه النقاط أو حتى توقيتها.

وبالانطلاق إلى نموذج NARDL، حيث قلنا بأنه تعميم للخطية إلى اللاخطية، فإن المتغير x سوف يتم تقسيمه ما بين قيم سالبة وأخرى موجبة، بحيث يصبح لدينا (Shin, Yongcheol; Byungchul Yu and Matthew Greenwood-Nimmo, 2014):

$$(7) \quad X_t = X_0 + X_t^+ + X_t^-$$

هل العلاقة تناظرية بين التضخم والتضخم المستورد؟ أدلة تجريبية باستعمال بيانات المملكة العربية السعودية

وهكذا، فإن دالة التكامل المشترك للعلاقة بين X و Y (أي $Y = f(X)$) وانطلاقاً من المعادلة 7 تصبح كما يأتي:

$$(8) \quad Y_t = \alpha + \beta^+ X_t^+ + \beta^- X_t^- + u_t$$

حيث u_t تمثل حد الخطأ في هذه المعادلة بقيمة متوسطة صفر وتباين ثابت. فيما تمثل كلاً من β^+ و β^- المعلمات غير المتماثلة في الأمد الطويل the associated asymmetric long-run parameters.

ويتم حساب X_t^+ و X_t^- كما في المعادلتين التاليتين (Shin, Yongcheol et al., 2014):

$$(9) \quad X_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta X_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta X_j, 0)$$

$$(10) \quad X_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta X_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta X_j, 0)$$

وانطلاقاً من هذا التقسيم للمتغير المستقل، فإن إدخال كلا المتغيرين X_t^+ و X_t^- في نموذج $ARDL$ سوف ينتج لدينا نموذج $NARDL$ ، كما يأتي:

$$(11) \quad \Delta y_t = \mu - \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} a_j \Delta y_{(t-j)} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t$$

وكما في النموذج السابق المعروض في المعادلة (11) فإن θ^+ و θ^- تمثل معلومات الأمد الطويل للعلاقة غير التناظرية في النموذج و π_j^+ و π_j^- تمثل المقدرات غير التناظرية في الأمد القصير. وتتشابه الاختبارات التشخيصية لنموذج $NARDL$ مع نموذج $ARDL$ حيث يتم اختبار التكامل المشترك كما في المعادلة (6) بحيث تصبح:

$$(12) \quad \mu = \rho = \theta^+ = \theta^- = 0$$

بالإضافة إلى اختبار التوزيع الطبيعي لحد الخطأ وسكون النموذج باستعمال اختبار cumulative sum واختبار Cusum Of Squares Test بالإضافة إلى اختبارات اختلاف التباين واستقلالية حد الخطأ.

ويتميز أسلوب $NARDL$ باختبار إضافي هو اختبار التماثل symmetry في الأمد الطويل حيث يتم اختبار فرضية عدم الآتية، باستعمال اختبار Wald test وفق ما اقترحه Shin et al (2014) أيضاً:

$$(13) \quad (\beta^+ = -\frac{\theta^+}{\rho}) = (\beta^- = -\frac{\theta^-}{\rho})$$

هل العلاقة تناظرية بين التضخم والتضخم المستورد؟ أدلة تجريبية باستعمال بيانات المملكة العربية السعودية

مقابل الفرضية البديلة التي تنص على عدم تماثل asymmetry العلاقة بين المتغيرين محل الدراسة كما يأتي:

$$(14) \quad (\beta^+ = -\frac{\theta^+}{\rho}) \neq (\beta^- = -\frac{\theta^-}{\rho})$$

في هذه الحالة تكون العلاقة غير خطية then the presence of nonlinear relation is concluded

كما يتم اختبار الخطية في الأمد القصير باستعمال اختبار Wald test كما يأتي:

$$(15) \quad \sum_{j=0}^{q-1} \pi_j^+ = \sum_{j=0}^{q-1} \pi_j^-$$

من الاختبارات التشخيصية المهمة في اختبار NARDL اختبار مضاعف التأثير التراكمي الديناميكي غير المتماثل asymmetric cumulative dynamic multiplier effect في المتغير التابع الناجم عن التغير في المتغير المستقل الموجب X^+ والمتغير المستقل السالب X^- بوحدة واحدة. ويتم حساب الأثرين على التوالي، كما يأتي:

$$(16) \quad m_h^+ = \sum_{j=h}^h \frac{\delta Y_{(t+1)}}{\delta X_t^+}, h = 0, 1, 2, \dots$$

$$(17) \quad m_h^- = \sum_{j=h}^h \frac{\delta Y_{(t+1)}}{\delta X_t^-}, h = 0, 1, 2, \dots$$

وبحسب (Fousekis, Katrakilidis et al (2016) و (Shahzad, Nor et al (2017) فإن كشف وتحليل مسارات التكيف ومدة اختلال التوازن في أعقاب صدمة موجبة (أو سالبة) يمكن أن توفر معلومات مفيدة عن أنماط عدم التماثل في الأمدين الطويل والقصير.

النتائج التطبيقية

اختبارات جذر الوحدة

استعمل البحث اختبار ديكي-فولر الموسع ADF واختبار فيلبس-بيرون PP من أجل الكشف عن رتبة سكون السلاسل الزمنية الداخلة في نموذج البحث. كما استعملت اختبار Eric Zivot and Donald W K Andrews (1992) (الذي يسمى اختصاراً باختبار ZAU) من أجل الكشف عما إذا كانت السلاسل الزمنية تتضمن نقاط تحول هيكلية ولاسيما بالنسبة للمتغير التابع وتحديد نقطة التحول الهيكلية بناء على هذا الاختبار. وتكمن المشكلة الأساسية باختبار ADF و PP بأنها تتعامل مع السلسلة الزمنية بافتراض الخطية، وبالتالي من المحتمل أن نقبل فرض العدم وهو غير صحيح. هذا الأمر دفع Pierre Perron (1989) إلى تطوير اختبار ADF بافتراض وجود تغير هيكلية في السلسلة الزمنية عند إجراء اختبار سكونها. وقام Eric Zivot and Donald W K Andrews (1992) بتطوير اقتراح Perron. ويُعد اختبار ZAU اختباراً بديلاً عن اختبارات ADF و PP. وهو اختبار زمني يستعمل كامل المشاهدات في السلسلة الزمنية ويستعمل متغيرات وهمية dummy variables مختلفة لكل تاريخ يمكن أن يكون نقطة تحول هيكلية Structural Break Point. يتم تحديد نقطة التحول الهيكلية عندما تكون إحصائية اختبار جذر الوحدة t-stat الأصغر من بين المعادلات المختلفة، وبالتالي يعطي دليلاً أكثر إقناعاً ضد فرض العدم القائل بأن السلسلة الزمنية لها جذر وحدة. بشكل عام، يتم إجراء اختبار ZAU دائماً استناداً إلى ثلاثة نماذج وهي:

هل العلاقة تناظرية بين التضخم والتضخم المستورد؟ أدلة تجريبية باستعمال بيانات المملكة العربية السعودية

$$(18) \quad y_t = a_0 + \delta DU_t(\lambda) + Bt + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta Y_{t-i} + e_t$$

$$(19) \quad y_t = a_0 + \gamma DT_t(\lambda) + Bt + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta Y_{t-i} + e_t$$

$$(20) \quad y_t = a_0 + \delta DU_t(\lambda) + \gamma DT_t(\lambda) + Bt + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta Y_{t-i} + e_t$$

حيث $DU_t(\lambda)$ عبارة عن متغير وهمي ثابت (intercept dummy variable) Isabelle (Nilsson, 2009) يبين التغير في المستوى حيث يأخذ هذا المتغير الوهمي $DU_t(\lambda) = 1$ إذا كانت $t > T\lambda$ فيما تكون صفراً في الحالة $t \leq T\lambda$. ويشير المتغير الوهمي للميل الخاص بـ $T\lambda$ (أي γ) والمتغير الوهمي للميل الخاص بمتغير المستوى أو الثابت (أي δ) وذلك عندما تكون $t = T\lambda$. تسمح المعادلة 15 بتغيير مدة واحدة في مستوى السلسلة الزمنية في حين تسمح المعادلة 16 بإجراء تغيير مدة زمنية واحدة في ميل معادلة الاتجاه الزمني، أما المعادلة 17 فتسمح بمزيج من التغيير في المستوى ومعادلة الاتجاه الزمني.

وبناءً على ذلك، من الممكن اختبار فرضية العدم لكل المعادلات، $\rho = 0$ ، التي تشير إلى أن المتغير (yt) يتبع عملية سير عشوائية بمعلمة ثابتة دون أي تحول هيكلية، بينما تشير الفرضية البديلة $\rho < 0$ إلى أن المتغير (yt) يتبع نمطاً ثابتاً في الاتجاه مع حدوث تحول زمني واحد في نقطة غير محددة من الزمن. يتعامل اختبار ZAU مع جميع النقاط على أنها تواريخ تحول هيكلية محتملة وينفذ الانحدار لكل نقطة تحول محتملة واحدة تلو الأخرى.

يبين الجدول (1) نتائج اختبار ADF حيث نلاحظ بأن جميع السلاسل الزمنية لها جذر وحدة، أي متكاملة من الدرجة I(1) ماعدا السلسلة الزمنية الخاصة بمعدل العرض النقدي.

الجدول (1) اختبار جذر الوحدة ADF

رتبة التكامل (.)	في الفرق الأول		في المستوى		ثابت	بدون ثابت	ثابت
	بدون اتجاه زمني	باتجاه زمني	بدون اتجاه زمني	باتجاه زمني	باتجاه زمني	باتجاه زمني	باتجاه زمني
I(1)	-1.711	-1.8745	-1.7361	-0.2174	-1.1663	-1.6864	INF
I(1)	-2.4226	-2.4377	-2.4474	-0.8638	-2.1037	-0.8384	IMG
I(0)	-1.3144	-2.1062	-1.5902	1.6347	-4.0094	0.9086	M2
I(1)	-4.1762	-4.1391	-4.1227	-0.7539	-2.0185	-1.837	GY
I(1)	-1.5492	-2.1982	-1.5381	-0.4516	-1.799	-2.1726	GOV

كما يبين الجدول (2) نتائج اختبار سكون السلاسل الزمنية باستعمال اختبار Zivot (أي بافتراض وجود نقطة تحول هيكلية). ومن هذه النتائج نرى على وجه الخصوص بأن المتغير التابع في دراستنا inf غير مستقر في المستوى أي أن له جذر وحدة ومن أجل نقطة تحول في الربع الثالث من عام 2006 عند تنفيذ الاختبار بثابت، ولكن عند تنفيذ الاختبار بثابت واتجاه زمني سكنت السلسلة الزمنية بافتراض وجود نقطة تحول أيضاً في الربع الثالث من عام 2006. وهكذا بالنسبة لبقية السلاسل الزمنية، وكما هو مبين في الجدول. وتفيدنا هذه النتيجة بأننا سوف نضيف إلى معادلة الانحدار متغيراً وهمياً حيث نعطي القيمة (0) للمدة ما قبل 2006Q3 ونعطي للمدة التالية القيمة (1).

هل العلاقة تناظرية بين التضخم والتضخم المستورد؟ أدلة تجريبية باستعمال بيانات المملكة العربية السعودية

الجدول (2): نتائج اختبار جذر الوحدة بافتراض وجود نقطة تحول هيكلية*

ثابت و اتجاه زمني			ثابت		
رتبة السكون	نقطة التحول الهيكلية	إحصائية الاختبار t	رتبة السكون	نقطة التحول الهيكلية	إحصائية الاختبار t
I(0)	2006Q3	-6.22993	I(1)	2006Q3	-3.70528
I(1)	2007Q4	-4.53365	I(1)	2012Q3	-3.59626
I(1)	2009Q4	-4.20673	I(1)	2013Q4	-4.33983
I(0)	2009Q2	-6.1556	I(0)	2009Q2	-6.1906
I(0)	2008Q3	-5.11117	I(0)	2010Q4	-4.40567
					INF
					IMG
					M2
					GY
					GOV

* فرضية العدم: المتغير (x) له جذر وحدة (القيمة الحرجة عند مستوى الدلالة 5% هي -4.93 و -5.08)
ثابت و ثابت و اتجاه زمني على التوالي)

نتائج اختبار السببية

تم استعمال اختبار غرانجر للسببية Granger Causality Test، وقد تم إدراج النتائج في الجدول (3). ومن هذه النتائج يتبين لنا بأن تضخم أسعار الواردات IMG لا يبدو أن يسبب التضخم في المملكة العربية السعودية عند أي مستوى من الإبطاءات Lags أو أي مستوى من مستويات الدلالة. في حين أن المتغيرات الأخرى تبين بأنها تسبب التضخم عند إبطاءين ومستوى دلالة 5% على الأقل.
الجدول (3): نتائج اختبار غرانجر للسببية

Lags: 3		Lags: 2		Lags: 1		فرضية العدم:
Prob.	F-Stat	Prob.	F-Stat	Prob.	F-Stat	
0.426	0.944	0.206	1.623	0.096	2.863	INF لا يسبب IMG
0.367	1.075	0.050	3.162	0.298	1.104	INF لا يسبب GY
0.906	0.186	0.021	4.115	0.250	1.349	INF لا يسبب GOV
0.662	0.533	0.006	5.596	0.468	0.535	INF لا يسبب M2

كما تم استعمال اختبار Hiro Y Toda and Taku Yamamoto (1995) من أجل اختبار العلاقة السببية في الأمد الطويل. ويقتضي اختبار T&Y تحديد عدد الإبطاءات المثلى k في نموذج VAR ومن ثم إضافة عدد الحدود القصوى للتكامل P_{max} ، ويقصد بالحدود القصوى للتكامل رتبة تكامل المتغيرات باستعمال اختبار ADF أو اختبار PP. أما بالنسبة لعدد الإبطاءات في نموذج VAR فيتم تحديدها بالاعتماد على أحد المعايير (AIC; SC; H&Q ... etc). وكما أشار Hiro Y Toda and Taku Yamamoto (1995) فإن الاختبار يخضع لتوزيع χ^2 .

بينت النتائج المعروضة في الجدول (4) أن هناك علاقة سببية تتجه من التضخم المستورد إلى التضخم العام في الاقتصاد السعودية عند مستوى الدلالة أقل من 1%، وأن هناك علاقة سببية تتجه عموماً من المتغيرات المفسرة إلى المتغير التابع INF.

الجدول (4): نتائج اختبار السببية في الأمد الطويل Toda&Yamamoto test				
Prob.	Chi-sq	df	k	Excluded
0.0000	35.88109	6	1	IMG
0.0110	16.58076	6	0	M2
0.2232	8.209023	6	1	GY
0.0000	42.99058	6	1	GOV
0.0000	106.5392	24		All

نتائج تقدير نموذج ARDL

يتضمن الجدول (5) نتائج تقدير نموذج انحدار معدل التضخم في العربية السعودية *inf* على المتغيرات المفسرة باستعمال أسلوب ARDL، أي تقدير المعادلة (4) وتوضح هذه النتائج أن المقدرة المقابلة للمتغير التابع بإبطاء لمدة واحدة (معلمة تصحيح الخطأ) كانت معنوية باستعمال القيم الجدولية لاختبار t الخاص بهذه المعلمة والذي اقترحه لـ PSS (2001). فقد بلغت قيمة إحصائية الاختبار $t = -4.22$ وهي أكبر من القيمة الجدولية المقابلة لمستوى الدلالة 5% (انظر الجدول رقم $CII(v)$ عند M الجدولية لاختبار t المقترح من قبل PSS). ومن ناحية ثانية فقد بلغت قيمة معلمة التصحيح 0.104 (بالقيمة المطلقة) وهي تعني أن 10.4% من أي صدمة سوف يتم تصحيحها في مدة زمنية واحدة، وبمعنى آخر أننا نحتاج إلى 9.6 أرباع سنوية أو 2.4 سنة من أجل تجاوز هذه الصدمة.

تشير نتائج الاختبارات التشخيصية في اللوحة (5) من الجدول (5) أن النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء باستعمال اختبار LM حيث تبين بأن إحصائية الاختبار تساوي 0.02 وأن القيمة الاحتمالية Prob. أكبر من 5% بكثير وبالتالي نقبل بفرض العدم القائل بأن النموذج لا يعاني من هذه المشكلة. كما تبين النتائج في اللوحة ذاتها بأن الأخطاء تتوزع توزيعاً طبيعياً باستعمال اختبار JB حيث بلغت القيمة الاحتمالية لهذا الاختبار 0.3817 وهي أكبر من 5% بكثير. أما بالنسبة لاختبار اختلاف تباين حد الخطأ فقد بينت النتائج بأن هناك اختلاف في تباين حد الخطأ. ويعود السبب في ذلك إلى استعمالنا تحويل البيانات من سنوية إلى ربع سنوية.

وقد بينت النتائج أن هناك علاقة طردية في الأمد الطويل بين التضخم المستورد (معدل نمو الرقم القياسي لأسعار الواردات) والتضخم العام (معدل نمو الرقم القياسي لأسعار المستهلكين). وبلغت مرونة هذه العلاقة 0.3166. أي أن زيادة التضخم المستورد بمقدار 1% تؤدي إلى زيادة التضخم العام بمقدار 0.32%. ومن الناحية الإحصائية، فإن هذه المقدرة معنوية عند مستوى الدلالة 0.05.

نتائج تقدير نموذج NARDL

يبين الجدول (5) نتائج تقدير نموذج الانحدار الذاتي غير الخطي ذو الإبطاءات الموزعة حيث التضخم (*inf*) في المملكة العربية السعودية هو المتغير التابع. وتبين هذه النتائج أن هناك تكاملاً مشتركاً وعلاقة طويلة الأمد تعكسها الإشارة السالبة والمعنوية لمعلمة تصحيح الخطأ التي بلغت قيمتها -0.3122 في حين بلغت قيمة إحصائية الاختبار $t = -8.803$ وهي أكبر من القيمة الحرجة عند مستوى الدلالة 1% بحسب الجداول CII عند PSS (2001). ومن ناحية ثانية أشارت إحصائية اختبار الحدود، باستعمال اختبار Wald Test، إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأمد في المستوى. حيث كانت قيمة إحصائية الاختبار F

هل العلاقة تناظرية بين التضخم والتضخم المستورد؟ أدلة تجريبية باستعمال بيانات المملكة العربية السعودية

أكبر من القيمة الحرجة عند مستوى الدلالة 1% ($F_{boubd} = 23.1471 > 4.764$) باستعمال القيم الحرجة لـ Paresh Kumar Narayan (2005).

وتوضح اللوحة 4 في الجدول (5) أن إحصائية اختبار Wald Test لاختبار وجود علاقة تناظرية في الأمد الطويل (WL) قد بلغت 63.6733 وهي معنوية عند مستوى الدلالة أقل من 1%. وهو ما يدعونا إلى رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل الذي ينص على أن العلاقة بين التضخم والتضخم المستورد علاقة غير تناظرية في الأمد الطويل، أي أن العلاقة بينهما علاقة غير خطية. أما في الأمد القصير فإن إحصائية الاختبار (WS) قد بلغت 0.04 يقابلها قيمة احتمالية (Prop) كبيرة مقدارها 0.8، الأمر الذي يعني بأن العلاقة بين المتغيرين علاقة تناظرية في الأمد القصير.

وبينت الاختبارات التشخيصية في اللوحة 5 أن بواقي معادلة الانحدار تتوزع طبيعياً باستعمال اختبار JB كما أنها لا تعاني من مشكلة الارتباط الذاتي باستعمال اختبار LM ولا تعاني من مشكلة اختلاف تباين حد الخطأ باستعمال اختبار BPG.

ومن جهة تحليل النتائج القياسية فقد بينت النتائج أن زيادة أسعار الواردات بمعدل 1% أدت إلى زيادة معدل التضخم العام في السعودية بمعدل 0.056%، في حين أن انخفاض أسعار الواردات بمعدل 1% أدى إلى تخفيض التضخم بمعدل قدره 0.117%. وتشير هذه النتيجة إلى هناك علاقة طردية بين الرقم القياسي لأسعار المستهلكين والرقم القياسي لأسعار الواردات وأن استجابة التضخم للتغير في أسعار الواردات في حالة هبوط هذه الأسعار أقوى منها في حالة ارتفاعها.

الجدول (5): نتائج تقدير نموذج الدراسة

اللوحة 1: نتائج تقدير نموذج NARDL (المتغير التابع: $d(\inf)$)

Eq Name:	ARDL		NARDL	
Dep. Var:	coff.	t-test	coff.	t-test
C	-0.0004	[-0.4481]	0.2129	[1.8544]
INF(-1)	-0.104	[-4.2202]**	-0.0031	[-8.803]***
IMG(-1)	0.0329	[6.4368]**		
IMG_POS(-1)			0.0175	[2.081]**
IMG_NEG(-1)			0.0365	[4.5127]***
GY(-1)	-0.0085	[-0.8167]	0.0036	[0.463]
M2(-1)	0	[-0.4349]	0.0201	[5.1642]***
GOV(-1)	0	[0.3697]	-0.0492	[-5.0843]***
D(INF(-1))	1.2364	[22.8865]**	0.0109	[14.4837]***
D(INF(-2))	-0.5412	[-7.4839]**		
D(IMG)	0.1311	[7.8494]**		
D(IMG(-1))	-0.1387	[-8.5436]**		
D(IMG_POS)			0.0802	[2.7402]***
D(IMG_POS(-1))			-0.1011	[-3.6197]***
D(IMG_NEG)			0.1262	[3.6908]***
D(IMG_NEG(-1))			-0.1388	[-4.0236]***
D(GY)	0.2875	[4.5865]**	0.0771	[3.1754]***
D(GY(-1))	-0.3366	[-5.0507]**		
D(GY(-2))	0.0997	[3.0700]**		
D(M2)	0.0022	[3.8712]**	0.1366	[4.3897]***

هل العلاقة تناظرية بين التضخم والتضخم المستورد؟ أدلة تجريبية باستعمال بيانات المملكة العربية السعودية

D(M2(-1))	-0.0043	[-4.0182]**	-0.1121	[-4.2121]***
D(M2(-2))	0.0022	[3.8460]**		
D(GOV)	-0.0073	[-5.4333]**	-0.2674	[-4.4742]***
D(GOV(-1))	0.0136	[5.4183]**	0.258	[4.6128]***
D(GOV(-2))	-0.0073	[-5.3758]**		
Dum_BP	0.0016	[7.6126]**	0.2202	[6.9294]***
اللوحة 2: نتائج تقدير مقدرات الأمد الطويل (المتغير التابع: inf)				
IMG	0.3166	[0.0142]**		
IMG_POS			0.056043	[2.2629]**
IMG_NEG			0.116832	[4.4825]***
GY	-0.0813	[0.4478]	0.01168	[0.4984]
M2	-9.02E-05	[0.725]	0.064264	[9.2207]***
			-	
GOV	0.00025	[0.7601]	0.157597	[-9.4874]***
contant	-0.0041	[0.7191]	0.682205	[2.4672]**
اللوحة 3: نتائج اختبار الحدود (فرض العدم: لا توجد علاقة تكامل مشترك تتجه من المتغيرات المفسرة إلى المتغير التابع)				
F-statistic	11.96142		23.1471	
k	4		5	
اللوحة 4: اختبار التناظر في الأمدين الطويل WL والقصير WS				
WL			63.6733	[0.0000]***
WS			0.0408	[0.8407]
اللوحة 5: الاختبارات التشخيصية اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء				
JB	1.9259	[0.3817]	0.2394	[0.8871]
اختبار الارتباط الذاتي للأخطاء: Correlation LM Test Breusch-Godfrey Serial				
LM	0.0237	[0.8784]	3.4258	[0.0712]
اختبار اختلاف تباين حد الخطأ: Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity Test				
F-stats	2.480569	[0.0074]	1.5671	[0.1170]

النتائج والمناقشة

هدف هذا البحث الى اختبار فرضية وجود علاقة طردية بين الرقم القياسي لأسعار الواردات، كمتغير مفسر، والرقم القياسي لأسعار المستهلكين، كمتغير تابع باستعمال بيانات المملكة العربية السعودية وللمدة (2000-2016). وبعبارة أخرى، فإن البحث قد افترض بأن هناك تأثير طردي للتضخم المستورد في التضخم العام في الاقتصاد السعودي. كما افترض البحث أن العلاقة بين المتغيرين علاقة غير تناظرية، بمعنى أن التغيرات الموجبة في المتغير المفسر يختلف سلوك تأثيرها في المتغير التابع عن التغيرات السالبة في هذا المتغير. واستعمل البحث بيانات من عام 2000 إلى عام 2017 بعد تحويلها إلى بيانات ربع سنوية لتجاوز مشكلة انخفاض طول مدة الدراسة وبالتالي انخفاض عدد درجات الحرية. وبإجراء اختبارات جذر الوحدة تبين بأن أغلب متغيرات الدراسة لها جذر وحدة ومتكاملة من الرتبة I(1) وبين اختبار Eric Zivot and Donald W K Andrews (1992) بأن هناك تحولاً هيكلياً في التضخم في عام 2006Q03 وفي

هل العلاقة تناظرية بين التضخم والتضخم المستورد؟ أدلة تجريبية باستعمال بيانات المملكة العربية السعودية

التضخم المستورد في 2012Q03. كما بين تقدير نموذج الدراسة باستعمال أسلوب ARDL بأن تأثير التضخم المستورد طردي في التضخم العام في الاقتصاد السعودي. أما باستعمال اختبار NARDL فقد بينت النتائج أن العلاقة بين المتغيرين غير تناظرية في الأمد الطويل ولكنها تناظرية في الأمد القصير، باستعمال اختبار Wald Test للأمدين. وتشير النتائج إلى علاقة متناقضة في تأثير التضخم المستورد في التضخم العام. حيث أن زيادة التضخم المستورد تؤدي فعلاً إلى زيادة التضخم العام كما أن انخفاض التضخم المستورد يؤدي أيضاً إلى انخفاض التضخم العام في الاقتصاد السعودي. مع ملاحظة بأن تأثير التغيرات السالبة في التضخم المستورد أعمق من تأثير التغيرات الموجبة.

المراجع

1. الجراح، محمد بن عبد الله. 2011. مصادر التضخم في المملكة العربية السعودية: دراسة قياسية باستخدام مدخل اختبارات الحدود. مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية، (1)27، 133-53.
2. المصباح، عماد الدين ومحمد عبدالكريم المرعي. 2013. تأثير التضخم في النمو الاقتصادي في المملكة العربية السعودية: دراسة تطبيقية باستخدام أسلوب Garch. Economic Horizons, 253(1599), 1-80.
3. Alsamara, Mouyad; Zouhair Mrabet and Michel Dombrecht. 2018. Asymmetric Import Cost Pass-through in Gcc Countries: Evidence from Nonlinear Panel Analysis. Economic Modelling, 75, 432-40.
4. Bashir, Furrukh; Farzana Yousaf and Huda Aslam. 2016. Determinants of Inflation in Pakistan: Demand and Supply Side Analysis. Journal of Finance and Economics Research, 1(1), 1-15.
5. Chatelais, Nicolas and Katja Schmidt. 2017. The Impact of Import Prices on Inflation in the Euro Area. Rue de la Banque، (37).
6. Granger، Clive and Gawon Yoon. 2002. Hidden Cointegration.
7. Johansen, Soren and Katrina Juselius. 2017. Direct and Spill-over Effects of Exchange Rate Volatility on Inflation in Swaziland: An Application of the Multivariate Garch Model. Research Bulletin Volume.84، (2)52،
8. Jordan, Thomas J. 2016. The Impact of International Spillovers on Swiss Inflation and the Exchange Rate. Journal of International Money and Finance, 68, 262-65.
9. Khan, Mohsin S and Abdelhak S Senhadji. 2001. Threshold Effects in the Relationship between Inflation and Growth. IMF Staff papers, 48(1), 1-21.
10. Lim, Yen Chee and Siok Kun Sek. 2015. An Examination on the Determinants of Inflation. Journal of Economics, Business and Management, 3(7), 678-82.
11. Liu, Hai Yue and Xiao Lan Chen. 2017. The Imported Price, Inflation and Exchange Rate Pass-through in China. Cogent Economics & Finance, 5(1), 1279814.
12. Madito, Oathotse and Nicholas M Odhiambo. 2018. The Main Determinants of Inflation in South Africa: An Empirical Investigation. Organizations and Markets in Emerging Economies, 9(2).

13. Narayan, Paresh Kumar. 2005. The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-90.
14. Narayan, Paresh Kumar and Stephan Popp. 2010. A New Unit Root Test with Two Structural Breaks in Level and Slope at Unknown Time. *Journal of Applied Statistics*, 37(9), 1425-38.
15. Nilsson, Isabelle. 2009. Unit Root Tests and Structural Breaks in the Swedish Electricity Price, Department of Business Administration and Social Sciences. Lulea University of Technology .
16. Nusair, Salah A. 2016. The Effects of Oil Price Shocks on the Economies of the Gulf Co-Operation Council Countries: Nonlinear Analysis. *Energy Policy*, 91, 256-67.
17. Perron, Pierre. 1989. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1361-401.
18. Pesaran, M Hashem; Yongcheol Shin and Richard J Smith. 2001. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
19. Shahzad, Syed Jawad Hussain; Safwan Mohd Nor; Roman Ferrer and Shawkat Hammoudeh. 2017. Asymmetric Determinants of Cds Spreads: Us Industry-Level Evidence through the Nardl Approach. *Economic Modelling*, 60, 211-30.
20. Shin, Yongcheol; Byungchul Yu and Matthew Greenwood-Nimmo. 2014. Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear Ardl Framework, *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*. Springer, 281-314.
21. Tang, Ke; Changyun Wang and Shiyi Wang. 2014. China's Imported Inflation and Global Commodity Prices. *Emerging Markets Finance and Trade*, 50(3), 162-77.
22. Toda, Hiro Y and Taku Yamamoto. 1995. Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of econometrics*, 66(1-2), 225-50.
23. Zivot, Eric and Donald W K Andrews. 1992. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of business & economic statistics*, 10(1), 251-70.

Does a Symmetric Relationship Exist Between Inflation and Imported Inflation? Empirical Evidence from Saudi Arabia

Imadeddin Ahmed Almosabbah and Mohamad Abdulkarim Almoree

Department of Economics and Finance, Faculty of Economics and
Administration, Qassim University, Kingdom of Saudi Arabia

ABSTRACT*:

This study aims at examining the nature of the relationship between inflation represented by the relative change in the consumer price index and imported inflation represented by the relative change in import prices in Saudi Arabia. The study uses data for the period 2000-2017. From an econometric perspective, the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) is used. The results of the unit root tests shows that all the variables have a unit root except for the money supply. It also shows that there is a structural breakpoint in inflation and imported inflation in 2006 Q3 and 2012 Q3, respectively. The results shows a direct correlation between imported inflation and general inflation using ARDL and a 0.3066 elasticity coefficient, also shows an asymmetric relationship using NARDL in the long term and in the short term Between the two variables.

Keywords: Nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL); Saudi Consumer Price Index; Saudi Macroeconomic Modelling; Structural Breakpoint

* The Authors gratefully acknowledge Qassim University (Saudi Arabia), represented by the Deanship of Scientific Research, on the material support for this research under the number (3823-cbe- 2018-1-14-S) during the academic year 1440/ 2018.