الطلب على النقود في الأردن باستخدام نموذج التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ

عيد علي الزيود وخالد محمد السواعي*

ملخـص

تهدف هذه الدراسة إلى البحث في العوامل المؤثرة في دالة الطلب على النقود في الأردن بمفهوميه الضيق والواسع؛ وتحديد أي المفهومين يمكن اختياره كهدف للسياسة النقدية، وقد تم إدخال عدة متغيرات في النموذجين المقدرين هي الدخل الحقيقي ومعدل التضخم وسعر الصرف وسعر الفائدة، وتم استخدام بيانات ربع سنوية غطت الفترة من 1992- وحتى منتصف عام 2005.

استخدمت هذه الدراسة التطبيقية أساليب القياس الاقتصادي للعلاقات طويلة الأجل باستخدام مفهوم التكامل المشترك (Co-integration) ومنهجية تصحيح الخطأ (Error Correction Model)، مرتكزة في ذلك على جملة التطورات المتمثلة في سياسات تحرير القطاع المالي التي انتهجها الأردن خلال عقد التسعينات من القرن الماضي، ومارست تأثيراً على نمط سلوك دالة الطلب على النقود.

وتوصلت هذه الدراسة إلى وجود علاقات طويلة الأجل في دوال الطلب على النقود بالمفهومين الضيق والواسع، واظهر التقدير أن العلاقة بين سعر الصرف والطلب على النقود بالمعنى الضيق والواسع كانت مرنة في المدى القصير، في حين لم يكن سعر الفائدة مرناً في المدى القصير في كلتا الحالتين، وكذلك كان أثر الناتج المحلي منخفضاً، في حين كان أثر الأسعار سلبياً نتيجة الاحتفاظ بالأصول المحلية الحقيقية بدلاً من النقود عندما ترتفع مستويات الأسعار، كما أن الدراسة بينت أن معدل التكيف في المدى الطويل سيكون سريعاً خصوصاً الطلب على النقود الواسع.

الكلمـات الدالـة: الطلب على النقود، السكون، التكامل المشترك، نموذج تصحيح الخطأ، الانفتاح الاقتصادي.

1- المقدمـة

إن دراسة نمط سلوك دالة الطلب على النقود وارتباطاتها المتشعبة مع مكونات النماذج الاقتصادية الكلية تعد من المواضيع التي حازت على اهتمام الاقتصاديين وصانعي السياسات الكلية، إذ يستخدم صانعو السياسات الكلية تقديرات دالة الطلب على النقود في النماذج الاقتصادية الكلية كأداة أساسية في تصميم وصياغة السياسات التي تؤثر في تحقيق التوازنات النقدية والحقيقية في اقتصاد ما. فاستخدام عرض النقد الواسع أو الضيق كأداة أساسية للسياسة النقدية يرتكز على وجود علاقة طويلة الأمد بين أحد هذين المتغيرين ومتغيرات دالة الطلب على النقود، ذلك أن المتغير الذي يرتبط بعلاقة طويلة الأجل مع مكونات دالة الطلب هو المتغير الذي يمكن لواضعي ومصممي السياسة النقدية اعتماده كأداة فاعلة في السياسة النقدية. كما أن أهمية تقدير دالة الطلب على النقود في الأردن تنبع من أهمية دراسة الموضوع الأكثر جدلاً في هذا المجال وهو الوصول إلى تقدير لدالة الطلب على النقود تتناغم فيها معاملات المتغيرات مع النظرية الاقتصادية وبثباتها وتوازنها واستقرارها إحصائياً في الأجل الطويل (أنظر Raimudo وTapia، 2001). ففي دراسة سلوك دالة الطلب على النقود، يؤكد الباحثون الاقتصاديون ضرورة وجود علاقة توازنية مستقرة طويلة الأجل، فعلى سبيل المثال، أقر (فريدمان، 1956) بأن الطلب على النقود يتمتع بعلاقة توازنية مستقرة طويلة الأجل بين النقود الحقيقية والدخل الحقيقي وتكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالأصول النقدية الحقيقية. وفي الواقع إن وجود علاقة طويلة الأجل تمت دراستها بتوسع في الأدبيات المتعلقة بالدول المتقدمة، وما زال الخلاف بين الاقتصاديين حول نمط سلوك الدالة قائماً، وخاضعاً للبحث والدراسة، خاصة فيما

* دائرة الجمارك، عمان، الأردن. تاريخ استلام البحث 2006/8/29، وتاريخ قبوله 2009/5/12.

يتعلق بالدول النامية التي تسعى للانفتاح وتشهد أسواقها المالية تطوراً ملحوظاً وسريعاً، مما يضفي أهمية بالغة على المتغيرات الخارجية وأثرها في دالة الطلب على النقود كمتغيرات ذات قيمة في صياغة السياسة النقدية للدول النامية.

وتجدر الإشارة هنا إلى أن القليل من الدراسات التطبيقية قامت باختبار حالة الأردن باستخدام أساليب القياس الاقتصادي للعلاقات طويلة الأجل باستخدام مفهوم التكامل المشترك (Co-integration)، باستخدام بيانات ممثلة لجميع المتغيرات في الدالة، فمعظم الدراسات على الحالة الأردنية استخدمت الرقم القياسي للإنتاج الصناعي كممثل للثروة مع العلم بأن الإنتاج الصناعي حقيقة لا تتجاوز نسبته 25٪ من الناتج المحلي الإجمالي في الأردن، مما يجعله غير مقبول نسبياً في معادلة الطلب على النقود كممثل للثروة في حالة الأردن، ففي هذه الدراسة تم استخدام الناتج المحلي الإجمالي الربعي كممثل للثروة إذ يعبر بشكل أفضل من غيره. وهذه الدراسة تلقي الضوء على دراسة العلاقة من خلال استخدام أفضل المنهجيات القياسية، بالنسبة للأردن، لأنه لوحظ أن أغلب الدراسات سواء الجامعية أو المنشورة حول الأردن اعتمدت استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية في تقدير الدالة، ولا بد من الإشارة هنا إلى أن دراسة الطلب على النقود دائماً تبقى متجددة، وذلك بسبب التغير السريع في النظم المالية وأدوات السياسة النقدية خاصة في البلدان النامية، حيث تتغير الأهمية النسبية للمتغيرات تبعاً لدرجة الانفتاح والاندماج في النظام المالي العالمي. وهذه الدراسة لحالة الأردن البلد النامي تأتي أيضاً مرتكزة على جملة من التطورات المتمثلة في سياسات تحرير القطاع المالي التي انتهجها الأردن خلال عقد التسعينات من القرن الماضي، والتطورات الحديثة في القطاع المالي ودخول وسطاء وأدوات جديدة إلى السوق والتي من الممكن أن يزداد أو ينخفض تأثيرها على نمط سلوك متغيرات دالة الطلب على النقود، وبالتالي في السياسة النقدية.

تمتع الاقتصاد الأردني في السبعينات من القرن الماضي بالنمو الاقتصادي غير المسبوق، والذي كان مرتكزاً على المساعدات والقروض الخارجية، وحوالات العاملين في الخارج، وازدهار الصادرات إلى أقطار الخليج العربي، نتيجة للزيادة الكبيرة في أسعار النفط وعوائدها، وفي الثمانينات ونتيجة للانخفاض الشديد في أسعار النفط وتراجع عائداته، تراجعت معدلات النمو الاقتصادي لأقطار الخليج العربي، الأمر الذي نتج عنه انخفاض حاد في مستوى المساعدات الخارجية للأردن من تلك الأقطار، مما دفع بالحكومة الأردنية إلى زيادة الاعتماد على الاقتراض بهدف تمويل مشاريع التنمية الاقتصادية للمحافظة على استمرار وتيرة النمو الاقتصادي المتحققة. وفي نهاية الثمانينات تفاقم الاختلال الهيكلي في الاقتصاد متمثلاً بازدياد حجم المديونية وأعبائها بشكل ملحوظ، وانخفضت المساعدات الخارجية العربية بحدة، وارتفع عجز الموازنة والحساب الجاري، مما أفضى إلى وقوع الأزمة المالية الحادة في العام 1989. ونتيجة لذلك اضطرت الحكومة الأردنية إلى تبني وانتهاج سياسات تكيف بالاتفاق مع صندوق النقد الدولي وسياسات التصحيح الهيكلي بالاتفاق مع البنك الدولي، وكان محتوى تلك السياسات يركز على تحرير الأسواق المالية والتجارة الخارجية والأسعار، وتخفيض مستوى تدخل الحكومة بالأسواق. مما أعطى أهمية خاصة لسياسات إدارة تحرير القطاع المالي في الأردن والذي لا بد في النهاية من أن يؤثر في اختيار الأدوات الفعالة للسياسة النقدية.

إن زيادة الاعتماد على السياسة النقدية في الأردن كأداة لتحقيق الاستقرار، زادت من أهمية دراسة سلوك المؤشرات النقدية الكلية في كنف دالة الطلب على النقود. كما أن من المتوقع لسلوك الطلب على النقود في الأردن أن يظهر تغيراً في نمطه، نتيجة لاستخدام الأساليب الحديثة كوسيط مكافئ للنقود، المتمثل بدخول التكنولوجيا والابتكارات في العمليات البنكية مما قد يخفض أو يزيد من استخدام النقود كأداة تحويل.

فقد شهد القطاع المصرفي خلال العقد الماضي، توسعاً في استخدام الخدمات الجديدة في النظام البنكي المرتكزة على الحوسبة، كأجهزة الصرف الآلي (ATMs)، وبطاقات الائتمان، وأنظمة التحويل المحوسبة (ATS)، والتمويل الإلكتروني عند نقاط البيع. وقد ترافق ذلك مع توسيع قاعدة التشريعات المنظمة للقطاع المالي، حيث أصدر البنك المركزي والسلطات المالية الأخرى العديد من القوانين والأنظمة المعززة لمتانة وسلامة النظام المالي، ومنها نظام الخدمات الإلكترونية لضمان المخاطر، واستحداث وحدة خاصة للشيكات المرتجعة، ونظام الإقراض بالعملة الأجنبية، لتمكين البنوك من تقديم التسهيلات بالعملات الأجنبية، بالإضافة إلى سن قوانين جديدة لتطوير البنوك والأسواق النقدية، مثل قانون البنوك وقانون التأمين للشركات، وقانون الدين العام، وقانون التجارة الإلكترونية. والنظام المالي الأردني كأغلب الدول النامية يعتبر نظاماً مرتكزاً على البنوك، لحداثة وضعف حجم ودور سوق الأوراق المالية، الأمر الذي يضفي على التطورات في النظام البنكي أهمية

كبيرة في دراسة وتحليل الطلب على النقود لتغير أشكال التعامل النقدي في السوق الأردنية، مما سينعكس على فعالية أدوات السياسة النقدية ومتغيراتها، وعلى مفهوم عرض النقد الواسع (M2) والضيق (M1).

وبصورة عمومية فإن الإجراءات المتخذة والقوانين التي سنت، فتحت الفرص الجديدة أمام الوسطاء الاقتصاديين والماليين في الأردن للاستفادة منها في تغيير وتسهيل عملياتهم السوقية، وهذا يقود إلى التمييز بين الأنواع المختلفة من الأصول النقدية الحديثة غير التقليدية والتي قللت من استخدام النقود كأداة مبادلة ومضاربة ولإجراء الصفقات ولحفظ القيمة وغير ذلك، وكذلك أثر في حجم التبادل النقدي وغير وسائل استخدام النقود الأمر الذي قد يمارس تأثيراً على فعالية الأدوات النقدية وذلك لتبادل الأدوار في استخدام النقود، مما أفضى إلى خلق بعض الصعوبات لاستخدام الأصول النقدية لتكون دليلاً مفيداً وأداة فاعلة لصياغة السياسة النقدية. وبناءاً على ذلك فإنه يغدو من الضروري دراسة دالة الطلب على النقود للأردن في ظل هذه التطورات، حيث سيتم تقدير العلاقة قصيرة الأجل وطويلة الأجل بين الطلب على النقود وعدد من المتغيرات الكلية، كالدخل الحقيقي، ومعدلات الائتمان الثابت لسنة واحدة، ومعدل سعر الصرف الفعال ومعدلات الفائدة، بهدف معرفة أيهما يمكن استخدامه كأداة للسياسة النقدية: عرض النقد بالمفهوم الواسع (M2) أم بالمفهوم الضيق (M1) أي أن المتغير الذي يرتبط بعلاقة طويلة الأجل هو المتغير الذي يمكن اعتماده كأداة للسياسة النقدية.

2- الدراسات السابقة

بالنظر إلى الدراسات السابقة التي قدرت مرونة الطلب على النقود في الأجل الطويل فقد استخدمت الطرق القياسية التقليدية، وهي على الأغلب فشلت في تقدير الانحدار الصحيح في الأجل الطويل، كما أن الإخفاق في تلك الأساليب ناتج عن عدم التحقق من خصائص السلاسل الزمنية مثل السكون (Stationary)؛ لأن عدم السكون في السلاسل الزمنية الداخلة في التقدير القياسي قد يؤدي إلى الخروج بنتائج مضللة أو إنتاج ما يسمى الانحدار الزائف غير الحقيقي (Spurious Regression). وأظهرت الدراسات النظرية القياسية والدراسات التطبيقية ملاحظات متعددة لمشكلات متعلقة بخصائص بيانات السلاسل الزمنية المستخدمة في تحليل الانحدار، وهذه الملاحظات الكثيرة انعكست في الأبحاث التطبيقية لكل من Perron (1988)، و Nelson and Posser (1982)، والذين بينت دراساتهم أن بيانات السلاسل الزمنية الكلية، وخصوصاً السلاسل الزمنية المالية في اقتصاد الولايات المتحدة الأمريكية تتصف بعدم السكون لجذر الوحدة (Unit Root Non-Stationary)، لذا يغدو من غير الممكن استخدام أساليب التقدير التقليدية للانحدار باعتماد سلاسل زمنية غير ساكنة (Non-Stationary)، لأنه من الممكن أن تكون الاستنتاجات غير مناسبة في مثل هذا التحليل، وأكد ذلك كل من Granger and Newbold (1974) وPhillips (1986).

وفي الجانب النظري تشير الدراسات التطبيقية على الدول النامية لتقدير دالة الطلب إلى الأهمية القصوى في دراسة وجود علاقة طويلة المدى بين عرض النقد الواسع أو عرض النقد الضيق مع متغيرات دالة الطلب على النقود.

كانت دراسة Crockett and Evans (1980) لتقدير دالة الطلب على النقود من أولى الدراسات التطبيقية لحالة الأردن، حيث شملت دراستهما 18 بلداً نامياً من ضمنها الأردن خلال الفترة 1967-1978، واستخدما نموذجاً بسيطاً تعتمد فيه الأصول النقدية الحقيقية على الدخل الحقيقي، وتم تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير العلاقة، وتوصلا إلى أن الطلب على النقود بمفهومه الضيق كان غير مرن، بينما الطلب بمفهومة الواسع كان مرناً، ويستجيب للتغير في الدخل الحقيقي. أما (مراشدة، 1996) في دراسته عن الإحلال النقدي والطلب على النقود في الأردن خلال الفترة 1973-1984 باستخدام بيانات ربعية، فقد وجد أن الطلب على النقود في الأردن يتأثر بشدة نتيجة تغير معدل التضخم المتوقع وكذلك تغير الدخل الحقيقي ومخزون الأرصدة المالية (Money Stock) للسنة الماضية، أما سعر الفائدة فلم يكن له أي تأثير في الطلب على النقود وكذلك سعر الصرف.

كما أن دراسة الزعبي والسواعي (2004) المتعلقة بتقدير دالة الطلب على النقود في الأردن خلال الفترة من 1971-2000، التي استخدما فيها طريقة المربعات الصغرى العادية، بينت أن الدخل الحقيقي كان له أثر إيجابي واضح في الطلب على النقود كما أظهرته الدراسات السالف ذكرها، بالإضافة إلى العلاقة العكسية والمتوسطة الأثر لسعر الفائدة وضعف أثر سعر الصرف، كما أظهرت ضعف أثر الأزمات الخارجية في الطلب على النقود في الأردن.

3- خلفية نظرية

النظرية الكمية للنقود بدأت بالمتطابقة التالية:

$$MV = PT \quad (1)$$

حيث أن M كمية النقود، و V سرعة دوران النقود، و P مستوى الأسعار، و T حجم التعامل، وجاء كينز وعدل هذه المتطابقة من خلال التمييز بين ثلاثة دوافع للاحتفاظ بالنقود: دافع المعاملات، وللاحتياط للزمن، والمضاربة، وجاء بعده Baumol (1952) وTobin (1956) وكلاهما أخذ بعين الاعتبار المخزون السلعي بدافع المعاملات، وبشكل مبسط لهذه النماذج، فإن الأفراد يدفعون الكمية Y في بداية الفترة في السندات ويقومون بصرفها بانتظام خلال هذه الفترة، وهذا يقودنا إلى ما يسمى قانون الجذر التربيعي لمعدل الاحتفاظ بالنقود المعطى بالصيغة التالية:

$$M = \left(\frac{2bY}{r}\right)^{\frac{1}{2}} \quad (2)$$

حيث r سعر الفائدة على السندات، و b عمولة السمسار أو الكلفة الثابتة لتحويل السندات إلى نقود، وهناك تطبيق آخر لنظرية المخزون لـ Millers and Orr (1966) حيث أخذا بعين الاعتبار أصلين من الأصول وكلفة التعامل التي هي ثابتة لكل عملية، وبإعطاء أدنى سند تحت التوازن النقدي فإنه لا ينخفض إلى الصفر، والسياسة المثلى المتسقة لأعلى حد h، ومستوى العائد Z، وعندما يصل التوازن النقدي إلى أدنى سند فإن Z دينار للسند سيتحول إلى نقد وعندما يصل إلى أعلى حد فإن $h - Z$ دينار من النقد سيتحول إلى سندات، وبتدنية (Minimize) مجموع التوقعات لتعاملات كل يوم والكلفة البديلة سنحصل على مستوى أمثل للعائد:

$$Z^* = \left[\left(\frac{3b}{4r}\right)\sigma^2\right]^{\frac{1}{3}} \quad (3)$$

حيث σ^2 التباين اليومي لتغير التوازن النقدي $(\sigma^2 = M^2 t)$، وفي حالة وجود أصلين اثنين في منهج المحفظة (إعادة تشكيل دافع المضاربة لكينز Keynes). ويرى Tobin (1958) أن توزيع محفظة الثروة للأفراد بين النقود والأصول التي معدل عائدها غير واضح، وتحت فرض تعظيم المنفعة المتوقعة لمحفظة مزيجة، يمكن رؤيته بالاعتماد على الثروة وعلى خصائص دالة المنفعة ودالة التوزيع بالنسبة للعائد على مخاطر الأصول، ومن خلال هذه الرؤية النظرية فإن التحليل يبين أن مرونة سعر الفائدة هي سالبة الإشارة بالنسبة للطلب على النقود، ويعطينا فرض عقلانية تفضيل السيولة لكينز، أما فريدمان Friedman(1956) فقد أعاد تشكيل النظرية الكمية بالتوازي مع منهج المحفظة لـ Tobin آخذاً بعين الاعتبار الدور الأولي للنقود كشكل للثروة، واعتبر النقود كأصول ناتجة عن تدفق الخدمات إلى المدخرين (Holders) واعتبر الثروة البشرية وغير البشرية هي أحد المحددات الرئيسية للطلب على النقود، وعلى كل حال، فإن لمنهجية side – steps دوراً صريحاً للنقود في التعامل، وكذلك تجاهل مشكلات عدم التأكد.

وفي محاولة جزئية لحل هذه المشكلة، اعتمد Ando and Shell(1975) ثلاثة أصول: المخاطرة، والنقود، والمدخرات، وبنفس العائد الطبيعي r_s و r_m، وعالجا كذلك مستوى الأسعار لعدم التأكد، ورؤية الأفراد كتعظيم المنفعة المتوقعة كما يلي: $U(C_1, C_2)$ و C_i هو الاستهلاك في الفترة i، وأن دور النقود في عمليات التعامل محصور في دالة كلفة التعامل الحقيقية $T(M, C_1)$، حيث ان الاحتفاظ بأعلى مستوى نقدي يخفض كلفة التعامل، مع بقاء الأشياء الأخرى ثابتة، سيرفع C_2، وعلى فرض أن C_1 تحدد استقلال خيار المحفظة وتُظهر الشرط الحدي لتعظيم المنفعة المتوقعة، وهي معطاة كما يلي:

$$r_s - r_m = T_m(M, C_1) \quad (4)$$

المعادلة رقم (4) تعكس دالة الطلب على النقود لـ C_1 و $(r_s - r_m)$ والمعامل T، وبعبارة أخرى، فإن الطلب على النقود لا يعتمد على معدل العائد لمخاطر الأصول، وعلى مستوى الأسعار المتوقع وعلى الثروة.

وبالمثل فان *McCallum and Goodfriend (1987)* وبالاعتماد على أصول ثلاثة: النقود والسندات ورأس المال باعتبار وجود حالة التأكد بدأا بدالة منفعة القطاع العائلي التالية:

$$U(C_t, L_t) + \beta U(C_{t+1}, L_{t+1}) + \beta^2 U(C_{t+2}, L_{t+2}) + \ldots ،$$

حيث C_t و L_t هما الاستهلاك والفراغ، والقطاع العائلي لديه أساليب إنتاجية مثل: مخزون النقود الحقيقي الأولي (M_{t-1})، والسندات (b_{t-1})، ورأس المال (K_{t-1})، وهنا فإن دور النقود محدد بدالة وقت التسوق $S_t = \psi(C_t, M_t)$، حيث أن وقت التسوق S_t مطروح من الفراغ، وبناء عليه فإن تعظيم المنفعة ينتج عنه دالة الطلب على النقود والتي

يمكن كتابتها كما يلي:

$$M_t = f(M_{t-1}, K_{t-1}, b_{t-1}, R_t, R_{t+1}, ..., \Pi_t, \Pi_{t+1}, ..) \qquad (5)$$

حيث أن R_t و Π_i هما سعر الفائدة الاسمي ومعدل التضخم على التوالي، وحيث أن المتغيرات بعد الفترة t هي قيم متوقعة، ومع بعض التعديلات فإنه يمكن كتابة المعادلة رقم (5) على النحو التالي:

$$M_t = g(C_t, R_t) \qquad (6)$$

أما في دراستنا هذه، سوف نستخدم النموذج الملائم للحالة الأردنية والذي سنعرضه في الفقرة التالية.

4- النموذج المستخدم

إن دالة الطلب على النقود المستخدمة في هذه الدراسة يمكن أن تعطى بالشكل اللوغاريتمي الطبيعي، وبالصيغة التالية:

$$LnM = \beta_0 + \beta_1 LnGDP + \beta_2 LnEx + \beta_3 LnIn + \beta_5 LnR + \varepsilon \qquad (7)$$

حيث ان M الأصول النقدية الملموسة (M1 أو M2)، و GDP هو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، كمتغير بديل عن الثروة، و Ex سعر الصرف، وتجدر الإشارة هنا إلى أن هناك جدلاً في الأدبيات الاقتصادية بين الباحثين الاقتصاديين حول تأثير تخفيض سعر الصرف على الطلب على النقود، وبالعموم، هناك أثران الأول: أثر الثروة؛ حيث ان تخفيض قيمة العملة المحلية سوف يرفع من قيمة الأصول الأجنبية عند الأجانب المقيمين في بلد ما، عندما يتم تقييم ثروتهم بالأصول المحلية، وللحفاظ على الحصة الثابتة لثروتهم المقيمة بالأصول المحلية سيقومون بتحويل جزء من ثروتهم بالأصول الأجنبية إلى الأصول المحلية ومن ضمنها العملات، مما سيؤدي إلى زيادة الطلب على النقود المحلية، والثاني: أثر الإحلال؛ إذا كان الإحلال بين العملة الأجنبية والعملة المحلية ممكنا؛ فإن انخفاض العملة المحلية سوف يقود المحتفظين بالثروة إلى زيادة حصة الأصول الأجنبية في إجمالي ثروتهم، خاصة إذا كانت توقعاتهم تشير إلى المزيد من الانخفاض في العملة المحلية، لذلك فإن تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود سيكون هو معدل التغير في سعر الصرف؛ لأنه يقيس معدل تخفيض العملة.

وتجدر الإشارة هنا إلى أن الأردن يتبع نظام صرف يعتمد ربط الدينار بالدولار الأمريكي، بمعنى أن تغيرات سعر الفائدة في الأردن مرتبطة بتغيرات أسعار الفائدة على الدولار في الولايات المتحدة، وذلك للمحافظة على ثبات عمليات التحويل بين الدولار والدينار داخل السوق الأردنية، مما يشير إلى احتمالية أن يكون أثر الثروة اكبر على الطلب على النقود من أثر الإحلال، خاصة إذا ما لاحظنا عدم قيام البنك المركزي الأردني بأي إجراءات أو سياسات أو توجهات تؤدي إلى تخفيض أو زيادة سعر صرف الدينار خلال فترة الدراسة. كما أن المراقب لسعر صرف الدولار في السوق العالمية يلاحظ أن الدولار يشهد انخفاضاً أمام العملات العالمية الرئيسية الأخرى مثل اليورو والين والجنيه الإسترليني ولكن كون التعاملات التجارية الأردنية بالدولار الأمريكي هي أكبر من غيرها، وكذلك لثقة المتعاملين المحليين بالدينار نتيجة لسياسة سعر الصرف المعمول بها فإن من المتوقع أن يكون أثر الإحلال على الطلب المحلي على الدينار متواضعاً وبالتالي تكون إشارة هذا المتغير ايجابية في دالة الطلب.

وبالرغم من النقاش الذي يقر بأن سعر الفائدة المحلي في الدول النامية لا يظهر تغيراً لأنه عادة يحدد بواسطة السلطات النقدية المحلية، إلا أنه في حالة الأردن مختلف، إذ قام البنك المركزي الأردني بمراقبة سعر الفائدة المحلي في وقت مبكر من التسعينات، ومنذ بداية التسعينات اتبع البنك المركزي سياسة تحرر سعر الفائدة، حيث ترك سعر الفائدة المحلي يتحدد بآلية السوق. وعليه تجد الدراسة أن من الأهمية إدخال سعر الفائدة في دالة الطلب على النقود، وبالتالي فإن الظروف الموضوعية لعمل آلية سعر الصرف متوفرة، وهي تفترض أن الزيادة في أسعار الفائدة الأجنبية ستؤدي إلى زيادة جاذبية الأصول الأجنبية، مما سيشجع المقيمين المحليين إلى تبديل جزء من الأصول المحلية بالأجنبية في محافظهم، وهذه الحالة تقود إلى خفض الطلب على الأصول المحلية.

In هو معدل التضخم كمتغير بديل عن الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود حيث أظهر كل من Khan (1980) و Driscoll and Lahiri (1983) وFrenkel (1977, 1980) أنه في حالة أن البضائع والنقود المحلية يمكن تبادلها وإحلال كل واحد مقابل الآخر، فإن تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود هو التضخم المتوقع، ففي بلد يعاني من تضخم مرتفع مثل حالة الأردن في تسعينيات القرن الماضي يكون من الأفضل تضمين النموذج معدل التضخم ومعدل سعر الصرف Abed (1979).

R هو سعر الفائدة المحلي على الودائع قصيرة الأجل، و ε هو حد الخطأ العشوائي، و M_1 هو عرض النقد الضيق

ويعرف على أنه النقود المتداولة مضافاً إليه الودائع تحت الطلب، وأن M_2 هو عرض النقد الواسع، ويعرف على أنه M_1 مضافاً إليه شبه النقد ويعادل أيضاً مجموع كل من صافي الموجودات الأجنبية وصافي الموجودات المحلية للجهاز المصرفي (النشرة الشهرية للبنك المركزي الأردني).

5- المنهجية

من المعلوم أن التطورات الحديثة في الاقتصاد القياسي، خاصة في مجال تحليل السلاسل الزمنية، قد أولت الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية أهمية كبيرة، بعد أن نشر نلسون وبلوزر (Nelson and Plosser, 1982) ورقتهما التي أكدا فيها أن معظم السلاسل الزمنية المالية للولايات المتحدة الأمريكية تحتوي على جذر الوحدة (Unit Root) أي أن معظم السلاسل الزمنية غير ساكنة Non-Stationary. وبناءاً عليه فإن تطبيق الأساليب القياسية التقليدية على بيانات غير ساكنة إحصائياً (non-stationary)، قد يؤدي إلى إنتاج تقدير زائف لا يمكن الاعتماد على نتائجه (Spurious Regression). ومن أجل تجنب الوقوع في هذا الإشكال، فان الدراسة الحالية سوف تطبق اختبارات جذر الوحدة مثل اختبار ديكي- فولر (Augmented Dickey Fuller "ADF") واختبار فيلبس- بيرون (Phillips and Perron)، لاختبار احتواء السلاسل الزمنية المعتمدة في هذه الدراسة على جذر الوحدة، إذ تسعى هذه الدراسة للحصول على سلاسل زمنية ساكنة عند مستوى تكامل تحدده الاختبارات. ولكون الدراسة تسعى إلى اختبار وجود علاقة طويلة الأجل واحدة على الأقل بين متغيرات النموذج، فانه لا بد من تطبيق أحد اختبارات التكامل المشترك المتعدد (Multivariate Co-Integration Test) أو لكون العلاقة المراد تقديرها (دالة الطلب) مثبتة نظرياً فإنه يمكن استخدام اختبار أحادي لدالة التكامل المشترك (Single Equation Co-integration Test) يطبق على المتغيرات الداخلة في النموذج عند المستوى (Level)، والذي سيبين وجود أو عدم وجود علاقة طويلة الأجل، ذلك أن وجودها يقضي بحتمية وجود ما يسمى حد تصحيح الخطأ (Error Correction Term) وهو يتضمن المعلومات الديناميكية قصيرة الأجل التي ستدخل نموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model "ECM") وتعمل على تصحيح العلاقة من الأجل القصير إلى حالة التوازن في الأجل الطويل.

وعند اختبار وجود جذر الوحدة Unit Root في السلاسل الزمنية، لا بد من تدارك ما إذا كان لديها اتجاه زمني Time Trend أم لا، والمتوفر كأحد أشكال اختبار Augmented Dickey-Fuller(ADF)، سواء الذي يحتوي الاتجاه أو الذي لا يحتوي اتجاهاً مع بيان عدد سنوات الإبطاء، وذلك لمعرفة ما إذا كان هناك اتجاه، بحيث يتم إدخاله في حالات إجراء عمليات الانحدار المختلفة لأن وجود اتجاه في البيانات المختلفة للمتغيرات المختلفة في نموذج اقتصادي قد يؤدي إلى ظهور أثر الاتجاه في معاملات المتغيرات الأخرى. وإذا كانت السلاسل الزمنية غير مستقرة عند المستوى نأخذ الفرق الأول ويعاد اختبار السكون، فإن لم تكن ساكنة نأخذ الفرق الثاني أو الثالث... وهكذا، إلى أن تصبح السلسلة الزمنية الواحدة تتصف بالسكون، ومن المعلوم أن سكون السلاسل الزمنية قد لا يتحقق إلا بفترات إبطاء أعلى من الدرجة الأولى لذلك فإن اختبار DF لفترة الإبطاء الأولى قد لا يكون مناسباً لبيان سكون السلاسل الزمنية، وبذلك نحتاج إلى اختبار يوفر الفحص مع وجود فترات إبطاء أعلى، وعليه فإننا في هذه الدراسة سوف نستخدم النموذج التالي لاختبار صفة السكون:

$$\Delta X_t = \mu + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \phi \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (8)$$

ويسمى هذا اختبار Augmented Dickey-Fuller (ADF) وتكون المعادلة (7) غير متصفة بالسكون إذا كان أحد جذور المعادلة متعددة الحدود التالية: $(1-\phi_1 L - \phi_2 L^2 - \phi_3 L^3 = 0)$ أقل من أو يساوي الواحد الصحيح بالقيمة المطلقة، وإن إجراء اختبار ADF لاختبار فرض الأساس لعدم السكون هو $H_0 : \gamma = 0$ والفرض البديل هو $H_1 : \gamma \prec 0$، فإذا كانت $\gamma = 0$ تعني عدم السكون، وأن $\gamma \prec 0$ تعني السكون، وكذلك نرفض $\gamma \succ 0$ حيث يعني عدم السكون.

وهناك نوعان من الاتجاه Trends: اتجاه عشوائي Stochasticوآخر محدد Specific، فالأول يحذف بعد أخذ الفرق الأول، والآخر متغير اتجاهي ونقول بأن لـ X_t اتجاه مستقر مع ملاحظة أن المتغير الاتجاهي T لا يحذف بعد أخذ الفرق الأول حيث يكون معامله أكبر من الصفر، وأن معامل المتغير المراد اختباره بعد أخذ الفرق الأول له هو $\phi \prec 1$، أما إذا كان الاتجاه المحدد ثابتاً فإنه يحذف مع تقدم الزمن، وبذلك تصبح اختبارات السكون كما يلي:

$$(DF) \quad \Delta X_t = \mu + \beta T + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (9)$$

$$(ADF)\quad \Delta X_t = \mu + +\beta T + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \phi \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

وعند تقدير المعادلة (7)، فإننا نختبر الفرضيات المشتركة $H_0: \beta = \phi = 0$، ونستخدم اختبار F* المعد من قبل Dickey-Fuller.

وبما أن أسلوب الفرق الأول قد لا ينبئ عن مسألة عدم التكامل المشترك للسلاسل الزمنية، فإن اختبار التكامل المشترك المتعدد يبين ذلك حتى مع استخدام سلاسل زمنية غير ساكنة عند المستوى، ووجود تكامل مشترك يتيح استخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM) Error Correction Model الذي يقدم منهجية قادرة على بحث مسألة عدم سكون السلاسل الزمنية عند المستوى ويحيد إمكانية تقدير معادلة ارتباط مضلل.

ويرى كل من Engle and Granger (1987) أن تقدير نموذج ECM يتم من خلال خطوتين: ففي الخطوة الأولى يتم تقدير معاملات متجه التكامل المشترك Co-integration بين المتغيرات، وفي الخطوة الثانية نستخدم حد الخطأ الناتج من هذه العلاقة التكاملية في نموذج تصحيح الخطأ، فإذا كانت المتغيرات متكاملة ومن نفس الدرجة فإنه يوجد علاقة طويلة الأجل ويمكن تقدير نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model وهو الأكثر ملاءمة لأنه نموذج حركي Dynamics لا يحتاج إلى تشخيص ليتم تقدير هيكل تصحيح الخطأ، وتظهر نتائجه متسقة.

يمكن القول بأن أي متغيرين أو أكثر يوجد بينهما علاقة تكاملية مشتركة، إذا اشتركا بنفس الاتجاه، وكان لهما علاقة توازنية في الأجل الطويل، ويتم اختبار التكامل المشترك بثلاث خطوات هي كما يلي: (Aqeel and Butt, 2001)

1- تحديد درجة التكاملية للمتغير الواحد باستخدام اختبار DF وADF على أساس فرض الأساس $H_0: X_t \text{ is not } I(0)$.

2- تقدير الانحدار التكاملي باستخدام المتغيرات التي لها نفس رتبة التكامل المشترك، وبطريقة المربعات الصغرى العادية، وكما يلي:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

حيث تشير Y_t لعرض النقد، وتشير X_t للمتغير المستقل، ويمكن أن نحل مكانها الدخل القومي أو سعر الصرف، وغيرها من متغيرات، و ε_t حد الخطأ العشوائي.

3- تأخذ البواقي ε_t الناتجة من المعادلة 11 لاختبار استقرارها على أساس:

$$(DF)\quad \Delta\varepsilon_t = \alpha + \beta_0 \varepsilon_{t-1} + v_t \quad (12)$$

$$(ADF)\Delta\varepsilon_t = \alpha + +\beta_0 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \beta_1 \Delta\varepsilon_{t-i} + v_t \quad (13)$$

ويتم اختبار فرض الأساس لعدم السكون ويرفض إذا كانت β سالبة أو إذا كانت قيم t المحسوبة على أساس DF أو ADF أقل من القيم الحرجة لـ t* المبينة في جدول Fuller، وهذا يعني أن السكون في المدى الطويل بين المتغيرين/ المتغيرات والعلاقة السببية بينهما تختبر باستخدام نموذج تصحيح الخطأ ECM.

إن مفهوم تصحيح الخطأ (ECM) Error Correction Model هو طريقة لتصحيح المتغير التابع الذي لا يعتمد فقط على مستوى المتغيرات التفسيرية، وإنما على انحراف المتغير التفسيري عن نطاق العلاقة التوازنية بالنسبة للمتغير التابع:

$$m = \beta_0 + \beta_1 gdp + \beta_2 ex + \beta_3 in + \beta_4 r + \varepsilon \quad (14)$$

حيث أن الأحرف الصغيرة تشير إلى الصيغة اللوغاريتمية، ومنها نعيد كتابة المعادلة حسب نموذج تصحيح الخطأ كما يلي:

$$\Delta m_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \beta_{1i} \Delta m_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \beta_{2i} \Delta gdp_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \beta_{3i} ex_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \beta_{4i} in_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \beta_{5i} r_{t-i} + \beta_{6i} EC_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

6- النتائـج

6-1 اختبار سكون السلاسل الزمنية

أجرينا اختبار ديكي-فولر ADF واختبار فيلبس- بيرون PP لاختبار سكون السلاسل الزمنية الداخلة في النموذج الموصف بالصيغة اللوغاريتمية عند المستوى (Level) وللفرق الأول (First difference) وعرضنا نتائج التحليل في الجدول رقم (1) الذي بين نتائج اختبار جذر الوحدة (Unit root test) وكانت السلاسل الزمنية غير ساكنة عند المستوى لجميع المتغيرات (القيمة الحرجة لـ Mackinnon (1991) عند مستوى معنوية 5٪ حسب ADF ‎-3.4969 وحسب PP ‎-3.4952) باستثناء الناتج المحلي الإجمالي حسب ADF وPP، وعند أخذ الفرق الأول وإعادة الاختبار لها تبين أن جميع

السلاسل الزمنية أصبحت ساكنة عند مستوى معنوية 1٪، وأظهرت النتائج رفض الفرضية العدمية للفرق الأول عند مستوى معنوية 1٪ وحتى عند مستوى معنوية 10٪.

الجدول رقم (1)
نتائج اختبار سكون السلاسل الزمنية

المتغير	عند المستوى		عند الفرق الأول	
	ADF	**PP**	**ADF**	**PP**
Ln M_1	0.162964	1.867079	*6.724762-	*6.166791-
Ln M_2	0.512806-	0.336455-	*5.037524-	*5.128726-
Ln GDP	*6.636374-	*5.775436-	*12.57436-	*15.11257-
Ln e	2.389787-	2.432478-	*9.464308-	*9.946659-
Ln P	1.832368-	1.545809-	*8.036456-	*9.431532-
Lnr	0.920342	0.892187	3.114445-	*5656508-

ملاحظة: * مقبولة عند مستوى معنوية 1٪، أما القيم الحرجة لاختبار السكون حسب Mackinnon Critical Values، فهي كما يلي:

	عند المستوى	الفرق الأول
اختبار ديكي- فولر ADF	4.1420- عند مستوى معنوية 1٪.	4.1458- عند مستوى معنوية 1٪.
	3.4969- عند مستوى معنوية 5٪.	3.4987- عند مستوى معنوية 5٪.
	3.1772- عند مستوى معنوية 10٪.	3.1782- عند مستوى معنوية 10٪.
لاختبار فيلبس- بيرون PP	4.1383- عند مستوى معنوية 1٪.	4.1420- عند مستوى معنوية 1٪.
	3.4952- عند مستوى معنوية 5٪.	3.4969- عند مستوى معنوية 5٪.
	3.1762- عند مستوى معنوية 10٪.	3.1772- عند مستوى معنوية 10٪.

الجدول رقم (2)
نتائج اختبار التكامل المشترك لجوهانس لعرض النقد الضيق

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.771958	76.86775	33.87687	0.0000
At most 1 *	0.469277	32.94277	27.58434	0.0093
At most 2	0.325624	20.48631	21.13162	0.0613
At most 3	0.158989	9.003856	14.26460	0.2858
At most 4	0.021859	1.149263	3.841466	0.2837

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

6-2 اختبار التكامل المشترك

أظهرت نتائج جذر الوحدة أن جميع المتغيرات هي ساكنة عند الرتبة الأولى I(1) ويشير Engle and Granger (1987) أن عدم سكون السلاسل الزمنية عند المستوى لا ينفي وجود علاقة خطية طويلة الأجل بين المتغيرات وبالتالي نستطيع إجراء اختبار التكامل المشترك، تم استخدم اختبار جوهانس المتعدد للتكامل المشترك Johansen Co-integration Test وتم تطبيقه على النموذجين (M1 وM2) حيث يبين الجدولان رقم (2، 3) نتائج الاختبار.

يلخص الجدول رقم (2) نتائج اختبار التكامل المشترك بين عرض النقد الضيق (M1) والدخل والأسعار وسعر الصرف وسعر الفائدة للبيانات على أساس ربعي للفترة 1992:01 و2005:02، وأظهرت النتائج رفض الفرضية العدمية لمتجهين تكامليين (يعني وجود علاقتين طويلتي الأجل) وتبين النتائج رفض الفرضية القائلة بعدم وجود تكامل مشترك، وأن وجود متجه تكاملي واحد على الأقل يشير إلى

وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات، وحيث سنرفض فرضية عدم التكامل حسب إنجل وجرانجر (1987) سوف نعرض نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ في الفقرة التالية:

الجدول رقم (3)

نتائج اختبار التكامل المشترك لجوهانس لعرض النقد الموسع

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.728925	67.87877	33.87687	0.0000
At most 1 *	0.528606	39.10722	27.58434	0.0011
At most 2	0.258400	15.54513	21.13162	0.2525
At most 3	0.130890	7.294869	14.26460	0.4549
At most 4	0.000600	0.031193	3.841466	0.8598

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

6-3 نتائج تقدير انحدار نموذج تصحيح الخطأ

تم تقدير المعادلة رقم (15) لكل من دالة الطلب على النقود الضيق والواسع باستخدام نموذج تصحيح الخطأ ECM، وتم إتباع إجراءات وأسلوب هندري واريكسون (Hendry and Ericson, 1991) في تقدير نموذج تصحيح الخطأ بأتباع الإجراء المسمى إجراء من الأعم إلى الأخص (General to Specific Procedures) للوصول إلى تقدير الصيغة النهائية لكل نموذج، وتم اختبار وجود الأثر الموسمي بإدخاله في النموذج قبل إجراء التكامل المشترك وفي معادلات نموذج تصحيح الخطأ حيث تبين غياب الأثر الموسمي مما دفعنا إلى استبعاده، هذا ولقد تم اختبار النماذج المقدرة لوجود أو عدم وجود المشاكل الإحصائية المهمة مثل موافقة الشكل الدالي والاستقرار الإحصائي لمعلمات والارتباط الذاتي وثبات التباين لحد الخطأ وتبين خلو النماذج من تلك المشاكل، وحصلنا على نتائج التقدير التالية:

6-3-1 الطلب على النقود بالمعني الضيق

$$\begin{aligned}\Delta \ln M_1 = & \underset{3.11}{0.0539} + \underset{3.022}{0.406}\ \Delta \ln M1_{t-1} - \underset{(-2.133)}{1.88}\ \Delta \ln ex_{t-1} - \underset{(-3.482)}{0.7299}\ \Delta \ln R_{t-3} \\ & - \underset{(-1.823)}{0.507}\ \Delta LnIn_{t-2} - \underset{(-1.722)}{0.4977}\ \Delta LnIn_{t-3} \\ & + \underset{(4.877)}{0.331}\ \Delta LnGDP_{t-3} + \underset{(5.144)}{0.2687}\ \Delta LnGDP_{t-4} + \underset{(2.431)}{0.1658}\ \Delta LnGDP_{t-6} - \underset{(-3.192)}{0.0566}\ d96 \\ & - \underset{(-2.745)}{0.274}\ ECT_{t-1}\end{aligned}$$

R-squared	0.721950	Mean dependent var	0.014940
Adjusted R-squared	0.646802	S.D. dependent var	0.036742
S.E. of regression	0.021836	Akaike info criterion	-4.612473
Sum squared resid	0.017642	Schwarz criterion	-4.183657
Log likelihood	121.6994	F-statistic	9.606974
Durbin-Watson stat	1.844116	Prob(F-statistic)	0.000000

على الرغم من أن القوة التفسيرية للنموذج مرتفعة ومقبولة إحصائياً إلا أنه لا بد من إدراك أن استخدام الفروق في نموذج تصحيح الخطأ معلوم أنه يؤثر سلباً في قيمة R^2، انظر في ذلك (L, Keele and De Boef, S 2004).

تم تقدير معادلة الطلب على النقود بالمعني الضيق M_1 وأظهرت أن التغير في سعر الصرف له تأثير عكسي على نمو عرض النقد الحقيقي الضيق عند فترة إبطاء واحدة؛ فعند زيادة سعر الصرف (انخفاض قيمة العملة المحلية) يعمل أثر

الإحلال - ذلك أن الإحلال بين العملة الأجنبية والعملة المحلية ممكن- على قيام المحتفظين بالثروة بزيادة حصة الأصول الأجنبية في إجمالي ثروتهم، خاصة إذا كانت توقعاتهم تشير إلى المزيد من الانخفاض في العملة المحلية، وأن كلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود هي معدل التغير في سعر الصرف لأنه يقيس معدل تخفيض العملة؛ فزيادة سعر الصرف بنسبة 1٪ تخفض الطلب على النقود بالعملة المحلية بنسبة 1.88٪ أي أن نسبة الاستجابة مرتفعة وحساسة للتغير في سعر الصرف، وكان أثر سعر الفائدة عند ثلاث فترات إبطاء سالب الاشارة لأن زيادة كلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود تخفض كمية الطلب على النقود، وذلك عندما يرتفع سعر الفائدة السوقية عن العائد على النقود؛ فزيادة سعر الفائدة بنسبة 1٪ سينخفض الطلب بنسبة 0.73٪ وهو غير مرن، أما مستوى الأسعار فقد أظهر علاقة سلبية قصيرة المدى بينه وبين نمو عرض النقد الحقيقي، لأن الزيادة في الأسعار في المدى القصير تخفض الطلب على السلع والخدمات، وبالتالي تخفض الطلب على النقود بدافع انخفاض حجم المعاملات، وتحتاج هذه العملية ثلاثة أرباع السنة؛ وهذه النتيجة متوافقة مع الدراسات التطبيقية على الدول النامية انظر (Valadkani and Alauddin, 2005) ويظهر أن المدى الطويل للتضخم لم يكن معنوياً وذلك لانتهاج البنك المركزي الأردني سياسة عدم استهداف التضخم في السياسة النقدية، فعند زيادة مستوى الأسعار بنسبة 1٪ خلال فترتي إبطاء ربعين وثلاثة أرباع، ينخفض الطلب على النقود بنسبة 1.05٪ في المدى القصير حيث كانت معاملات التضخم معنوية فقط عند مستوى معنوية 10%. واظهر التقدير أن أثر الناتج المحلي ايجابي التأثير على نمو النقد الحقيقي الضيق عند صافي 3 و4 و6 فترات إبطاء لأن زيادة مستوى الدخل تزيد كمية المعاملات والطلب على الأصول السائلة علماً بأنه قليل المرونة؛ أي أن زيادة نمو الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 1٪ تزيد الطلب على النقود بنسبة 0.77٪ في المدى القصير. أما تثبيت سعر الصرف في عام 1996 فقد كان أثره سلبياً على الرغم من ضعفه وقربه من الصفر. أما حد تصحيح الخطأ ECT_{M1} فهو سالب الإشارة كما هو متوقع له، وله تأثير على التوازن في المدى الطويل وأن سرعة التكيف للوصول إلى المدى الطويل هي 0.274، والملاحظة المهمة الأخرى هي أن الخطأ المعياري للمعادلة قليل جداً، وجميع المتغيرات مقبولة إحصائياً عند مستوى معنوية أقل من 5٪، باستثناء معدل التضخم فهو مقبول عند مستوى معنوية 10٪.

6-3-2 الطلب على النقود بالمعني الواسع

$$\Delta \ln M_2 = \underset{5.329}{0.02799} - \underset{(-3.147)}{1.0686}\,\Delta \ln ex_{t-1} - \underset{(-3.510)}{0.261}\,\Delta LnR_{t-3} - \underset{(-2.685)}{0.318}\,\Delta LnIn_{t}$$
$$+ \underset{(4.5699)}{0.124}\,\Delta LnGDP_{t-3} + \underset{(5.6057)}{0.112}\,\Delta LnGDP_{t-4} + \underset{(4.6366)}{0.12996}\,\Delta LnGDP_{t-5}$$
$$- \underset{-2.5164}{0.01422}\,d99 - \underset{(-2.0498)}{0.064}\,ECT_{t-1}$$

R-squared	0.653823	Mean dependent var	0.019490
Adjusted R-squared	0.582812	S.D. dependent var	0.013812
S.E. of regression	0.008921	Akaike info criterion	-6.433350
Sum squared resid	0.003104	Schwarz criterion	-6.082500
Log likelihood	163.4004	F-statistic	9.207391
Durbin-Watson stat	1.810098	Prob (F-statistic)	0.000001

تم تقدير معادلة الطلب على النقود بالمعني الواسع M_2 وأظهرت أن التغير في سعر الصرف كان سالب الأثر على نمو عرض النقد الحقيقي الواسع، كما هو متوقع في النظرية الاقتصادية عند فترة إبطاء واحدة، ويشير إلى أن الطلب على النقود مرن في المدى القصير؛ فزيادة سعر الصرف بنسبة 1٪ سينخفض الطلب بمعدل 1.07٪. وكذلك أثر سعر الفائدة فقد كان عكسياً عند ثلاث فترات إبطاء لأن زيادة كلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود تخفض كمية الطلب على النقود، وذلك عندما يرتفع سعر الفائدة السوقية عن العائد على النقود؛ ولم يكن مرناً، فإذا زاد بنسبة 1٪ فإن الطلب على النقود ينخفض بنسبة 0.261٪، أما مستوى الأسعار فقد أظهر علاقة سلبية بينه وبين نمو عرض النقد الحقيقي الواسع في المدى القصير حيث يتم الاحتفاظ بالأصول المحلية الحقيقية عندما ترتفع معدلات الأسعار، أما الناتج المحلي فقد اظهر علاقة ايجابية عند 3 و4 و5 فترات إبطاء لأن زيادة مستوى الدخل تزيد كمية المعاملات والطلب على الأصول السائلة،

ولم يكن مرناً حيث بلغت مرونته 0.37، وأظهر حد تصحيح الخطأ ECT_{M2} إشارة سالبة كما هو متوقع له وبسرعة تكيف 0.064 للوصول إلى المدى الطويل، وأن جميع المتغيرات مقبولة إحصائياً عند مستوى معنوية أقل من 5٪ وكان الخطأ المعياري للمعادلة قليلاً جداً.

الجدول رقم (4)

نتائج حد تصحيح الخطأ للنقد الضيق

Dependent Variable: DLNM1
Method: Least Squares
Date: 07/08/07 Time: 11:17
Sample(adjusted): 1993:3 2005:2
Included observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.053875	0.017334	3.108163	0.0036
DLNM1(-1)	0.405514	0.134190	3.021945	0.0045
DLNE(-1)	-1.882133	0.882206	-2.133441	0.0396
DLNR(-3)	-0.729859	0.209607	-3.482034	0.0013
DLNP(-2)	-0.507299	0.278243	-1.823224	0.0764
DLNP(-3)	-0.497704	0.289062	-1.721786	0.0935
DLNGDP(-3)	0.331291	0.067939	4.876270	0.0000
DLNGDP(-4)	0.268657	0.052228	5.143937	0.0000
DLNGDP(-5)	0.165811	0.068195	2.431431	0.0200
RESID01(-1)	-0.274207	0.099894	-2.744983	0.0093
D96	-0.056586	0.017729	-3.191752	0.0029

R-squared	0.721950	Mean dependent var	0.014940
Adjusted R-squared	0.646802	S.D. dependent var	0.036742
S.E. of regression	0.021836	Akaike info criterion	-4.612473
Sum squared resid	0.017642	Schwarz criterion	-4.183657
Log likelihood	121.6994	F-statistic	9.606974
Durbin-Watson stat	1.844116	Prob(F-statistic)	0.000000

4-6 النتائج والتوصيات

من المهم الإشارة إلى أن هذه الورقة هدفت بشكل أساسي إلى تحديد المتغيرات المؤثرة في الطلب على النقود بالمفهوم الضيق والمفهوم الواسع في الأجل الطويل، ذلك أن تحديد المتغيرات في الأجل الطويل يمكن السلطات النقدية وواضعي السياسة النقدية من استخدام أدوات التأثير الفعالة للتأثير في التوازنات النقدية والحقيقية في الاقتصاد. وفي هذه الدراسة بين اختبار التكامل المشترك وجود علاقة طويلة الأجل لكلا المفهومين للطلب على النقود، وهذا يشير إلى أن كلا المتغيرين مستقر بعلاقته مع باقي المتغيرات، وهذا يعني أن السلطات النقدية الأردنية بإمكانها أن تستخدم أدواتها للتأثير على حجم M_1 وM_2 ، مع مراعاة أن السياسات المتعلقة بسعر الصرف تؤثر أكثر إذا ما تم استهداف M_1، مقارنه مع M_2، ولا بد من التأكيد هنا أن السلطات النقدية الأردنية يجب أن تأخذ بعين الاعتبار أثر سعر صرف الدينار على الاقتصاد عند إعدادها للسياسة النقدية، ذلك أن وجود حسابات بالعملات الأجنبية لدى القطاع المصرفي ووجود حساب للاحتياطيات الأجنبية لدى البنك المركزي يمكن البنك المركزي من مراقبة عمليات التحويل بين الدينار والعملات الأجنبية والتأثير فيها باستخدام سعر الصرف أو فرض رفع/ خفض الاحتياطيات الإلزامية من النقود الأجنبية على القطاع المصرفي حسب الحاجة وبما يؤدي إلى تحقيق التوازنات المرغوبة في هذا المجال.

أظهر الطلب على النقود بمفهومه الضيق أثر الإحلال بين

العملة الأجنبية والعملة المحلية في المدى القصير؛ فانخفاض قيمة سعر صرف العملة المحلية سيعمل على زيادة حصة الاحتفاظ بالأصول الأجنبية بدل المحلية في إجمالي الثروة، وبالتالي يزيد الطلب على العملة الأجنبية ويخفض الطلب على العملة المحلية، وهذا يتفق مع ما توصلت إليه معظم الدراسات التطبيقية (تأكيد صحة فرضية الإحلال التبادلي) فعلى سبيل المثال انظر بهماني أوسكوي وماليكس (Bahmani- Oskooee and Malix, 1991) ومراشدة (Marashdah 1990 و1994 و1995).

كما أن ارتفاع سعر الفائدة السوقية عن العائد على النقود يخفض الطلب على النقود في المدى القصير بشكل مرن؛ ذلك أن معامله وصل إلى 0.73٪، وكان أثر الناتج المحلي ضعيفاً على نمو النقد الحقيقي الضيق في المدى القصير.

أما الطلب على النقود بالمعني الواسع فقد أظهر كذلك أثر مرونة الإحلال بين العملة الأجنبية والعملة المحلية في المدى القصير، وكان أثر سعر الفائدة عكسياً في المدى القصير ولم يكن مرناً، أما مستوى الأسعار فقد أظهر علاقة سلبية بينه وبين نمو عرض النقد الحقيقي الواسع في المدى القصير، أما الناتج المحلي فقد اظهر علاقة ايجابية في المدى القصير لكنها لم تكن مرنة. وأظهر حد تصحيح الخطأ أن التكيف والوصول إلى حالة التوازن في المدى الطويل يمكن حدوثه بسرعة 0.274 و0.064 للطلب على النقود الضيق والواسع.

الجدول رقم (5)
نتائج حد تصحيح الخطأ للنقد الواسع

Dependent Variable: DLNM2
Method: Least Squares
Date: 07/08/07 Time: 11:20
Sample(adjusted): 1993:3 2005:2
Included observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.027996	0.005254	5.328921	0.0000
DLNE(-1)	-1.068586	0.339611	-3.146505	0.0032
DLNR(-3)	-0.260703	0.074270	-3.510203	0.0011
DLNP(-3)	-0.317804	0.118370	-2.684844	0.0106
DLNGDP(-3)	0.123584	0.027043	4.569959	0.0000
DLNGDP(-4)	0.111970	0.019974	5.605752	0.0000
DLNGDP(-5)	0.129960	0.028029	4.636568	0.0000
RESID02(-1)	-0.064030	0.031237	-2.049794	0.0472
D99	-0.014220	0.005651	-2.516423	0.0161

R-squared	0.653823	Mean dependent var	0.019490
Adjusted R-squared	0.582812	S.D. dependent var	0.013812
S.E. of regression	0.008921	Akaike info criterion	-6.433350
Sum squared resid	0.003104	Schwarz criterion	-6.082500
Log likelihood	163.4004	F-statistic	9.207391
Durbin-Watson stat	1.810098	Prob(F-statistic)	0.000001

المراجـع

الزعبي، بشير، وخالد السواعي، 2004، دالة الطلب على النقود في الأردن (1971-2000)، دراسات، العلوم الإدارية، المجلد 31، العدد 1، الجامعة الأردنية، عمان، الأردن.

Aqeel, Anjum and Butt, Mohammad Sabihuddin. 2001. The Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Pakistan, *Asia-Pacific Development Journal*, 8(2): 101-109.

Bahmani-Oskooee, and Hyun-Jae Rhee. 1994. Long-Run Elasticities of the Demand for Money in Korea: Evidence from Cointegration Analysis, *International Journal of Business and Economics*, 1(2): 147-155.

Bahmani-Oskooee, and Raymond, N. 2002. Long-Run Demand

Keele, L. and De Boef, S. 2004. Not Just for Cointegration: Error Correction Models with Stationary Data, Working paper Oxford University.

Mackinnon, James, J. 1991. Critical Values for Cointegration Tests in Long-Run Relationships: Reading in Cointegration, Oxford University Press, P. 267-276.

Marashdeh, O. 1996. The Jordan Economy, Mallaysia, 2nd edition.

Nwabi, Godwin Ckukudum. A Vector Error Correction and Non-nested Modeling of Money Demand Function in Nigeria.

Payne, James E. 2003. Post stabilization estimates of money demand in Croatia: error correction model using the bounds testing approach, *Applied Economics*, 35, P. 1723-1727.

Phillips, P. C. B. 1987. Time Series Regression with Unit Root, Econometrica, P. 277-301.

Phillips, P. C. B. 1991. Optimal Interface in Cointegrated Systems, Econometrica, P. 283-306.

Raimundo, M. and Tapia G. 2001. In Search of a Stable Demand for Money: A Seasonal Cointegration Approach, Macroeconomic Seminar of Banco Central de Chile.

Thomas, R. L. 1997. Modern Econometrics: an introduction, Addison Wesley Longman, England.

Valadkhani A and Alauddin, M. 2005. Demand for M2 in developing Countries: an empirical panel Investigation, working paper, Queensland University, Australia.

for Money in Hong Kong: An Application of the ARDL Model, *International Economic Journal*, 8(2): 83-93.

Bahmani-Oskooee, Mohsen, and, Rhee, Hyun-Jae. 1994. Long-Run elasticities of the demand for money in Korea: evidence from Cointegration analysis, *International Economic Journal*, 8(2).

Brissimist Sophocles N. et al. 2003. Empirical Modeling of Money Demand in Periods of Structural Change: The Case of Greece, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 65(5): 605-628.

Choi, Woon Gyu, Oh, Seonghwan. 2003. A Money Demand Function with Output Uncertainty, Monetary Uncertainty, and Financial Innovations, *Journal of Money*, Credit and Banking, 35, 685-709.

Crockett, A. D. and Evans, O. J. 1980. Demand for Money in Middle Eastern Countries, IMF, Staff Papers, 27(3).

Engle, Robert F. and Byung Sam Yoo. 1987. Forecasting and Testing in Co-Integration, Econometrica, P. 143-159.

Engle, Robert F, and C. W. J. Granger. 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, P. 251-276.

Fair, Ray C. 1987. International Evidence on the Demand for Money, *Review of Economics and Statistics*, P.473-480.

Fuller, Wayne, A. 1976. Introduction to Statistical Time Series, New York, John Wiley.

Hayo, Bernd. 2000. The demand for money in Austria, *Empirical Economics*, 25, P. 581-603.

The Money Demand Determinants in Jordan Using Co-Integration Model and Error Correction Model

*Eid Ali Zyoud and Khaled Mohammed Sawai'**

ABSTRACT

This paper investigates the narrow and broad money demand determinants in Jordan, and analyzes the appropriate money aggregate that could be used in designing the monetary policy among M1 and M2. A conventional money demand equation employed in this paper, where GDP, CPI, exchange rate and interest rate variables included to the models, however, quarterly data for the period 1992-med 2005 used to estimate Error Correction Model (ECM). We examined the existence of long run relationships among the variables, using two money aggregates M1 and M2.

The significance of the study in examining the impacts of the major developments and deregulations that took place in Jordan during 1990s on financial system, which aimed at liberalizing financial market, affected money demand behavior. The estimated model, using quarterly data, finds a stable long-run relationship among monetary aggregates, domestic prices, real income, and foreign interest rates. In addition, the error-correction model shows that changes in the inflation rate, the exchange rate, and foreign interest rates exert a significant impact on monetary aggregates.

Keywords: Demand for Money, Stationary, Cointegration, Error Correction Model, Open Economy.

* Customs Department, Amman, Jordan. Received on 29/8/2006 and Accepted for Publication on 12/5/2009.