IUGJEBS
Vol 26, No1, 2018, pp 62-78
ISSN 2410-5198
مجلة الجامعة الإسلامية للدراسات الاقتصادية والإدارية

تاريخ الإرسال (2017-10-21)، تاريخ قبول النشر (2017-12-20)

العلاقة بين عرض النقد والتضخم: تحليل قياسي على الاقتصاد الأردني

د. خالد للفي النيف [1]
د. محمد عيسى شحاتيت [2,*]
أ.د. سعود موسى الطيب [3]
[1] أستاذ مشارك– جامعة البلقاء التطبيقية– الأردن.
[2] أستاذ مشارك– جامعة الأميرة سمية– الأردن.
[3] أستاذ – جامعة مؤتة– الأردن.
[*] البريد الالكتروني للباحث المرسل:
E-mail address: msh@psut.edu.jo

الملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى اختبار وتحليل العلاقة بين عرض النقد والتضخم في الاقتصاد الأردني خلال الفترة 1968-2015. ولتحقيق هدف الدراسة تم استخدام منهجية التحليل القياسي للسلاسل الزمنية، حيث تم اختبار استقرار متغيرات الدراسة باستخدام اختبار ديكي-فولر الموسع (ADF) قبل تطبيق منهجية التكامل المشترك لجوهانسون لاختبار علاقة التوازن في المدى الطويل. كما تم استخدام اختبار السببية لجرانجر لتحديد اتجاه العلاقة السببية، إن وجدت، على المدى القصير. وأخيرا، تم وضع نموذج قياسي لتقدير العلاقة الاقتصادية بين متغيرات الدراسة.

تشير نتائج الدراسة إلى أنه في حين كان عرض النقد غير مستقر عند المستوى، واستقر بعد اخذ الفرق الأول، فإن التضخم قد استقر عند المستوى. كما أشارت نتائج التكامل المشترك إلى عدم وجود علاقة سببية بين عرض النقد والرقم القياسي للأسعار في الأجل الطويل. أما نتائج سببية جرانجر فتظهر وجود سببية قصيرة الأجل باتجاه واحد تتجه من عرض النقد إلى الأسعار، وهذا يعني أن عرض النقد يسبب التضخم في الأردن وليس العكس. كما تشير نتائج تقدير النموذج القياسي إلى أن التغير في عرض النقد يؤثر بشكل معنوي على التغير في الأسعار.

توصي الدراسة بضرورة إدارة التغيرات في عرض النقد بطريقة تحد من ارتفاع الأسعار لتحقيق الاستقرار الاقتصادي. وتوصي أيضا بتطبيق نماذج الاقتصاد القياسي، بما في ذلك نموذج هذه الدراسة، في السيطرة على السيولة المحلية وسلوك الأسعار. وهناك ضرورة لإجراء مزيد من البحوث المتخصصة لتحليل أثر عرض النقد وآثاره المتبادلة على مؤشرات الاقتصاد الكلي الأخرى، ولا سيما سعر الفائدة ومعدل الخصم.

كلمات مفتاحية:
عرض النقد، التضخم، جذر الوحدة، التكامل المشترك، السببية، الأردن.

The Relationship Between Money Supply And Inflation: an Econometric Analysis of the Jordanian Economy

Abstract

This study aims to test and analyze the relationship between the supply of money and inflation in the Jordanian economy during 1968-2015. In order to achieve the objective of the study, the methodology of econometric analysis of time series was used. The stability of the study variables was tested using the Augmented Dickey-Fuller (ADF) test before applying Johansson's co-integration methodology to test the long-term equilibrium relationship. The Granger's causality test was used to determine the direction of the causal relationship, if exist, in the short term. Finally, an econometric model was formulated to estimate the economic relationship between the variables of the study .

The results of the study indicate that while the money supply was unstable at the level and stabilized after taking the first difference, inflation has stabilized at the level. The results of cointegration also indicated that there was no causal link between the money supply and the price index, in the long-term. The results of Granger's causality show a unidirectional causality running from the money supply to inflation, which means that money supply causes inflation in Jordan, not vice versa. The results of the econometric model indicate that the change in the money supply has a significant impact on the change in prices.

The study recommends the need to manage changes in the supply of money in a way that limits the rise in prices to achieve economic stability. It also recommends the application of econometric models, including the study model, in the control of local liquidity and price behavior to achieve economic stability. Further specialized research is needed to analyze the impact of money supply and its mutual effects on other macroeconomic indicators, especially the interest rate and discount rate.

Keywords:

Money supply, inflation, unit root, causality, cointegration, Jordan

المقدمة:

اهتمت النظريات الاقتصادية بتحليل السياسة النقدية ومدى فاعليتها في التأثير على النشاط الاقتصادي بشكل عام وعلى التضخم بشكل خاص، حيث يعتبر موضوع التضخم من أبرز المواضيع الاقتصادية التي اثارت اهتمام الباحثين، فتعددت تفسيراتهم ووجهات نظرهم حول هذه المشكلة المتجددة، خاصة وأن آثار التضخم تطال كافة شرائح المجتمع، إذ تشير الأدبيات الاقتصادية إلى تعدد النظريات التي حاولت تفسير ظاهرة التضخم، ففي حين تدعم بعض النظريات المبدأ القائل بأن "التضخم ظاهرة نقدية بحتة"، بمعنى ان التضخم ينتج عن الزيادة في عرض النقد كما في النظرية النقدية التقليدية والنظرية النقدية الحديثة، حيث يرى النقديون مثل فريدمان ان عرض النقد متغير خارجي يتحدد خارج النظام ولا يتأثر بالعوامل الداخلية كالأسعار واسعار الفائدة والناتج وانما يؤثر فيها. ترى نظريات أخرى أن التضخم ينجم عن أسباب أخرى غير الزيادة في عرض النقود بل تتعلق بارتفاع التكاليف او ارتفاع الدخل كما في نظريات العرض والنظريات الهيكلية.

أهداف وأهمية البحث OBJECTIVES AND IMPORTANCE OF THE STUDY

تهدف هذه الدراسة إلى المساهمة في الأدبيات الاقتصادية وسد النقص في الأبحاث الاقتصادية المتعلقة بهذا الموضوع في البيئة العربية. وحيث أن عرض النقد مهما من خلال تأثيره المتوقع على التضخم، الذي يمس جميع فئات المجتمع وخاصة شرائح ذوي الدخل المحدود، فإن هذه الدراسة تساهم في ادبيات السياسة النقدية في الأردن بما يساهم في سد الفجوة العلمية الناتجة عن ندرة الدراسات في هذا المجال.

تنبع أهمية هذه الدراسة من أهمية الموضوع الذي تناقشه، حيث يعتبر عرض النقد والذي تسيطر على اصداره السلطات النقدية مهما من خلال تأثيره المتوقع على التضخم، والمتمثل بارتفاع الأسعار الذي يمس جميع فئات المجتمع وخاصة شرائح ذوي الدخل المحدود. ومن المتوقع أيضا ان تساهم نتائج الدراسة في توفير نموذج قياسي يحدد طبيعة العلاقة بين عرض النقد والرقم القياسي لأسعار المستهلك كمقياس للتضخم يمكن ان يستفيد منه صناع القرار الاقتصادي ويساعد السلطة النقدية في الرقابة على السيولة المحلية وسلوك الأسعار.

الخلفية النظرية THEORETICAL BACKGROUND

تشير الأدبيات الاقتصادية إلى وجود اختلاف في تفسير ظاهرة التضخم، ففي حين يرى البعض أن "التضخم ظاهرة نقدية بحتة" وأن أسبابه الأولية ترجع إلى عوامل نقدية، يرى آخرون أن هناك أسباب أخرى حقيقية أو هيكلية، وهذا ما يفسر تعدد النظريات الاقتصادية التي تفسر مصادر القوى التضخمية المؤدية إلى الارتفاع المستمر للأسعار (عوض، 1995). وأسفر ذلك عن يجاد ثلاث نظريات: نظريات الطلب، ونظريات العرض،

والنظريات الهيكلية، علما بأن هذه النظريات غير مستقلة أو متعارضة مع بعضها البعض، بل يجب الاعتماد عليها بشكل متكامل.

ترتكز نظريات الطلب في تفسيرها للتضخم على جانب الطلب، حيث تفترض أن وجود فائض الطلب Excess Demand هو السبب الرئيسي للتضخم، ومن أنصار هذا الاتجاه النظرية النقدية (الكلاسيكية والحديثة)، والنظرية الكينزية، حيث ترى النظرية النقدية الكلاسيكية وجود علاقة وثيقة بين كمية النقود والتضخم، وأن الزيادة المفرطة في كمية النقود هي السبب الرئيسي وراء حدوث ظاهرة التضخم، ويسمى هذا التفسير ب "التضخم النقدي" (Dewett & Chand, 1993)، وقد عرضت العلاقة بين كمية النقود والمستوى العام للأسعار بصورة "صيغة المبادلات لفيشر"، التي طورت فيما بعد على يد ألفريد مارشال في صورة جديدة تسمى "معادلة كمبردج ".

تعد معادلة فيشر من أقدم النظريات التي تناولت النقود وتفسير تقلباتها، وترى هذه النظرية ارتباط التضخم بصورة أساسية بعرض النقود، وأن هناك علاقة طردية بين كمية النقود والمستوى العام للأسعار، وقد قام فيشر بصياغة معادلة التبادل التي عرفت باسمه بالصورة التالية:

$$M*V=P*T \qquad (1)$$

حيث:

M: متوسط كمية النقود خلال فترة من الزمن.

V: سرعة دوران النقود.

P: المستوى العام للأسعار.

T: حجم المعاملات.

وهذه العلاقة الطردية مبنية على افتراض عدم وجود اكتناز، وأن الزيادة التي تحدث في كمية النقود توجه مباشرة نحو الإنفاق، إضافة إلى افتراض ثبات سرعة تداول النقود وحجم المبادلات، بمعنى أن التغيرات في قيمة النقود تتناسب تناسبا عكسيا وبنفس النسبة مع التغير في كميتها. بمعنى أن استقرار الأسعار قائم على فكرة الإنفاق وسرعة دوران النقود، وتفترض نظرية فيشر أن السلطات النقدية تستطيع أن تؤثر فقط في الأجل القصير على كل من مستوى الاسعار ومستوى الدخل الوطني عن طريق تحكمها في كمية النقود زيادة أو نقصان، أما في الأجل الطويل فلن تتغير إلا الأسعار بعيدا عن مستوياتها التوازنية. لاحقا قام ألفريد مارشال وأعضاء مدرسة كمبردج بتطوير صياغة معادلة فيشر، وذلك بإحلال فكرة الطلب على النقود مكان سرعة دورانها واستخدام الناتج القومي بدلا من حجم المعاملات، وأطلق عليها معادلة كمبردج لتصبح معادلة التبادل كما يلي:

$$M=K*P*Y \qquad (2)$$

حيث:

K: نسبة الأرصدة النقدية التي يرغب الأفراد الاحتفاظ بها من دخولهم النقدية لأغراض المعاملات

Y: الناتج القومي الحقيقي.

لم تختلف معادلة كمبردج ـ في الفترة القصيرة ـ عن معادلة فيشر، فيما تفترضه من تأثير تغير كمية النقود على المستوى العام للأسعار، ففي هذه الفترة تفترض مدرسة كمبردج ثبات حجم الناتج القومي، وثبات الطلب على النقودK ، لأنه يتحدد بعوامل تتغير في الأجل الطويل، وأن استقرار الأسعار قائم على أسباب نفسية متمثلة في نسبة الأرصدة النقدية التي يرغب الأفراد في الاحتفاظ بها.

أما النظرية الكينزية فإنها اهتمت بالطلب المباشر على النقود، أي التفضيل النقدي، وقامت بدراسة علاقته بالإنفاق القومي، وركزت النظرية جهودها على دراسة العلاقة بين مستوى الإنفاق القومي والدخل القومي، بدلا من البحث في العلاقة بين كمية النقود والمستوى العام للأسعار. ويرى الكينزيون أن عرض النقد يتحدد داخل النظام أي انه (متغير داخلي) حيث يتأثر بالناتج وأسعار الفائدة والأسعار.

باختصار، يمكن القول بأن نظريات الطلب ركزت على جانب الطلب، وتجاهلت القوى التضخمية الناتجة عن جانب العرض مثل تكاليف الإنتاج العامة وتكاليف الأجور وغيرها. لذلك ظهرت نظريات أخرى تفسر التضخم بناء على جانب العرض، منها نظرية تضخم التكاليف، التي ترى أن السبب الرئيسي لظاهرة التضخم هو ارتفاع تكاليف الإنتاج، حيث يقوم المنتجون برفع الأسعار لتعويض الزيادة في التكاليف الناتجة عن زيادة الأجور أو ارتفاع أسعار مستلزمات العملية الإنتاجية محلية كانت أو مستوردة.

أخيرا، فإن التضخم وفقا للنظريات الهيكلية لا يعزى إلى عوامل نقدية بحتة أو عوامل الطلب والعرض، بل أن هناك عوامل هيكلية تساهم في زيادة التضخم، وتختلف هذه العوامل في الدول المتقدمة عنها في الدول النامي، حيث ترى أن التضخم الهيكلي في الدول المتقدمة ينتج لأسباب عديدة منها: زيادة معدلات النمو الاقتصادي بمعدلات كبيرة وكذلك نمو الوحدات المنتجة وتحولها إلى شركات ضخمة احتكارية؛ وتضخم الإنتاجية والتغير في الأسعار النسبية للسلع نتيجة تغير علاقات النمو بين القطاعات المختلفة في الاقتصاد القومي، حيث يؤدي ارتفاع الأسعار النسبية في بعض الأسواق لبعض السلع إلى ارتفاع كبير في المستوى العام للأسعار.

أما بالنسبة لأسباب التضخم في الدول النامية، فيمكن أن تعزى إلى أسباب عديدة منها: ارتفاع الأسعار النسبية للمنتجات الزراعية والغذائية؛ ضعف القدرة على الاستيراد نتيجة انخفاض حصيلة الدول من النقد الأجنبي؛ طول فترة التفريخ لمشروعات التنمية؛ ارتفاع معدلات الأجور بمعدلات تفوق معدلات نمو الإنتاجية وذلك لأسباب

سياسية واجتماعية، الضعف المصرفي الذي أصاب كثير من الاقتصاديات الناشئة نتيجة للتوسع المفرط في منح القروض والفشل في استرجاعها (Frankel,1998).

الدراسات السابقة REVIEW OF LITERATURE

حظيت العلاقة بين عرض النقد والتضخم باهتمام واضح في الأدب الاقتصادي، وليس أدل على ذلك من تعدد الدراسات التطبيقية التي شملت العديد من الدول المتقدمة والنامية والتي توصلت إلى نتائج متضاربة، نذكر منها على سبيل المثال دراسة (Crowder, 1998) لاختبار العلاقة طويلة الأجل بين التضخم وعرض النقد في الولايات المتحدة الأمريكية في الفترة 1979-1982، وتوصلت إلى وجود علاقة قوية طويلة الأجل بين عرض النقد والتضخم، وأن اتجاه أو مكونات نمو الرقم القياسي لأسعار المستهلك تعزى بالكامل إلى مكونات نمو القاعدة النقدية. كما اختبرت دراسة (Pinga & Nelson, 2001) العلاقة بين عرض النقد والأسعار الكلية في 26 دولة، وتوصلت إلى عدم وجود علاقة سببية بين الأسعار وعرض النقد في ماليزيا، ووجدت أيضا أن الأسعار الكلية تسبب عرض النقد في تشيلي وسيريلانكا، وهذا يتفق مع وجهه نظر النظريات الهيكلية. قامت دراسة (Benbouziane & Benamar, 2004) باختبار العلاقة بين عرض النقد والأسعار في دول المغرب العربي (تونس والمغرب والجزائر)، وتوصلت إلى وجود علاقة سببية باتجاه واحد من عرض النقد إلى الأسعار في تونس والمغرب، اما في الجزائر فقد اظهرت النتائج عدم وجود علاقة بين عرض النقد والأسعار. أما دراسة (Hossain, 2005)فقد اختبرت العلاقة السببية بين نمو النقود والتضخم وتخفيض العملة من جهة، والنمو الاقتصادي من جهة أخرى، في اندونيسيا وللفترة من 1954 إلى 2002. وتوصلت إلى وجود سببية قصيرة الأجل وباتجاهين بين نمو عرض النقد بالمفهوم الضيق والتضخم، ولكن السببية من التضخم إلى عرض النقد كانت أقوى من تلك المتجهة من عرض النقد إلى التضخم.

دراسة (Vymyatnina, 2006) في روسيا في الفترة 1995-2004، وتوصلت إلى وجود سببية من التضخم إلى عرض النقد.

دراسة (Yuan, 2007) لتحليل العلاقة بين عرض النقد والتضخم والنمو الاقتصادي في الصين، وقد توصلت الدراسة إلى عدة نتائج منها وجود علاقة بين عرض النقد ومعدل التضخم والنمو الاقتصادي.

دراسة (Ghazali, et al., 2009) التي تختبر العلاقة بين النقود والأسعار في ماليزيا للفترة من 1974 إلى 2006. توصلت الدراسة إلى وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين عرض النقد والاسعار وباتجاه واحد من عرض النقد نحو الأسعار.

دراسة (Browne & Cronin, 2010) لاختبار وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين عرض النقد وأسعار المستهلك وأسعار السلع، توصلت الدراسة إلى وجود علاقة طويلة الأجل بين هذه المتغيرات.

دراسة داغر والصويعي (2010) التي هدفت إلى محاولة التعرف على أثر كل من عرض النقود و سعر الصرف على معدل التضخم في الاقتصاد الليبي خلال الفترة 1990-2008، والتي توصلت إلى عدة نتائج من أبرزها، وجود علاقة سببية ذات اتجاه واحد من عرض النقود بمفهومه الواسع (MS2) إلى الرقم القياسي لأسعار المستهلك (CPI) ممثلا لمعدل التضخم، وأن التغيرات في نمو عرض النقود بمفهومه الواسع (MS2) ، وكذلك التغيرات في نمو سعر صرف الدينار الليبي مقوما بالدولار الأمريكي (خفض قيمته) تساعد في تفسير التغيرات في نمو معدل التضخم في الأجلين القصير و الطويل.

دراسة ابراهيم وخير (2013) في الاقتصاد السوداني، وتوصلت إلى أن هنالك علاقة طردية بين التضخم وعرض النقود كمتغير للسياسة النقدية.

دراسة (مشعل وابو دلو، 2014) التي اختبرت العلاقة بين النقد بمفهومه الواسع M2 والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ومستوى الأسعار في الأردن، وقد غطت الدراسة الفترة الزمنية من 1990إلى 2010، وتوصلت إلى عدة نتائج من أهمها، عدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، كما واظهرت النتائج وجود علاقة توازنيه أحادية الاتجاه تسري من عرض النقد الحقيقي إلى الإنتاج الحقيقي، ووجود علاقة ثنائية الاتجاه بين الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي ومستوى الأسعار، كما بينت النتائج وجود علاقة سببية غير معنوية عند مستوى معنوية5% بين عرض النقد والأسعار.

بعد استعراض الدراسات السابقة، فانه يمكن القول بوجود تضارب في نتائج هذه الدراسات، واختلاف في المنهجية المتبعة بينها، لذلك فان هذه الدراسة تتميز بانها قد قامت باستخدام سلاسل زمنية طويلة وحديثة، تمتد إلى خمس عقود، حيث غطت الدراسة الفترة من 1968 إلى 2015، واستخدمت الأساليب الحديثة في التحليل الاحصائي، كما وأنها بخلاف الدراسات المحلية، استخدمت عرض النقد بمفهومه الضيق (M1) وهو المتغير المناسب لتمثيل عرض النقد، لأنه يشمل النقد المتداول والودائع تحت الطلب التي تستخدم في الإنفاق الفوري، أما الودائع لأجل والتوفير المملوكة من قبل الجمهور فهي ليست جزء من عرض النقد، بسبب أنها ليست مقبولة للدفع إلا بعد تحويلها إلى عملة أو ودائع جارية.

المنهجية METHODOLOGY

تعتمد هذه الدراسة على بيانات سلاسل زمنية سنوية لمتغيرات الدراسة: عرض النقد بالمفهوم الضيق (M1) والرقم القياسي لأسعار المستهلك (CPI) في الأردن، تغطي خمسة عقود حيث تمتد من عام 1968 إلى عام 2015، وقد اعتمدت بيانات هذه الدراسة على التقارير الصادرة عن البنك المركزي الأردني.

لغرض التحليل القياسي للعلاقة بين عرض النقود ومعدل التضخم، فان الخطوة الأولى هي التأكد من استقرار السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة، والتأكد من درجة تكاملها في المستوى وعند اخذ الفروق، باستخدام اختبار ديكي فولر الموسع Dickey & Fuller (1997) و Dickey & Fuller (1981). كما استخدمت هذه الدراسة اختبار التكامل المشترك (Johansen & Juselius, 1990) واختبار جرانجر (Granger, 1969) للعلاقة السببية لتحديد اتجاه العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية محل الدراسة. كما تم بناء نموذج اقتصادي قياسي لتقدير العلاقات بين متغيرات الدراسة وتفسير الأثر بين هذه المتغيرات.

متغيرات الدراسة VARIABLES OF THE STUDY

تتناول هذه الدراسة متغيرين هما التضخم، الذي يقاس بنمو الرقم القياسي لأسعار المستهلك، وعرض النقد ممثلا بالمفهوم الضيق M1 الذي يتكون من النقد المتداول خارج المصارف (أي من السيولة المتداولة بين الأفراد)، بالإضافة إلى الودائع تحت الطلب.

يبين الجدول (1) أن الوسط الحسابي لنمو عرض النقد بالمفهوم الضيق (M1) بلغ 10.8%، وهو اكبر من متوسط ونمو الرقم القياسي للأسعار (CPI) البالغ نحو 6.4%، في حين بلغت قيمة الوسيط 9.4%، 4.9% لمتغيري نمو عرض النقد والرقم القياسي للأسعار على التوالي.

جدول 1: الاحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة، 1968-2015

المتغير	عدد المشاهدات	الوسط الحسابي	الوسيط	الانحراف المعياري
نمو عرض النقد بالمفهوم الضيق M1	46	0.108	0.0944	0.0924
نمو الرقم القياسي لأسعار المستهلك CPI	46	0.0636	0.487	0.0563

محتسبة من: البنك المركزي الأردني. التقرير الاحصائي الشهري، عدة أعداد، عمان.

أما من حيث سلوك متغيرات الدراسة خلال فترة الدراسة، فقد تم تقسيم فترة الدراسة إلى خمس فترات، كما في الجدول (2)، والذي يبين متوسط نسب نمو متغيرات الدراسة في كل فترة، حيث يظهر الجدول أن متوسط نسبة (M1) أعلى من متوسط (CPI) في جميع الفترات، باستثناء الفترة الثالثة (من1988 إلى 1997)، وهي الفترة التي عانى منها الاقتصاد الأردني من أزمات اقتصادية بدأت عام 1989، حيث وصل (CPI) إلى 25%، ثم تزايدت النسبة بسبب حرب الخليج حتى وصلت إلى 29% عام 1997 .

في الفترة الاولى (1968-1977) بلغ متوسط (M1) و(CPI) 16.3%و 9.3% على التوالي، وهي من الفترات الصعبة في تاريخ الأردن، والتي شهدت عدة حروب وأزمات، استخدم خلالها البنك المركزي زيادة عرض النقود لتمويل عمليات التنمية، ثم انخفضت إلى 11.8%، 5.9% في الفترة الثانية (1978-1987) .

في الفترة الثالثة (1988-1997)بلغ متوسط (M1) 5.6%، في حين بلغت نسبة CPI 7.9% ، أما في الفترة الرابعة (1998-2007) فقد واصلت نسبة M1 الارتفاع حيث بلغت 12.4%، وانخفض CPI إلى 4.7%.

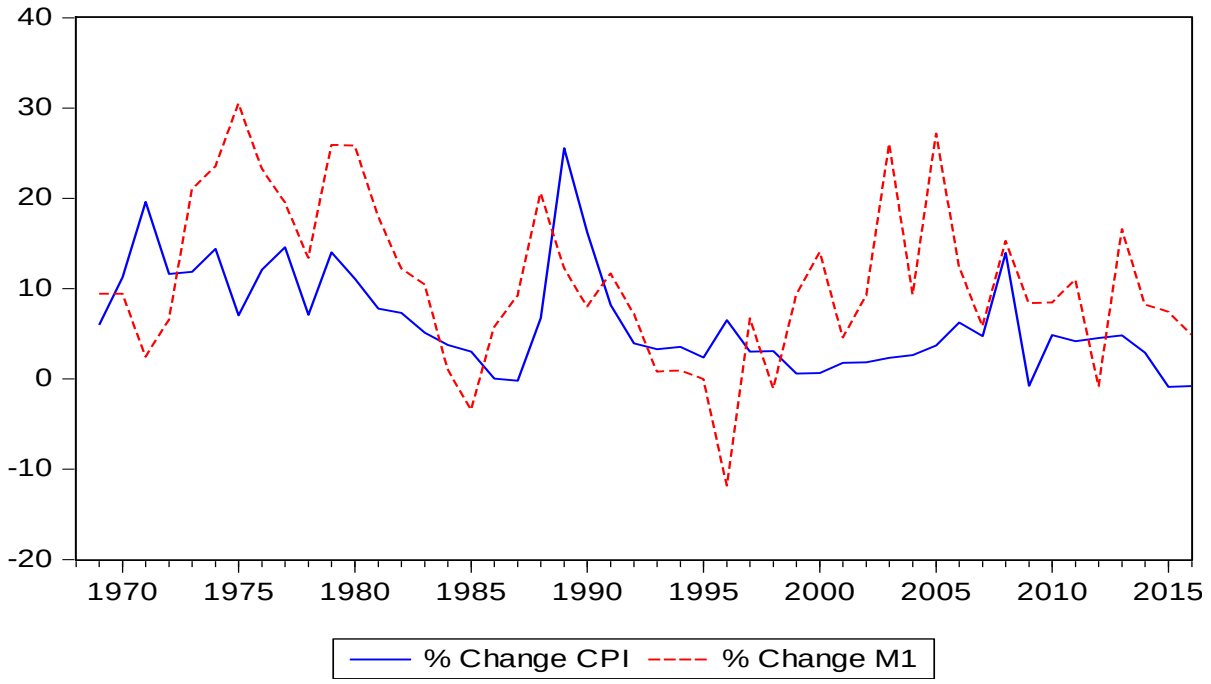
في الفترة الأخيرة (2008-2015) بلغت قيمة M1و CPI 9.3% و 4.99% على التوالي، وهي الفترة التي تأثرت بها اقتصادات العديد من الدول بتبعات الأزمة المالية العالمية من ارتفاع بعجز الموازنة والمديونية.

جدول 2: متوسط نمو متغيرات الدراسة مجزأة إلى خمس فترات

المتغير	1977-1968	1987-1978	1997-1988	2007-1998	2015-2008
M1	16.28	11.8	5.6	12.4	9.3
CPI	9.34	5.9	7.9	4.7	5.0

محتسبة من: البنك المركزي الأردني. التقرير الاحصائي الشهري، عدة أعداد، عمان.

شكل (1): نسبة التغير في الأسعار وعرض النقد، 1968-2015



يبين الشكل (1) أن سلوك نمو عرض النقد أكثر تذبذبا من معدل التضخم خاصة في الفترة ما بعد عام 2000، وقد يفسر ذلك بظروف الأزمة المالية وانعكاساتها على الاقتصاد الأردني.

اختبار جذر الوحدة Unit root test

يظهر الجدول (3) أن قيمة اختبار ديكى- فولر (ADF) المحسوبة لمتغير نمو عرض النقد بالمفهوم الضيق (M1) قد بلغت (2.667-)، وهي أصغر من القيم المطلقة لقيم MacKinnon(1990) الحرجة الموافقة لها عند مستوى معنوية 0.05 والبالغة (2.927-)، كذلك فان قيمة الاحتمالية 0.087 ، وبذلك نقبل الفرضية العدمية القائلة بوجود جذر وحدة، اي أن السلسلة (M1) غير مستقرة عند المستوى، أما بعد أخذ الفروق الأولى لهذه السلسلة، فإن قيمة اختبار ديكى- فولر (ADF) المحسوبة لمتغير (M1) قد بلغت (6.35-)، وهي أكبر من القيم المطلقة لقيم MacKinnon(1990) الحرجة الموافقة لها عند مستوى معنوية 0.05 والبالغة (2.928-) وقيمة الاحتمالية (0.00) ، وبذلك لا نستطيع قبول الفرضية العدمية القائلة بوجود جذر وحدة عند الفروق الاولى.

ونستنتج من ذلك أن السلسلة الزمنية لمتغير نمو عرض النقد غير مستقرة في مستواها، ولكنها مستقرة عند أخذ الفروق الأولى، وأنها متكاملة من الدرجة الأولى I(1).

أما بالنسبة لمتغير (CPI) فقد بلغت قيمة اختبار ديكى- فولر (ADF) المحسوبة (4.324-)، وهي أكبر من القيم المطلقة لقيم MacKinnon(1990) الحرجة الموافقة لها عند مستوى معنوية 0.05 والبالغة (2.925-)، وبلغت قيمة الاحتمالية 0.002، ويعني ذلك أننا لا نستطيع رفض الفرضية العدمية القائلة وجود جذر وحدة (عدم استقرار السلسلة) عند المستوى، ونستنتج من ذلك أن السلسة مستقرة عند المستوى وأنها متكاملة من الدرجة صفر I(0) . ونستنتج من ذلك أن السلسلتين غير متكاملتين بنفس الدرجة.

وتنسجم هذه النتائج جزئيا (متغير M1) مع النظرية القياسية التي تفترض أن أغلب المتغيرات الاقتصادية الكلية تكون غير ساكنة في المستوى، ولكنها تصبح ساكنة في الفرق الأول أو الثاني، ولا تتفق مع ما توصلت اليه دراسة (داغر والصويعي، 2010) في الاقتصاد الليبي، حيث استقرت السلاسل الزمنية في الفرق الثالث.

جدول 3: نتائج اختبار ديكي – فولر الموسع (ADF) لاستقرار متغيرات الدراسة

المتغير	المستوى (Level)			الفروق الأولى (1st difference)		
	القيمة المحسوبة	الاحتمالية *(Prob.)	القرار	القيمة المحسوبة	الاحتمالية *(Prob.)	القرار
M1	-2.667	0.09	غير مستقر	-6.350	0.00	مستقر
CPI	-4.124	0.00	مستقر	-8.737	0.00	مستقر
القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 0.05						-2.927

* MacKinnon (1996) one-sided p-values.

اختبار التكامل المشترك Co-integration test

مع أن نتائج اختبار استقرار السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة أظهرت أن السلسلتين غير متكاملتين بنفس الدرجة، فقد تم اجراء اختبار جوهانسون للتكامل المشترك لاختبار وتقييم وجود علاقة طويلة الأجل بين نمو عرض النقد بالمفهوم الضيق (M1) ومؤشر أسعار المستهلك(CPI)، ومعرفة عدد المتجهات وطبيعة علاقة التوازن بينهما في المدى الطويل، استنادا إلى اختبار الأثر Trace، واختبار القيمة الكامنة العظمى eigenvalue Maximalلاختبار فرضية العدم القائلة بعدم وجود علاقة تكاملية على المدى الطويل بين المتغيرات (عدم وجود متجهات للتكامل المشترك) أولا، ثم اختبار فرضية العدم القائلة بوجود علاقة واحدة (متجه واحد)، ثم وجود متجهين وهكذا.

يظهر الجدول (4) نتائج اختبار التكامل المشترك (جوهانسون) بين (M1) و(CPI) التي تبين عدم امكانية رفض الفرضية العدمية القائلة بعدم وجود متجه تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، إذ بلغت القيمة المحسوبة لاختبار الأثر (12.851)، وهي أقل من القيمة الحرجة (15.49) وليست ذات معنوية عند مستوى معنوية أقل من 5%، كما يظهر أيضا أن القيمة المحسوبة لاختبار القيم المميزة العظمى وهي (9.26)، أقل من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 0.05 والبالغة (14.26)، وهي أيضا ليست ذات معنوية عند مستوى معنوية أقل من 5%، وتؤيد هذه النتيجة ما توصلت له نتائج اختبار الأثر، وبذلك نستنتج عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة.

ويمكن أن يعزي ذلك إلى أن تأثير السياسة المالية أقوى من تأثير السياسة النقدية على النشاط الاقتصادي في الأردن، حسب ما اشارت العديد من الدراسات مثل دراسة (عوض، 1995) ودراسة (الرفاعي والوزني، 1997). دراسة (Sola & Peter, 2013) التي اختبرت العلاقة بين عرض النقد والتضخم في نيجيريا، وتوصلت الدراسة إلى وجود سببية باتجاه واحد من عرض النقد نحو التضخم.

وتتفق هذه النتيجة مع ما توصلت اليه دراسة (مشعل وابو دلو، 2014) في الأردن، والتي غطت الفترة 1990-2010.

جدول 4: نتائج اختبار التكامل المشترك

فرضيات عدد متجهات التكامل	القيم الاحصائية للاختبار	القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5%	الاحتمالية Prob.val.*	النتيجة
Trace statistic نتائج اختبار الأثر				
لا يوجد متجه تكاملي مشترك بين متغيرات الدراسة	12.851	15.4947	0.12	قبول فرضية العدم
يوجد متجه تكاملي وحيد	3.591	3.84146	0.06	قبول فرضية العدم
Maximum Eigen value statistic اختبار القيم المميزة العظمى				
لا يوجد متجه تكاملي مشترك بين متغيرات الدراسة	9.260	14.2646	0.27	قبول فرضية العدم
يوجد متجه تكاملي وحيد	3.591	3.84147	0.06	قبول فرضية العدم

MacKinnon-Haug - Michelis (1999) p-values .*

ولا تتفق هذه النتيجة مع ما توصلت اليه دراسة (Crowder,1998) في الولايات المتحدة الأمريكية ودراسة (Ghazali, 2008) في ماليزيا ودراسة (Browne & Cronin, 2010).

اختبار السببية Causality test

بعد أن اظهرت نتائج اختبار التكامل المشترك (جوهانسون) عدم وجود **أي** متجه تكاملي لأي علاقة تكاملية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، فإن المطلوب الآن تقدير اتجاه العلاقة السببية بينهما في الأجل القصير باستخدام اختبار سببية جرانجر Granger's Causality test الذي تظهر نتائجه بالجدول (5).

يتضح من الجدول (5) أن نتائج اختبار سببية جرانجر تشير إلى أن قيمة (F) لاختبار فرضية العدم الاولى القائلة بأن (M1) لا يسبب (CPI) بلغت 4.329، وهي ذات معنوية احصائية عند مستوى أقل من 0.05 وبذلك نرفض الفرضية العدمية الأولى ونقبل الفرضية البديلة القائلة بوجود علاقة سببية تتجه من (M1) إلى (CPI) في الأجل القصير. أما بالنسبة لاختبار سببية جرانجر للفرضية الثانية القائلة بأن (CPI) لا يسبب (MI)، فان

النتائج تشير إلى أن قيمة (F) بلغت 0.517 وهي ليست ذات معنوية احصائية عند مستوى أقل من 0.05، لذلك لا نستطيع رفض الفرضية العدمية القائلة بأن (CPI) لا يسبب (MI).

نستنتج من ذلك وجود علاقة سببية ذات اتجاه واحد بين متغيرات الدراسة في الأجل القصير تتجه من M1 إلى CPI، وهذا يعني أن هناك قدرة لمتغير (M1) على تفسير التغيرات التي تحدث في (CPI) وليس العكس.

جدول 5: نتائج اختبار سببية جرانجر Granger's Causality test

فرضية العدم	عدد المشاهدات	قيمة F	الاحتمال	النتيجة
M1 لا يسبب CPI M1 does not Granger Cause CPI	46	3294.	0*20.0	رفض فرضية العدم
CPI لا يسبب M1 CPI does not Granger Cause M1	46	5170.	6250.	قبول فرضية العدم

*معنوية عند مستوى 5%.

في الوقت الذي تتفق فيه هذه النتيجة مع ما توصلت اليه العديد من الدراسات مثل دراسة داغر والصويعي (2010 في الاقتصاد الليبي ودراسة (Benbouziane & Benamar, 2004) في تونس والمغرب. فإنها لا تتفق مع ما توصلت اليه نفس الدراسة في الجزائر التي اظهرت النتائج عدم وجود علاقة بين عرض النقد والأسعار.

ولا تتفق ايضا مع ما توصلت اليه العديد من الدراسات منها دراسة (Hossain, 2005) في اندونيسيا التي توصلت إلى وجود سببية قصيرة الأجل وباتجاهين، ودراسة (Vymyatnina, 2006) في روسيا، التي توصلت إلى وجود سببية من التضخم إلى عرض النقد، ودراسة (مشعل وابو دلو، 2014) في الأردن، التي بينت وجود علاقة سببية غير معنوية عند مستوى معنوية5% بين عرض النقد والأسعار، ودراسة Pinga & Nelson , 2001 في 26 دولة، التي توصلت إلى عدم وجود علاقة سببية بين الأسعار وعرض النقد (M1 و M2) في ماليزيا، وإلى أن الأسعار الكلية تسبب عرض النقد في تشيلي وسيريلانكا.

النموذج THE MODEL

تم اختيار نموذج الدراسة بما ينسجم مع النظرية الاقتصادية والدراسات السابقة، ويتكون النموذج القياسي المقترح من المعادلات التالية:

$$\Delta CPI_t = \alpha_0 + \sum_1^n \alpha_i \Delta CPI_{t-i} + \sum_0^n \beta_i \Delta M1_{t-I} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta M1_t = \gamma_0 + \sum_1^n \gamma_i \Delta M1_{t-i} + \sum_0^n \delta_i \Delta CPI_{t-I} + \upsilon_t \quad (4)$$

حيث:

CPI: الرقم القياسي لأسعار المستهلك

M1: عرض النقد بالمفهوم الضيق

$\alpha, \beta, \gamma, \delta$: مؤشرات مطلوب تقديرها

n: عدد فترات التباطؤ الزمني

t: الزمن

ε، υ: حد الخطأ.

نلاحظ من نتائج تقدير المعادلة (3)، أن النموذج الأكثر ملاءمة لبيانات الأردن، قيد البحث، هو النموذج المكون من المعادلة 3b. كما نلاحظ أيضا، من الجدول (6)، أن جميع المتغيرات في النموذج معنوية عند مستوى 5%، وأن التأثير إيجابي (طردي) فكلما زاد التغير في عرض النقد زاد التغير في الرقم القياسي للأسعار، بفترة إبطاء واحدة.

جدول 6: خلاصة نتائج تقدير معادلة التغير في الرقم القياسي لأسعار المستهلك (نموذج 3)

Dependent Variable: *ΔCPI*
Method: Least Squares (NLS and ARMA)

Model	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Result
3a	*C*	1.645490	0.473976	3.471674	0.0012	Do not reject H_0
	ΔCPI(-1)	0.286084	0.144962	1.973508	0.0546	
3b	*C*	1.751586	0.403213	4.344072	0.0001	Reject H_0
	ΔM1	0.002474	0.001137	2.175879	0.0347	
3c	*C*	2.108089	0.421996	4.995518	0.0000	Do not reject H_0
	ΔM1(-1)	0.001008	0.001200	0.839979	0.4054	
3d	*C*	1.392053	0.491744	2.830849	0.0070	Do not reject H_0
	ΔCPI(-1)	0.218526	0.148530	1.471259	0.1483	
	ΔM1	0.001905	0.001184	1.608780	0.1148	
3e	*C*	1.618928	0.496933	3.257841	0.0022	Do not reject H_0
	ΔCPI(-1)	0.275295	0.156017	1.764526	0.0846	
	ΔM1(-1)	0.000252	0.001249	0.201398	0.8413	
3f	*C*	1.819421	0.438416	4.149987	0.0001	Do not reject H_0

	ΔM1	0.002502	0.001332	1.878795	0.0669	
	ΔM1(-1)	-0.000215	0.001337	-0.160563	0.8732	
3g	*C*	1.428186	0.500296	2.854683	0.0066	Do not reject H_0
	ΔCPI(-1)	0.238922	0.154472	1.546705	0.1293	
	ΔM1	0.002214	0.001324	1.671349	0.1019	
	ΔM1(-1)	-0.000730	0.001358	-0.537824	0.5935	

H_0: $\alpha_i=\beta_i=0$ for any i
H_1: At least one parameter does not equal 0.
ملاحظة: تم تقدير صيغ أخرى بفترات تباطؤ أعلى ثم تم حذفها لعدم معنوية مؤشراتها.

كما نلاحظ من نتائج تقدير المعادلة (4)، المبينة في الجدول (7)، والتي تمت بعدة صيغ تتعلق بطول فترات الإبطاء المختلفة، أن جميع النماذج المقترحة مرفوضة من الناحية القياسية، باستثناء 4a الذي لا يحوي تأثير التغير في الرقم القياسي على التغير في عرض النقد، عند مستوى معنوية 5%. وهكذا يبدو واضحا أن التغير في عرض النقد لا يتأثر بالتغير في الرقم القياسي لأسعار المستهلك، سواء تم استخدام فترات الإبطاء أو بدونها، فالتأثير غير معنوي في جميع صيغ المعادلات المفترضة وبمستوى معنوية 5%.

جدول 7: خلاصة نتائج تقدير معادلة التغير في عرض النقد (نموذج 4)

Dependent Variable: *ΔM1*
Method: Least Squares (NLS and ARMA)

Model	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Result
4a	*C*	115.3614	45.95864	2.510114	0.0157	Reject H_0
	ΔM1(-1)	0.488748	0.130731	3.738589	0.0005	
4b	*C*	125.9203	56.13883	2.243016	0.0298	Do not reject H_0
	ΔCPI	30.72285	17.33683	1.772114	0.1147	
4c	*C*	133.0033	58.62819	2.268589	0.0281	Do not reject H_0
	ΔCPI(-1)	35.45421	17.93098	1.977260	0.0542	
4d	*C*	52.79464	55.75629	0.946882	0.3489	Do not reject H_0
	ΔM1(-1)	0.458822	0.128197	3.579037	0.0009	
	ΔCPI	29.67938	15.79703	1.878795	0.0669	
4e	*C*	86.16571	55.44338	1.554121	0.1273	Do not reject H_0
	ΔM1(-1)	0.443582	0.139361	3.182977	0.0027	
	ΔCPI(-1)	16.43109	17.40696	0.943938	0.3504	
4f	*C*	85.02948	64.87928	1.310580	0.1968	Do not reject H_0
	ΔCPI	29.15472	18.12225	1.608780	0.1148	

	ΔCPI(-1)	27.11352	18.36950	1.476008	0.1471	
4g	*C*	41.55438	60.54780	0.686307	0.4962	Do not reject H_0
	ΔM1(-1)	0.436650	0.136668	3.194979	0.0026	
	ΔCPI	27.55609	16.48734	1.671349	0.1019	
	ΔCPI(-1)	8.845029	17.65608	0.500962	0.6190	

H_0: $\gamma_i=\delta_i=0$ for any i

H_1: At least one parameter does not equal 0.

ملاحظة: تم تقدير صيغ أخرى بفترات تباطؤ أعلى ثم تم حذفها لعدم معنوية مؤشراتها.

النتائج والتوصيات CONCLUSIONS AND RECOMMENDATIONS

يمكن تلخيص أهم النتائج بما يأتي:

1. أن السلسلة الزمنية لعرض النقد غير مستقرة في مستواها، ولكنها مستقرة في الفرق الأول، في حين أن السلسلة الزمنية للرقم القياسي لأسعار المستهلك مستقرة عند المستوى. ونستنتج من ذلك أن السلسلتين غير متكاملتين بنفس الدرجة.
2. عدم وجود اي متجه تكاملي بين عرض النقد والرقم القياسي لأسعار المستهلك ونستنتج عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة.
3. عدم وجود علاقة سببية قصيرة الأجل تتجه من الرقم القياسي لأسعار المستهلك إلى عرض النقد.
4. وجود علاقة سببية ذات اتجاه واحد، في الأجل القصير، تتجه من عرض النقد إلى الرقم القياسي لأسعار المستهلك، وهذا يعني أن هناك قدرة لعرض النقد على تفسير التغيرات التي تحدث في الرقم القياسي لأسعار المستهلك وليس العكس.

بناء على النتائج السابقة توصي الدراسة بما يلي:

1- ضرورة اعتماد السلطة النقدية بشكل أكثر على السيطرة على عرض النقد لأهميته في التأثير على الأسعار. وهذا لا يعني بالضرورة إهمال ادوات السياسة النقدية الأخرى لضبط الأسعار، مثل سعر الفائدة وعمليات السوق المفتوحة.

2- استخدام النماذج القياسية، ومنها نموذج الدراسة، في الرقابة على السيولة المحلية وسلوك الأسعار بما يحقق الاستقرار الاقتصادي.

3- القيام بمزيد من الابحاث المتخصصة المتعلقة بأثر عرض النقد وتحليل الاثار المتبادلة بينه وبين مؤشرات الاقتصاد الكلي، وخاصة معدل الفائدة وسعر الخصم.

المراجع REFERENCES

المراجع العربية

إبراهيم، هادية وخير، محمد (2013). أثر السياسة النقدية والتمويلية على مؤشرات الاقتصاد الكلي في السودان للفترة 2010 – 1980. مجلة العلوم الاقتصادية، العدد 2.

البنك المركزي الأردني. التقرير الاحصائي الشهري، عدة أعداد، عمان.

داغر، محمود والصويعي، البيت (2010). **تأثير عرض النقود وسعر الصرف على التضخم في الاقتصاد الليبي، مجلة العلوم الاقتصادية والادارية، كلية الادارة والاقتصاد، جامعة بغداد، العدد 60.**

الرفاعي، أحمد، والوزني، خالد (1997). نموذج سانت لويس للدول النامية: حالة الأردن. مجلة المنارة، جامعة آل البيت، 2(1)، 103–113.

عوض، طالب (1995). كفاءة السياسة النقدية والمالية 1978–1992. مجلة دراسات العلوم الإنسانية، الجامعة الأردنية، 22 (1)، 891–907.

مشعل، زكية احمد، وأبو دلو، عماد محمد (2014). أثر عرض النقد في الإنتاج ومستوى الأسعار في الأردن: دراسة قياسية، المجلة الأردنية للعلوم الاقتصادية، الجامعة الأردنية، *1*(2)، 173–192.

المراجع الاجنبية

Benbouziane, M., & Benamar, A. (2004). The relationship between money and prices in the Maghreb countries: A cointegration analysis. http://mpra.ub.uni-muenchen.de/12741/

Browne, F., & Cronin, D. (2010). Commodity prices, money and inflation. *Journal of Economics and Business*, *62*(4), 331–345.

DOI: 10.1016/j.jeconbus.2010.02.003

Crowder, W. (1998). The long-run link between money growth and inflation. *Economic Inquiry*, *36*(2), 229–243.

DOI: 10.1111/j.1465-7295.1998.tb01709.x

Dewett, K., & Chand, A. (1993). *Economic Theory*. New. Delhi: Shyama. Charitable Trust.

Dickey, D., & Fuller, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431. DOI:10.1080/01621459.1979.10482531

Dickey, D., & Fuller, W. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, *49*(4), 1057-1072.

DOI: 10.2307/1912517

Frankel, J. A. (1998). *Preventing Bank Crises: Lessons from Recent Global Bank failures*, the World Bank, Washington D.C.

Ghazali, M. F., Amin, H., Muhammad, M. Z., & Samsu, S. H. (2009). Linkage between money and Prices: A causality Analysis for Malaysia. *International Business Research*, *1*(4), 80-82. DOI: 10.5539/ibr.v1n4p82

Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424-438. DOI: 10.2307/1912791

Hossain, A. (2005). The Granger-causality between money growth, inflation, currency devaluation and economic growth in Indonesia: 1954-2002. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, *2*(3), 45-68.

Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, *52*(2), 169-210.

DOI:10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x

MacKinnon, J. G. (1990). *Critical values for cointegration tests*. San Diego: Department of Economics, University of California.

MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601–618.
http://www.jstor.org/stable/2285154

Sola, O., & Peter, A. (2013). Money supply and inflation in Nigeria: Implications for national development. *Modern Economy*, *4*(03), 161.
DOI: 10.4236/me.2013.43018

Vymyatnina, Y. (2006). How much control does Bank of Russia have over money supply? *Research in International Business and Finance*, *20*(2), 131-144.
DOI: 10.1016/j.ribaf.2005.09.010

Yuan, Y. A. O. (2007). Empirical analysis on the relationship between money supply, inflation and economic growth in China. *Economy and Management*, *2*, 009.