دراسات، العلوم الإدارية، المجلّد 38، العدد 1، 2011

# العلاقة بين الناتج النقود والأسعار في الأردن

*وليد محمد شوافقة**

## ملخـص

تهدف هذه الدراسة إلى تحديد طبيعة العلاقة بين عرض النقود بالمفهوم الواسع (M2) ومستوى الأسعار (P) من ناحية والناتج المحلي الحقيقي (RGDP) في الأردن من ناحية أخرى، وذلك من حيث اتجاه وحجم التأثير بين هذه المتغيرات. أما البيانات المستخدمة في الدراسة فهي بيانات ربع سنوية للفترة 1993-2009.

اشتملت منهجية الدراسة على اختبار استقرارية البيانات (stationarity)، واختبار السببية لجرينجر، وتحليل التكامل المشترك الذي يتضمن تقدير واختبار إمكانية وجود علاقة طويلة الأجل تقيد حركة متغيرات الدراسة. استخدمت طرق التقدير المبنية على معادلة تكامل مشترك واحدة والتي تتضمن: Fully Modified OLS (FMOLS) وCanonical Co-integrating Regression (CCR) وDynamic OLS (DOLS). كما تم تفحص السلوك الديناميكي للسلاسل الزمنية باستخدام نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM) الذي يزاوج بين العلاقات طويلة الأجل والتكيف قصير الأجل.

أظهر التحليل وجود تأثير قوي لعرض النقود وباتجاه واحد على النشاط الاقتصادي (RGDP) في الأجل الطويل. كذلك تبين من نتائج تقدير التكامل المشترك باستخدام طرق التقدير المختلفة (DOLS, CCR, FMOLS) إلى أن تغير عرض النقود بنسبة 10% تؤدي إلى تغير نسبته 5 إلى 6 نقاط مئوية في الأمد الطويل. وبالتالي يمكن استهداف مستوى السيولة (عرض النقود بالمعنى الواسع) في الاقتصاد كهدف وسيط لتحفيز النمو الاقتصادي. أشار تحليل VECM أيضا إلى وجود علاقة سببية طويلة الأجل بين عرض النقود والناتج، معامل التعديلات والمقدر بـ (-0.099) يبين أن حوالي عشر الخطأ في الناتج يتم تصحيحه خلال فترة واحدة من خلال علاقته طويلة الأجل مع متغير عرض النقود M2.

**الكلمات الدالة:** الأردن، Granger Causality, Cointegrated Regression، FMOLS، CCR، DOLS، VECM.

## المقدمـة

تعتبر العلاقة بين عرض النقود بالمفهوم الواسع من جانب والنشاط الاقتصادي بمفهومه الحقيقي الحلقة الأخيرة والأهم في استراتيجية السلطة النقدية، إذ يؤدي التفاعل بين هذين المتغيرين دوراً مهما في ديناميكية النشاط الاقتصادي والتأثير على الرفاهية الاقتصادية لأفراد المجتمع. ولهذا نالت دراسة هذه العلاقة اهتماما كبيرا من قبل الاقتصاديين سعياً للوصول إلى تحديد حجم واتجاه هذه العلاقة باستخدام الأساليب القياسية، وبالتالي إعطاء مؤشرات مهمة لصناع القرار في كيفية تصميم وتوجيه السياسات الاقتصادية بما يتسق وأهداف السلطة النقدية، والمتمثل في تحقيق الاستقرار والتوازن النقدي، والذي بدورة يحفز النمو في النشاط الاقتصادي.

ولكي يتحقق هذا الهدف لا بد من اتساق التدفقات النقدية مع التدفقات السلعية (القطاع النقدي والقطاع الحقيقي)، حيث تتمثل التدفقات النقدية بكمية النقود في السوق اللازمة لمباشرة المهام الاقتصادية للاقتصاد القومي (أي جانب الطلب الكلي)، في حين تمثل التدفقات السلعية الجانب الحقيقي من الاقتصاد (أي جانب العرض). وهذا الهدف كان مجالا للبحث في عدد كبير من الدراسات السابقة تناولت فيها العلاقة بين عرض النقود والنشاط الاقتصادي.

### هـدف الدراسة

تهدف هذه الدراسة إلى تحديد طبيعة العلاقة بين السيولة (ممثلة بعرض النقود بمفهومه الواسع (M2)) ومستوى الأسعار (P) (ممثلاً بمخفض الناتج المحلي الإجمالي) من ناحية والناتج المحلي الحقيقي (Real GDP) في الأردن من ناحية أخرى، وذلك من حيث اتجاه وحجم التأثير بين هذه المتغيرات. البيانات المستخدمة في هذه الدراسة بيانات ربع سنوية للفترة 1993-2009.

* قسم الاقتصاد، كلية الأعمال، الجامعة الأردنية. تاريخ استلام البحث 2010/6/9، وتاريخ قبوله 2010/8/18.

**الأدب الاقتصادي والدراسات السابقة**

كانت العلاقة بين المتغيرات النقدية ممثلة بعرض النقود والمتغيرات الحقيقية ممثلة بالناتج الحقيقي مدار جدل واسع بين المدارس الاقتصادية والاقتصاديين. فالمدرسة الكلاسيكية تقترح بأن أي تغير في نمو عرض النقود سيقود ببساطة إلى التضخم. وهذا يعني أن الدخل الحقيقي (الإنتاج) يتحدد بعوامل وقوى اقتصادية حقيقية (كالإدخار والإنتاجية) وليس بعوامل نقدية. وينطلق هذا المقترح من عدم وجود آلية انتقال فعالة بين تغيرات عرض النقود والإنتاج. فحسب النظرية الكلاسيكية تتحدد معدلات الفائدة طويلة الأجل من خلال سلوك المدخرين والمستثمرين، وكما وضعتها نظرية الأموال القابلة للإقراض. وهذا يشير إلى أن وقرارات المدخرين والمستثمرين ومعدلات الفائدة طويلة الأجل تتحدد بعوامل طويلة الأجل.

الصورة السابقة اختلت بظهور النظرية العامة لكينز وتفسير كينز للعلاقة بين السياسة النقدية والإنتاج. فحسب كينز يتحدد معدل الفائدة الأسمي بالطلب على النقود وعرضها، والذي بدوره يمثل الرابط الحيوي بين القطاعين النقدي والحقيقي. من جهة أخرى، أي تغيرات في معدلات الفائدة الإسمية تتزامن مع تغيرات في معدلات الفائدة الحقيقية مما يؤثر في المتغيرات الحقيقية (الإنتاج والتوظيف). وبالتالي فإن تغيرات عرض النقود تؤدي إلى تغيرات في معدلات الفائدة الحقيقية، والتي بدورها تقود إلى تغيرات حقيقية في الاقتصاد الوطني.

ولكن كينز لم يقف عند هذا الحد، فهو يرى أن الطلب على النقود وعرض النقود غير مستقلين عن بعضهما بعضا، وبالتالي فإن زيادة عرض النقود قد لا تقود إلى الأثر المتوقع على الدخل الأسمي. فالزيادة في عرض النقود تدفع معدلات الفائدة للأسفل، وهذا يشجع على زيادة طلب النقود خوفاً من ارتفاع معدلات الفائدة مستقبلاً. وبالتالي فإن معدلات الفائدة قد لا تنخفض كثيراً لإقناع الناس على حمل الزيادة في عرض النقود. ويترتب على ذلك زيادة صغيرة في الاستثمار وكذلك في الدخل الأسمي. ولهذا دعا كينز للاعتماد على السياسة المالية في تحفيز الاقتصاد (Bain and Howells, 2003).

وتعد دراسة Friedman وSchwartz في عام 1963 من أولى الدراسات التطبيقية التي تناولت العلاقة بين النقود والناتج من خلال دراستهما للتاريخ النقدي للولايات المتحدة خلال الفترة (1867-1960)، حيث تناولا دور النقود في الدورات الاقتصادية وبينا بأن تغيرات النقود تقود (تسبق) تغيرات الناتج الحقيقي، وفي ضوء ذلك فُسر الانكماش الحاد خلال أزمة الكساد الكبير الممتدة خلال الفترة (1929-1933) بالانخفاض الكبير في عرض النقود (Walsh, 2003). وهذه النتائج تتسق مع وجهة نظر المدرسة النقدية المبنية على النظرية النقدية الكمية (الكلاسيكية) وتعديلاتها التي أضافها كينز. فعرض النقود من وجهة نظرهم يتحدد بصورة مستقلة عن الطلب عليه، مما يجعله يلعب دورا ذو فاعلية في التأثير على الدخل والأسعار (السيد علي،1999). وبالتالي يمكن لزيادة عرض النقود أن تؤدي إلى زيادة مؤقتة في النشاط الاقتصادي (أي على المدى القصير) إلى أن يتم تعديل الأسعار والأجور ومن ثم يعود النشاط الاقتصادي إلى وضعه السابق. وهذا يشير إلى إمكانية وجود علاقة سببية قصيرة الأجل باتجاه واحد من عرض النقود إلى الناتج وأخرى قصيرة وطويلة الأجل من عرض النقود إلى مستوى الأسعار. هذه الاستنتاجات تنطلق من علاقة فيليبس (العلاقة التبادلية بين معدل البطالة ومعدل التضخم) المبنية على التوقعات (Expectation Augmented Phillips Curve) والتي ترى بأن التوسع النقدي يحفز الاقتصاد في الأجل القصير ولكنه حيادي في الأجل الطويل.

التطورات النظرية اللاحقة انطلقت من فرضية التوقعات العقلانية (Rational Expectation Hypothesis) ونموذج التصفية المستمرة للسوق (Continuous Market Clearing). هذه التطورات جاءت لتفترض أن المتعاملين في السوق يستفيدون بأفضل السبل من جميع المعلومات الحالية والمستقبلية المتاحة (بدلاً من المعلومات السابقة كما هو الحال في التوقعات التكيفية) بما في ذلك السياسات الحكومية المتوقعة عند عمل التوقعات عن متغير أو هدف اقتصادي محدد (مثل التضخم والناتج)، وبنفس الوقت افترضت أن الأسعار حرة في التكيف الآني من أجل تصفية السوق (الوصول للتوازن). وبناء على ذلك ترى المدرسة الكلاسيكية الحديثة أن الإنتاج والتوظيف يتذبذبان عشوائياً حول مستوياتهما طويلة الأجل، أي لا وجود لمنحنى فيلبس قصير الأجل. وبالنتيجة، تنكر هذه المدرسة وجود أي منافع من استخدام سياسات إدارة الطلب (بما في ذلك السياسة النقدية)، حيث الناتج والبطالة عند مستوياتهما الطبيعية (Ineffectiveness policy or Policy irrelevance theorem). ما ينتج عن زيادة عرض النقود هو فقط زيادة معدل التضخم. والطريقة الوحيدة للتأثير في المتغيرات الحقيقية (الناتج) ممكن فقط من خلال الصدمات غير المتوقعة (الصدمات النقدية) من قبل المتعاملين في السوق. بكلمات أخرى، ما هو

قابل للتنبؤ (anticipated) من السياسات غير مؤثر في المتغيرات الحقيقية وما هو غير قابل للتنبؤ (unanticipated) من السياسات مؤثر في المتغيرات الحقيقية (Bain and Howells, 2003).

ومع أن البعد النظري للنموذج الكلاسيكي الحديث يمتاز بقوة الحجة القائمة على أساس رياضي، إلا أن المشكلة الأساسية في هذا النموذج هي في عدم اتساقه مع الدراسات التطبيقية، بالرغم من بعض الدعم الذي قدمته بعض الدراسات الأولية في هذا الجانب. فمعظم الدراسات التطبيقية، وخصوصاً تلك التي استفادت من التطورات الحديثة في الجانب القياسي، وجدت أن النقود ليست حيادية في الأجل القصير، فهناك قبول عام بين الاقتصاديين بأن الصدمات النقدية تحدث أثراً في الإنتاج والتوظيف، وهذا التأثير يسبق حدوث التأثير في معدل التضخم (Walsh, 2003).

ومن المحاولات التطبيقية المبكرة في اختبار العلاقة بين عرض النقود والناتج الاسمي دراسة Anderson وJordan من البنك الاحتياطي الفيدرالي في سانت لويس في عام (1968) وقد سميت المعادلة المستخدمة في التحليل القياسي بمعادلة سانت لويس (St. Louis equation)، حيث قاما بإجراء تحليل قياسي من خلال تقدير انحدار الناتج القومي الاسمي باستخدام عرض النقود والانفاق الحكومي ولأربع فترات إبطاء زمنية إضافة إلى متغير الاتجاه الزمني كمتغيرات مستقلة، ليتوصلا إلى أن السياسة النقدية (ممثلة بالرصيد النقدي) أكثر فاعلية من السياسة المالية (ممثلة بالإنفاق الحكومي) في التأثير على الناتج الاسمي. وقد انتقدت هذه المعادلة من جوانب متعددة (Walsh, 2003).

ويعد التحليل الذي جاء به Granger (1969) من أهم الطرق التطبيقية لاستقصاء اتجاه العلاقة بين النقود والناتج الحقيقي والتي تعرف بسببية جرينجر (Granger-causality analysis). وتعتبر الدراسة التي قام بها Sims (1972) من أهم الاسهامات الاقتصادية التي طبقت هذا التحليل، حيث طور Sims اختبار اتجاه السببية ومن ثم طبقه على العلاقة بين كمية النقود والناتج الحقيقي في الولايات المتحدة، وقد توصل إلى أن كمية النقود تساعد في تنبؤ الناتج الحقيقي وليس العكس، أي أن السببية تتجه من النقود إلى الناتج (Walsh, 2003).

أما Hayo (1999) فقد اختبر العلاقة السببية بين النقود والناتج في (14) دولة أوروبية بالإضافة إلى كندا والولايات المتحدة واليابان، وقد دلت نتائج اختبار جرينجر إلى وجود علاقة سببية في معظم الدول تتجه من النقود إلى الناتج.

وفي دراسته للتفاعلات الديناميكية بين النقود والناتج والأسعار في الهند، وجد Roy وDarbha (2000) بأن التغير في عرض النقود يؤدي إلى تغير الناتج في نفس الاتجاه، في حين وجد Sharma وCheng (2010) من دراسته لنفس العلاقة بأن عرض النقود (M3) يسبب الناتج في المدى القصير فقط. وفي باكستان قام Suleman (2009) بدراسة العلاقة طويلة الأجل بين عرض النقود (M2) والتضخم والإنفاق الحكومي وتأثيرها على النمو الاقتصادي على سلسلة زمنية للفترة 1977-2007، وقد توصلت الدراسة إلى وجود أثر موجب لعرض النقود على النمو الاقتصادي في الأجل الطويل.

وأجرى Hafer وKutang (2007) دراسة لبيان إمكانية وجود دور للنقود في صنع القرارات المتعلقة بالسياسة النقدية في الولايات المتحدة، وقد وجدوا بأن هناك علاقة ذات معنوية احصائية بين القيم المتباطئة للنقود والفجوة في الناتج.

Andres (2009) درس العلاقة السببية بين متغيرات السياسة النقدية الأمريكية والناتج المحلي الحقيقي في الصين، وقد استخدم عرض النقود (M2) ومعدل الفائدة على أُذونات الخزينة (Federal funds rate) كمتغيرات بديلة للسياسة النقدية. وقد وجد بأن معدل الفائدة على أذونات الخزينة، وليس عرض النقود (M2)، يسبب الناتج الحقيقي الصيني.

Chimobi (2010) اختبر العلاقة السببية بين النقود والأسعار والناتج في نيجيريا، ووجد أن عرض النقود (M2) كان له تأثير سببي قوي على الناتج الحقيقي والأسعار. أما القدير (2002) فقد قام بدراسة العلاقة بين كمية النقود والناتج المحلي الإجمالي في دولة قطر، وقد وجد أن هناك علاقة سببية في الأجلين القصير والطويل تتجه من الناتج الى كمية النقود وليس العكس، وبناء على ذلك استنتج بأن كمية النقود لا يمكن استخدامها كأداة للسياسة الاقتصادية للتأثير على المتغيرات الحقيقية في الاقتصاد القطري.

وبخصوص الأردن فقد قام ملاوي وديات (2004) بدراسة أثر السياسة النقدية (ممثلة بمفهوم النقود بالمعنى الضيق (M1)) على الناتج المحلي الحقيقي باستخدام نموذج VAR بوجود متغير السياسة المالية (النفقات الحكومية) وفي حال عدم وجوده. البيانات المستخدمة بيانات سنوية للفترة (1970-2000). وقد دلت نتائج تحليل التباين ودالة الاستجابة لرد الفعل إلى وجود أثر إيجابي لعرض النقود على الناتج المحلي الحقيقي وباتجاه واحد، سواء ضمت النفقات الحكومية إلى المعادلة المقدرة أو استثنيت منها. أما Al-Rjoub (2004) فقد فحص الأثر الإنتاجي للسياسة النقدية باستخدام منهجية VAR وباستخدام الرقم القياسي للإنتاج

الصناعي وعرض النقود بالمعنى الواسع وليبانات ربعية للفترة 1968:1 - 1995:4. دلّت النتائج على أن أي صدمة نقدية ستحدث ردة فعل في الناتج الصناعي لفترتين زمنيتين فقط ومن ثم يصل الأثر إلى الصفر خلال ثلاث فترات زمنية ومن ثم ينخفض بشكل سريع بعد سنتين.

**منهجية الدراسة وبياناتها**

يعتمد هذا البحث على البيانات الصادرة عن البنك المركزي الأردني والخاصة بعرض النقود بمفهومه الواسع (M2) والناتج المحلي الحقيقي (RGDP) ومخفض الناتج المحلي (P) في الأردن باستخدام سلاسل زمنية ربعية للفترة (1993 - 2008).

وبخصوص منهجية الدراسة المستخدمة، فتتضمن الأساليب والاختبارات القياسية الضرورية لضمان مصداقية النتائج، وتشمل اختبار استقرارية البيانات (stationarity) باستخدام اختبار جذر الوحدة لديكي – فولر بالشكل الموسع (ADF)، واختبار السببية لجرينجر بين متغيرات الدراسة، وتحليل التكامل المشترك والذي يتضمن تقدير واختبار إمكانية وجود علاقة طويلة الأجل تقيد حركة متغيرات الدراسة في حال كونها غير استقرارية (non-stationary). كما وسيتم تطبيق استراتيجية تتفحص السلوك الديناميكي للسلاسل الزمنية باستخدام منهجية قياسية تُزاوج بين العلاقات الإتجاهية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة ونظام ديناميكي من معادلات التكيف قصيرة الأجل، وذلك بالإستناد إلى نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM).

على ضوء ما سبق تعتمد منهجية الدراسة على الإختبارات الثلاثة التالية:

**أ. اختبار استقرارية السلاسل الزمنية (اختبار جذر الوحدة unit root test):** إن الكثير من السلاسل الزمنية قد تكون غير استقرارية (non-Stationarity) في المستوى، وهذا ما يجعل استخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) غير ملائمة للتقدير (invalid). ففي غياب صفة الاستقرارية، فإن الإنحدار الذي يتم الحصول عليه بين متغيرات السلاسل الزمنية باستخدام OLS يكون في الغالب زائفاً (Spurious) بالرغم من احتمال الحصول على قيمة عالية لمعامل التحديد ($R^2$)، وبالتالي لا يمكن الاعتماد على الاختبارات الإحصائية التقليدية وفترات الثقة والتنبؤ، (Stock and Watson, 2003). ويتم فحص استقرارية السلاسل الزمنية بإجراء اختبار جذر الوحدة. وهناك مجموعة من الاختبارات لعمل ذلك أكثرها شيوعاً اختبارات ديكي – فولر البسيط (DF test) والموسع (ADF test) واختبار فيليبس- بيرون (PP test). وقد طُور اختبار ADF ليأخذ بالإعتبار أكثر من فترة تباطؤ زمني بالإضافة إلى عامل الإتجاه المحدد-الزمن - (Deterministic trend) وذلك لإزالة أي ارتباط تسلسلي بين الأخطاء. ولاختبار استقرارية السلسلة الزمنية ($Y_t$) يتم تقدير المعادلة التالية (Gujarati, 1995):

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^{m} \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

حيث m تمثل عدد فترات التباطؤ الزمني والتي يتم تحديدها استناداً لمعياري (Akaike Information Criterion (AIC)) و(Schwarz Information Criterion (SIC))، و t عامل الاتجاه المحدد (Deterministic trend) أو الزمن. حد الخطأ $\varepsilon_t$ له توزيع طبيعي بوسط صفر وتباين ثابت. ويجري إختبار الفرضية العدمية (عدم وجود استقرارية) بحساب قيمة ADF للمعلمة $\delta$ ومقارنتها بقيمة ADF الحرجة (الجدولية) عند مستوى معين من المعنوية. ترفض الفرضية إذا كانت القيمة المحسوبة أقل من القيمة الحرجة، أي أن السلسلة الزمنية استقـرارية في المستوى (متكاملة من الرتبة صفر I(0)). أما إذا لم يكن بالإمكان رفض الفرضية العدمية، عندها تحول السلسلة إلى فروق ويجرى الاختبار حتى يتم الوصول إلى سلسلة استقرارية.

**ب. انحدار التكامل المشترك واختبـاراته Co-integration Regression and Test:**

إذا كانت السلاسل الزمنية غير استقرارية في المستوى ومتكاملة من الدرجة الأولى، (أي I(1))، فإنه يمكن أن يكون بينها تكامل مشترك وعلاقة استقرارية في الأجل الطويل. حيث أشار Engle وGranger (1987) إلى أنه إذا كان بالإمكان إيجاد مزيج خطي استقراري من سلسلتين أو أكثر من السلاسل غير الاستقرارية عندها يقال عن هذه السلاسل الزمنية غير الاستقرارية بأنها متكاملة بشكل مشترك (co-integrated). ويطلق على المزيج الخطي الاستقراري معادلة التكامل المشترك. هذه المعادلة تفسر كعلاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات.

ويمكن تقدير انحدار التكامل المشترك لعدد من السلاسل الزمنية من خلال نظام من المعادلات باستخدام طريقة الإمكان الأكبر لجوهانسن (Johansen approach) أو باستخدام معادلة واحدة فقط. ولتقدير معادلة واحدة لانحدار التكامل المشترك (Single equation co-integrating relationships)

يوجد ثلاث طرق للتقدير الكفؤ (efficient methods) هي: طريقة المربعات الصغرى المعدلة كلياً (Fully Modified OLS (FMOLS)) لفيليبس وهانسن (Phillips and Hansen, 1990)، وطريقة (Canonical Co-integrating Regression (CCR)) لبارك (Park, 1992)، وطريقة المربعات الصغرى الديناميكية (Dynamic OLS(or DOLS)) لسايكونن وستوك وواتسون (Saikkonen 1992, Stock and Watson 1993).

في هذه الدراسة، وتبعا لهانسن وفيليبس (Hansen 1992b, Phillips and Hansen 1990)، تم استخدام التمثيل المثلثي المعياري في صياغة دالة الإنحدار (Standard Triangular representation of regression specification). وهذا التمثيل يفترض وجود متجه تكامل مشترك وحيد يربط جميع المتغيرات مع بعضها. هذا الافتراض بني على إيجاد معادلة واحدة بديلة لمعادلة OLS والتي تعاني تقديرات معلماتها من التحيز رغم اتساقها، هذه المعادلة تمثل العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرات قيد الدراسة، وبالتالي يصبح بالإمكان إجراء الإختبارات القياسية عليها وبنفس الوقت عمل التنبؤات المستقبلية. وما تجدر ملاحظته هنا هو أن طرق التقدير الكفؤ المستخدمة في إزالة التحيز من تقديرات OLS تتضمن إما تحويل لبيانات المتغيرات التفسيرية أو تعديل صياغة معادلة التكامل المشترك بحيث تصبح متغيرات المتجه X مستقلة عن بعضها، وهذا بدوره يعطي تقديرات غير متحيزة للمعلمات التي تربط المتغيرات. يمكن صياغة هذا النموذج لـ (n+1) من متجهات السلاسل، حيث $Y_t$ هو متجه المتغير التابع، على النحو:

$$Y_t = X_t'\beta + D_{1t}'\gamma_1 + u_{1t} \qquad (2)$$

$D_t = (D_{1t}', D_{2t}')$ هي المتغيرات المستقلة المحددة، يلاحظ وجود جزء من متجهات $D_t$ في معادلة التكامل المشترك (المعادلة 2). أما متجه المتغيرات المستقلة $X_t'$ (وعددها n) فتحكمه المعادلة التالية:

$$X_t = \Gamma_{21}'D_{1t} + \Gamma_{22}'D_{2t} + \epsilon_{2t} \qquad (3)$$

حيث $\Delta\epsilon_{2t} = u_{2t}$ وحيث $D_{1t}$ المتجهات التي تدخل كلا من معادلة التكامل المشترك (معادلة 2) ومعادلة المتغيرات المستقلة (معادلة 3). أما $D_{2t}$ فهي $P_2$ من متجهات اتجاه زمني والتي تدخل في معادلة المتغيرات المستقلة ولكنها مستبعدة من معادلة التكامل المشترك. وتبعا لهانسن نفترض بأن متجهات الأخطاء $u_t = (u_{1t}, u_{2t}')'$ استقرارية بوسط صفر، ومصفوفة تباين مشترك Σ، ومصفوفة تباين مشترك طويلة الأجل في جانب واحد Λ، ومصفوفة تباين مشترك غير منفردة (non-singular) يرمز لها بالرمز Ω. هذه المصفوفات قسمت في ضوء تقسيم متجهات الأخطاء وعلى النحو التالي:

$$\Sigma = E(u_t u_t') = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{bmatrix}$$

$$\Lambda = \sum_{j=0}^{\infty} E(u_t, u_{t-j}') = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} \end{bmatrix} \qquad (4)$$

$$\Omega = \sum_{j=-\infty}^{\infty} E(u_t u_{t-j}') = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \Omega_{22} \end{bmatrix} = \Lambda + \Lambda' - \Sigma$$

هذه الافتراضات، مأخوذة معاً، تشير إلى أن عناصر $Y_t$ و $X_t$ متكاملة من الدرجة الأولى (I(1)) ولها تكامل مشترك، ولكنها تستبعد التكامل المشترك بين عناصر $X_t$ والتكامل المشترك المتعدد (Multi-cointegration)، (Hansen, 1992b).

كما سبق، من المعروف أنه إذا كان للسلاسل تكامل مشترك، فأن تقدير OLS لمتجه التكامل المشترك ($\omega_{12}$) متسق (consistent)، ولكن التقدير متحيز (Asymptotically biased) وغير متماثل (asymmetric)، وبالتالي لا يمكن إجراء اختبارات دقيقة على تقديرات OLS إلا إذا تم تعديلها (والذي من أجله صممت الطرق السابقة). ويعود السبب في ذلك عدم إمكانية استخدام OLS إلى وجود ارتباط طويل الأجل بين أخطاء معادلة التكامل المشترك وأخطاء المتغيرات المستقلة (وارتباط تقاطعي (cross correlation) طويل الأجل بين نفس الأخطاء ($\lambda_{21}$).

كما يمكن اختبار التكامل المشترك لنظام من المعادلات (Johansen-test) أو لمعادلة واحدة single equation residual-based approach). في حالة معادلة واحدة يوجد عدة اتجاهات أحدها يستخدم البواقي في إجراء الإختبار وتتمثل في اختبار (Engle-Granger) واختبار (Phillips-Ouliaris). ويستخدم كلا الاختبارين البواقي من طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS residuals) ولكنهما يختلفان من حيث طريقة التعامل مع هذه البواقي. الأول يتبع منهج ADF المعلمي (Parametric Augmented Dickey – Fuller Approach، في حين يتبع الثاني طريقة فيليبس – بيرون اللامعلميـة (Non-Parametric Phillips-Perron Approach). ولتطبيق اختبار (Engle-Granger(EG)) يقدر النموذج التالي:

$$\Delta\hat{u}_{1t} = (\rho-1)\hat{u}_{1t-1} + \sum_{j=1}^{p}\delta_j\,\Delta\hat{u}_{1t-j} + \upsilon_t \quad (5)$$

يُستخدم اختباران معياريان لـ ADF أحدهما يقوم على احصائية t (اختبار τ) لاختبار الفرضية العدمية بعدم وجود استقرارية (ρ =1). أما الآخر (اختبار Z) فيقوم على معامل الارتباط الذاتي المعدل (Normalized autocorrelation coefficient)، على (ρ = -1)

$$\hat{\tau} = \frac{\hat{\rho}-1}{(se(\hat{\rho})}$$

$$\hat{Z} = \frac{T(\hat{\rho}-1)}{(1-\sum_j \hat{\delta}_j)} \quad (6)$$

حيث $se(\hat{\rho})$ هي الخطأ المعياري للمعلمة $\hat{\rho}$. أما اختبار ((Phillips-Ouliaris (PO)) فيقوم على تقدير النموذج التالي:

$$\Delta\hat{u}_{1t} = (\rho-1)\hat{u}_{1t-1} + W_t \quad (7)$$

وبنفس الصورة تحتسب الاختبارات في المعادلة (6) لنموذج Phillips - Perron في المعادلة رقم (7). ( ولمزيد من التفاصيل عن نماذج و طرق التقدير السابقة لمعادلات التكامل المشترك واختباراتها يمكن ايجاد ملخصات مفيدة في نسخة الحزمة الإحصائية EViews 7 User's Guide).

ت. اختبار السببية لجرينجر ونموذج تصحيح الخطأ: أوضح Engle وGranger (1987) كيفية إدخال طريقة جرينجر التقليدية لاختبار السببية عند استخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM). وعليه، فإذا أشار اختبار التكامل المشترك إلى وجود علاقة بين متغيرين في الأجل الطويل، فإن هناك على الأقل علاقة سببية باتجاه واحد. ولكن هذا لا يعني بالضرورة اكتشافها إذا كانت النتائج مبنية على إختبار جرينجر التقليدي للسببية، ولكن يمكن تحديد اتجاه العلاقة عن طريق استخدام نموذج تصحيح الخطأ المشتق من التكامل المشترك (Granger, 1988).

وبالإضافة إلى اتجاه السببية، فإن نموذج ECM يتيح لنا التمييز بين المدى الطويل والمدى القصير، حيث أن اختبارات F وt لمتغيرات الفرق الأول التباطؤية تشير إلى السببية في المدى القصير، بينما تكون السببية في المدى الطويل من خلال معنوية معامل تصحيح الخطأ الذي يحتوي معلومات المدى الطويل. وباعتبار متغيرين Y وX يمكن اختبار السببية بينهما في الأجلين القصير والطويل من خلال تقدير المعادلتين التاليتين(Gujarati, 1995):

$$\Delta X_t = \sum_{j=1}^{n} a_j \Delta X_{t-j} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \rho_1 e_{t-1} + u_t \quad (8)$$

$$\Delta Y_t = \sum_{j=1}^{n} \beta_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \Delta X_{t-i} + \rho_2 e_{t-1} + v_t \quad (9)$$

حيث: Δ الفرق الأول و $e_{t-1}$ حد تصحيح الخطأ. إذا كانت تقديرات المعلمتين ($\rho_1$ و $\rho_2$) ذات دلالة إحصائية فإن ذلك يشير إلى وجود علاقة سببية طويلة الأجل وفي اتجاهين، من $Y_t$ الى $X_t$ وبالعكس. في حين إذا كانت $\rho_2$ فقط ذات معنوية فهذا يعني أن هناك علاقة سببية في اتجاه واحد من $X_t$ إلى $Y_t$، وهذا يتضمن أن $X_t$ تقود $Y_t$ إلى التوازن في الأجل الطويل. وتمثل القيم التباطؤية $\Delta Y_t$ و $\Delta X_t$ متغيرات تفسيرية في النموذج، وتشير الى العلاقة السببية في الأجل القصير. فإذا كانت معالم $\Delta Y_t$ في المعادلة (8) معنوية فهذا يعني أن $Y_t$ تسبب $X_t$، (Hussain and Abbas, 2000).

**نتائج التحليل القياسي**

أ. نتائج اختبار جذر الوحدة: الجدول رقم (1) يبين نتائج اختبار (ADF) للوغاريتم مستويات المتغيرات المستخدمة في الدراسة وفروقها الأولى. النتائج تشير إلى عدم القدرة على رفض الفرضية العدمية (فرضية عدم الاستقرارية) لجميع المتغيرات في مستوياتها. وبتطبيق الاختبار على المتغيرات في فروقها الأولى أصبحت جميع المتغيرات استقرارية عند مستوى معنوية 1%، وبذلك تجمع النتائج لجميع المتغيرات (بعد اخذ الفرق الأول) على رفض فرضية عدم الاستقرارية، أي أن السلاسل متكاملة من الدرجة الأولى (I(1)).

**الجــدول رقم (1)**
**نتائج اختبار ديكي-فولر الموسع (ADF) للوغاريتم المتغيرات(*)**

| Variable | Level | First |
|---|---|---|
| LOG(RGDP) | 0.279437 | - 10.79386 |
| LOG(GDP_DEFLATOR) | - 2.440985 | - 8.26335 |
| LOG(M2) | - 0.69044 | -11.72852 |

(*) القيم الحرجة لاختبار ديكي – فولر للسلاسل الزمنية في المستوى: عند مستوى معنوية 1% = - 4.1135، عند 5% = - 3.4836 ، عند 10%= - 3.1696 . وللفرق الأول هي: عند مستوى معنوية 1%= - 4.1162 ،عند 5%= -3.4849، عند 10%= - 3.1733

**الجـدول رقم (2)**

**تقديرات نموذج انحدار التكامل المشترك واختباراته لمعادلة واحدة باستخدام طرق المختلفة (*)**

| Variable / Method | Log M2 (2) | Log P (3) | Const. (4) | Trend (5) | Adj $R^2$ (6) | τ (EG) (7) | z (EG) (8) | τ (PO) (9) | z (PO) (10) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **FMOLS** | 0.514<br>(10.90)<br>[0.000] | -0.157<br>(-1.16)<br>[0.12] | 3.261<br>(6.23)<br>[0.000] | 0.002<br>(1.55)<br>[0.13] | 0.992 | -5.75<br>[0.0003] | -43.9<br>[0.0002] | -5.72<br>[0.0003] | -42.9<br>[0.0002] |
| **CCR** | 0.518<br>(10.65)<br>[0.000] | -0.130<br>(-1.35)<br>[0.18] | 3.204<br>(5.30)<br>[0.000] | 0.0015<br>(1.26)<br>[0.212] | 0.991 | -5.42<br>[0.0034] | -41.6<br>[0.0019] | -5.43<br>[0.0033] | -41.95<br>[0.0018] |
| **DOLS** | 0.492<br>(12.51)<br>[0.000] | -0.154<br>(-2.715)<br>[0.0081] | 3.518<br>(8.677)<br>[0.000] | 0.0022<br>(2.387)<br>[0.021] | 0.992 | -5.42<br>[0.0029] | -41.63<br>[0.0016] | -5.43<br>[0.0028] | 41.96<br>[.0014] |

**(*) الأرقام بين الأقواس ( ) تمثل قيم احصائية t في حين تمثل الأرقام بين الأقواس المربعة [ ] قيم احصائية P. EG: تمثل اختبار (Engle-Granger) للتكامل المشترك، (PO): تمثل اختبار (Phillips-Ouliaris) للتكامل المشترك.**

**الجـدول رقم (3)**

**نتائج اختبار سببية جرينجر التقليدي بين متغيرات الدراسة**

| Null Hypothesis | Obs | F-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|
| LOG (M2) does not Granger Cause LOG (RGDP) | 61 | 3.19 | 0.0308 |
| LOG (RGDP) does not Granger Cause LOG (M2) | | 2.29 | 0.0886 |
| LOG (P) does not Granger Cause LOG(RGDP) | 61 | 3.48 | 0.0218 |
| LOG (RGDP) does not Granger Cause LOG(P) | | 3.77 | 0.0157 |
| LOG (P) does not Granger Cause LOG(M2) | 61 | 0.31 | 0.8194 |
| LOG (M2) does not Granger Cause LOG(P) | | 2.12 | 0.1089 |

ب. نتائج انحدار التكامل المشترك اختباراته Regression Co-integration and Tests:

الجدول رقم (2) يبين نتائج تقدير نموذج انحدار التكامل المشترك باستخدام طرق للتقدير الكفؤ (efficient methods): طريقة OLS المعدلة كلياً (FMOLS)، وطريقة (Canonical Co-integrating Regression (CCR))، وطريقة المربعات الصغرى الديناميكية ((Dynamic OLS (DOLS)). تم استخدام اللوغاريتم الطبيعي للمتغيرات.

نتائج تقدير النموذج (الأعمدة (2) و(3) و(4) و(5)) تشير إلى وجود علاقة إيجابية طويلة الأجل بين الناتج الحقيقي ((Log(RGDP) ومتغير عرض النقود (Log M2) وأخرى سلبية مع متغير السعر (Log P). قيم الإحصائية t والإحصائية P تشير إلى وجود دلالة احصائية ولكنها ليست كذلك بالنسبة لمتغير السعر باستخدام (FMOLS) و(CCR) في التقدير. أما طريقة (DOLS) فتعطي دلالة احصائية للعلاقة بين متغيرات الدراسة وبمتجه تكامل مشترك (1, -0.492, 0.154) يمثل أوزان العلاقة طويل الأجل بين المتغيرات. الأعمدة (7 – 10) في الجدول رقم (2) تعطي نتائج اختباري

(EG) واختبار (PO) حول وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، وذلك بحساب قيم (τ) و(Z) من النماذج في معادلتي (5) و(7)، على التوالي. جميع طرق التقدير ترفض فرضية عدم وجود علاقة طويل الأجل عند مستوى 1%. هذه النتيجة لا تتسق والنظريات التي تقول بحيادية النقود، ولكنها تتواءم مع نتائج الدراسات التي أجريت باستخدام بيانات من الدول النامية (Suleman, 2009; Chimobi, 2010).

**الجـدول رقم (4)**
**تقدير علاقة الناتج الحقيقي كمتغير تابع بالنقود والأسعار باستخدام VECM**

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic |
|---|---|---|---|
| ΔLOG(RGDP(-1)) | 0.7888 | 0.1634 | 4.828* |
| ΔLOG(M2(-1)) | 0.053926 | 0.07512 | 0.71786 |
| ΔLOG(P(-1)) | 0.245615 | 0.08936 | 2.74858** |
| ΔLOG(RGDP(-2)) | 0.480237 | 0.15437 | 3.11089* |
| ΔLOG(M2(-2)) | -0.091819 | 0.07733 | -1.18734 |
| ΔLOG(P(-2)) | -0.150021 | 0.08902 | -1.68516 |
| ERORR CORR. (-1) | -0.099010 | 0.03346 | -2.95945* |
| CONSTANT | 0.030483 | 0.00555 | 5.49125* |
| R-squared | 0.376374 | Adj. R-squared | 0.294008 |

**(*) ذات دلالة عند مستوى 1%، (**) ذات دلالة عند مستوى 5%.**

ت. نتائج اختبار سببية جرينجر ونموذج تصحيح الخطأ

الجدول (3) يبين نتائج اختبار سببية جرينجر بين متغيرات الدراسة. يلاحظ وجود علاقة سببية أحادية الإتجاه من عرض النقود بالمفهوم الواسع (M2) إلى الناتج الحقيقي (RGDP) وعلاقة تبادلية باتجاهين بين مخفض الناتج الحقيقي (Log(P)) والناتج الحقيقي. أما بخصوص العلاقة السببية بين مخفض الناتج وعرض النقود فليس بالإمكان رفض فرضية عدم وجود علاقة سببية بينهما عند مستوى معنوية 10%. لابد من ملاحظة أن وجود سببية جرينجر لا يعني أنها تصلح في تفسير العلاقات بين المتغيرات، ولكنها مفيدة في التنبؤ (Stock and Watson, 2003).

دلت النتائج السابقة على وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، وبالتالي يمكن استخدام نموذج VECM في تحديد اتجاه السببية بالإضافة إلى التمييز بين المديين القصير والطويل.

يبين الجدول رقم (4) نتائج تقدير العلاقة بين الناتج الحقيقي (RGDP) كمتغير تابع بعرض النقود ومستوى الأسعار (مخفض GDP) كمتغيرات تفسيرية باستخدام نموذج ECM. استخدمت فترتين تباطؤيتين من متغيرات الدراسة بناء على معيار Akaike Information Criterion (انظر الملحق أ).

تشير النتائج إلى وجود علاقة طويلة الأجل تتجه من متغيرات النقود والأسعار إلى الناتج الحقيقي، وهذا ما يوضحه تقدير حد تصحيح الخطأ (ERROR CORRECTION = -0.099)، الذي جاء سالباً (بمعنى أن الخطأ الموجب يميل للإنخفاض ليؤول الناتج إلى مستواه طويل الأجل، والعكس أيضاً صحيح) كما هو متوقع له وبدلالة احصائية عند مستوى 5%. حد تصحيح الخطأ يشير أيضاً إلى أن نسبة 10% من الخطأ (أو من بعد الناتج الحقيقي عن مستواه طويل الأجل) يتم تصحيحها خلال فترة زمنية واحدة (ربع سنة) من خلال علاقتها مع المتغيرات التوضيحية، وهذا يشير إلى أن تصحيح الخطأ يحتاج إلى عشرة أرباع (سنتين ونصف) ليعود الناتج إلى مستواه التوازني طويل الأجل بعد حصول أي صدمة في أحد المتغيرات التوضيحية، بافتراض بقاء العوامل الأخرى على حالها.

كما توجد علاقة قوية في الأجل القصير بين تغيرات الناتج من ناحية وتباطؤاته الأولى والثانيـة ΔLOG (RGDP (-1)) و(ΔLOG(RGDP(-2)) من ناحية ثانية. كما تؤثر تغيرات

مستوى الأسعار في فترة ما سلباً على الناتج الحقيقي وبدلالة عالية في الفترة الزمنية اللاحقة. أما تغيرات عرض النقود فلم يكن لها أثر ذو دلالة على الناتج في الأجل القصير. يشير اختبار استبعاد التباطؤات (Lag Exclusion test) إلى عدم إمكانية استبعاد التباطؤات الأولى والثانية لمتغيرات الدراسة من معادلة التقدير (انظر الملحق ب).

النتائج في الأجلين القصير والطويل بالنسبة لعرض النقود جاءت مخالفة لم تقول به معظم النظريات الاقتصادية. فالنقود ليست حيادية في الأمد الطويل ويمكن أن تكون ذات تأثيرات حقيقية على مستوى الناتج. ولكنها في المقابل لا يمكن استخدامها كأداة لتحقيق الاستقرار الاقتصادي في الأمد القصير، نظراً لعدم دلالة تأثيرها قياسياً.

## النتـائج والمضامين

أظهر التحليل القياسي المستخدم في هذه الدراسة ما يلي:

أ. النتيجة الرئيسية لهذه الدراسة، كما أظهرها التحليل، هي وجود تأثير قوي لعرض النقود وباتجاه واحد على النشاط الاقتصادي ممثلاً بالناتج المحلي الحقيقي في الأجل الطويل. ولكن هذا التأثير لم يكن ذا دلالة في الأجل القصير. وبالتالي يمكن استهداف مستوى السيولة (عرض النقود بالمعنى الواسع) في الاقتصاد كهدف وسيط كعامل مؤثر في النمو الاقتصادي كهدف طويل الأجل، ولكن لا يمكن استخدامه كعامل استقرار في الأجل القصير.

ب. أشار أختبار التكامل المشترك المبني على معادلة واحدة إلى وجود علاقة تكامل مشترك بين الناتج الحقيقي ومتغيرات النقود والسعر. كذلك تبين من نتائج تقدير التكامل المشترك باستخدام طرق التقدير المختلفة (DOLS, CCR, FMOLS) إلى أن تغير عرض النقود بنسبة 10% تؤدي إلى تغير نسبته 5 إلى 6 نقاط مئوية في الأمد الطويل.

ت. نتائج تحليل متجه تصحيح الخطأ VECM تشير أيضا إلى وجود علاقة سببية طويلة الأجل بين عرض النقود والناتج، وهذا يعني أن تغيرات عرض النقود تمثل عاملاً مهماً في تفسير التغيرات في الناتج الحقيقي وفي إعادته إلى وضعه التوازني طويل الأجل، حيث يدل معامل التعديلات (adjustment coefficient) والمقدر بـ (-0.099) إلى أن حوالي عشر الخطأ في الناتج يتم تصحيحه خلال فترة واحدة من خلال علاقته طويلة الأجل مع متغير عرض النقود ومتغير السعر.

ث. أظهر التحليل أن متغير السعر على علاقة سلبية مع الناتج في الأجل الطويل، ولكن هذه العلاقة لم تكن ذات دلالة إحصائية (باستثناء طريقة DOLS حيث كان ذا دلالة عند مستوى معنوية 1%).

وانطلاقاً من هذه النتائج توصي الدراسة بضرورة قيام البنك المركزي باستهداف مستوى السيولة المحلية (عرض النقود بالمفهوم الواسع) في إدارته للسياسة النقدية وبالتالي تفعيل دوره في التأثير على الأداء الاقتصادي.

## المراجع


السيد علي، عبد المنعم، 1999، اقتصاديات النقود والمصارف، الأكاديمية للنشر، المفرق.

القدير، خالد بن حمد، 2002، العلاقة بين كمية النقود والناتج المحلي الإجمالي في دولة قطر، دراسة تطبيقية باستخدام التكامل المشترك والعلاقة السببية، دراسات اقتصادية، السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية، المجلد الرابع، العدد (8).

ملاوي، أحمد ورشا ديات، 2004، تحليل سلاسل زمنية لأثر السياسة النقدية على النشاط الاقتصادي الأردني، دراسات، العلوم الإدارية، المجلد 31، العدد (2).

Al-Rjoub, Samer. 2004. The Output Effect of Monetary Policy in Jordan: Using VAR, *Dirasat, Administrative Sciences*, 31 (2).

Andersen, L. and Jordon, J. 1968. Monetary and Fiscal Actions: A Test of Their Relative Importance in Economic Stabilization, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 50: 11-24.

Anders, C. 2009. Is U.S. Money Causing China's Output? *China Economic Review*, 20: 732-741.

Bain, K. and Howells, P. 2003. Monetary Economics: Policy and its Theoretical Basis, 1st edition, Palgrave Macmillan, New York. NY.

Chimobi, O. 2010. Money, Prices, and Output: A Causality Test for Nigeria, *American Journal of Scientific Research*, 8: 78-87.

Engle. R.F. and Granger, C.W.J. 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and

Estimate Short-run Dynamics, *Rochester Center for Economic Research Working Paper No. 281*.

Roy, S. and Darbha, G. 2000. Dynamics of Money, Output and Price Interaction – Some Indian Evidence, *Economic Modeling*, 17: 559-588.

Saikkonen, Pentti. 1992. Estimation and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation, *Econometric Theory*, 8: 1-27.

Sharma, S., Noris M. and Wai-Wah-Cheng, 2010. Causality between Prices, Output, and Money in India: An Empirical Investigation in the Frequency Domain, Center for Computational Social Sciences, University of Mumbai.

Sims, C.A. 1972. Money, income and causality, *American Economic Review*, 62: 540-52.

Stock, James H. and Watson Mark. 1993. A Simple Estimator Of Co-integrating Vectors In Higher Order Integrated Systems, *Econometrica*, 61: 783-820.

Stock, James H. and Watson, Mark. 2003. Introduction to Econometrics, Pearson Education, Inc.

Suleman, D. 2009. An Empirical Investigation between Money Supply, Government Expenditure, *Output and Prices: The Pakistan Evidence*, Issue 17.

Walsh, C. E. 2003. *Monetary Theory and Policy*, 2nd edition, MIT press.

Testing, *Econometrica*, 55: 251-276.

Granger, C.W.J. 1969. Investigating Causal Relationship by Econometric Models and Cross Special Methods. *Econometrica*, 37 (3): 425-435.

Granger, C.W. 1988. Some Recent Developments in a Concept Causality, *Journal of Econometrics*, 39: 199-211.

Gujarati, Damodar N. 1995. Basic Econometrics 3rd ed., McGraw-hill, Inc.

Hafer, R. and Kutan, A. 2007. On Money and Output: Is Money Redundant? *Journal of Monetary Economics*, 54: 945-954.

Hansen, Bruce E. 1992b. Tests for Parameter Instability in Regressions with I (1) Processes, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10: 321-335.

Hayo, B. 1999. Money-Output Granger Causality Revisited: An Empirical Analysis of EU Countries.

Hussain, F. and Abbas, K. 2000. Money, Income, Prices, and Causality in Pakistan: A Trivariate Analysis, *the Pakistan Development Review*, Research Report No. 178.

Park, Joon Y. Canonical Co-integrating Regression, *Econometrica*, 60: 119-143.

Park, Joon Y. and Masao Ogaki. 1991. Inferences in Cointegrated Models Using VAR Prewhitening to

# The Relationship Among Output, Money and Prices in Jordan

*Walid M. Shawagfeh**

## ABSTRACT

This study presents the relationship between money supply, price level, and real output for Jordan, using the co-integration methodology. Several methods of estimation and testing were used: single equation co-integrated regressions (FMOLS, CCR, DOLS), Vector Error Correction Model (VECM), in addition to the traditional Granger causality test.

The results show that broad money supply, price and real GDP are co-integrated. Single equation estimation and testing suggests a strong long run impact of money on real GDP. Traditional Granger causality test, also, suggests a unidirectional causality that runs from money to real GDP Applying VECM estimation concludes that money influence RGDP in long run, however, results indicate no impact in the short run. Finally, the long run price impact on output is not supported (except for DOLS method) by the different testing methods, however, the short run price changes does affect real output negatively.

**Keywords:** Jordan, Cointegrated Regression, Granger Causality, FMOLS, CCR, DOLS, VECM.

* Department of Economics, Faculty of Business, University of Jordan, Amman, Jordan. Received on 9/6/2010 and Accepted for Publication on 18/8/2010.