

أثر تحرير التجارة والتطور المالي على النمو الاقتصادي: دراسة حالة الأردن

خالد محمد السواعي¹

ملخص

تهدف هذه الدراسة إلى دراسة العلاقة القصيرة والطويلة المدى بين تحرير التجارة والتطور المالي (الائتمان المحلي، والائتمان الخاص وعرض النقد) والنمو الاقتصادي في الأردن باستخدام بيانات ربع سنوية خلال الفترة 1992-2011. ويستند هذا التحليل إلى منهجية الحدود للتكامل المشترك أو نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة الذي قدمه Pesaran et al. (2001). وكشفت النتائج التجريبية عن وجود علاقة طويلة المدى بين نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، وتحرير التجارة والتطور المالي، وأظهرت تأثيراً سلبياً للانفتاح التجاري على النمو الاقتصادي على المدى الطويل وعلى المدى القصير. وأبرزت هذه النتيجة أن تحرير التجارة لا يعزز النمو الاقتصادي. كذلك فإن تحرير القطاع المالي له تأثير سلبى على نمو الناتج المحلي الإجمالي كتحرير التجارة في المدى الطويل.

الكلمات الدالة: التطور المالي، الانفتاح التجاري، النمو الاقتصادي، منهجية اختبار الحدود، نموذج تصحيح الخطأ، الأردن.

المقدمة

التي حررت تجارتها وخدماتها المالية مقارنة مع تلك التي قيدت سياساتها المالية والتجارية (Darrat, 1999, Levine, 1997, Shaw, 1973).

ووفقاً لنظرية النمو الداخلي يمكن بناء علاقات طويلة الأجل بين التجارة الموجهة والنمو الاقتصادي بعدة طرق وكما يأتي: يساعد تحرير المستوردات على نقل التكنولوجيا باستيراد السلع الرأسمالية المتقدمة، وتنقل الاستثمارات الأجنبية المباشرة التكنولوجيا من الدول الصناعية إلى الدول النامية، وتؤدي إستراتيجية التنمية المرتكزة على التصدير إلى تحقيق نمو مرتفع بسبب عوائد الحجم وتأثير المنافسة، ويسرع انفتاح الاقتصاد من معدل النمو الاقتصادي الذي يؤدي إلى اقتصاديات النطاق الواسع في الإنتاج. ولا زالت هناك حاجة لدراسة العلاقة بين التطور المالي والتجارة الدولية، والنمو الاقتصادي، وجاءت هذه الدراسة لتفحص التكامل المشترك والعلاقة السببية بين المتغيرات المذكورة.

تحاول هذه الدراسة بيان أثر تحرير التجارة والتطور المالي على النمو الاقتصادي في الأردن، باستخدام بيانات سلاسل زمنية ربعية للفترة 1992-2011، أخذت من قاعدة بيانات

تختبر هذه الدراسة آثار تحرير التجارة والتطور المالي اعتماداً على نظرية النمو الداخلي التي توفر إطاراً نظرياً لتحليل العلاقة بين تحرير التجارة والنمو الاقتصادي؛ وبعد أن أصبحت العلاقة بين تحرير التجارة والنمو الاقتصادي موضوعاً رئيساً للنقاش بين خبراء التنمية الاقتصادية في الدول النامية في السنوات الأخيرة؛ ويقصد بتحرير التجارة إزالة القيود الكمية والنوعية (التعريفات والحصص) المفروضة على التجارة الخارجية، وإزالة القيود المفروضة على أسواق الصرف الأجنبي، أما التحرير المالي فهو إزالة القيود المفروضة على أسعار الفائدة (Shaw, 1973; Fry, 1995). وتعمل سياسات التحرير المالي والتجاري على زيادة كفاءة العملية الإنتاجية التي تؤثر إيجاباً على النمو الاقتصادي كما حدث في الدول

¹ دكتوراه اقتصاد الأعمال، الأردن.

✉ khsawaie@yahoo.com

تاريخ استلام البحث 2014/1/8 وتاريخ قبوله 2014/5/8.

الائتمان من القطاع البطيء النمو/ قليل الكفاءة إلى القطاع السريع النمو/ الكفؤ، و(هـ) يمكن التطور المالي المؤسسات المالية من التعامل مع مشكلة سوء الاختيار في سوق الائتمان، و(و) يعزز التطور المالي التخصص والتطوير التكنولوجي في الإنتاج، وكذلك يؤدي إلى تنمية روح المبادرة. إلا أن الأدلة التجريبية حول التأثير المشترك للتطور المالي والانفتاح التجاري في نمو الناتج المحلي الإجمالي قليلة. ومع ذلك، فإن العديد من الدراسات وصفت تأثيراً مشتركاً لكلا المتغيرين على نمو الناتج المحلي الإجمالي، Roubini and Sala-i-Martin (1991) و Barro و Van (1991) و Den Berg (1996) و Yucel (2009) حيث سعت دراسة Tash et al. (2012) إلى تحليل الأثر المشترك لتحرير التجارة والتطور المالي على النمو الاقتصادي في إيران باستخدام نظرية النمو الداخلي خلال الفترة 1966-2010، وظهرت نتائج التكامل المشترك وجود علاقة إيجابية بين تحرير التجارة والتطور المالي وتأثيرهما المشترك على النمو الاقتصادي في إيران.

وإستخدام Shaheen et al. (2011) منهجية الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) للتكامل المشترك لاختبار سببية غراينجر لاستكشاف علاقة توازنية طويلة المدى واتجاه العلاقة السببية بين التجارة الدولية والتطور المالي والنمو الاقتصادي للاقتصاد الباكستاني. وإستخدام المستوردات والصادرات من السلع والخدمات بمثابة بديل للتجارة الدولية، في حين استخدم النقود بمعناها الواسع (M2) والناتج المحلي الإجمالي (GDP) كبديل عن التطور المالي والنمو الاقتصادي على التوالي. وتوصلوا إلى قبول فرضية اقتصاد العرض القائد. ووجود اتجاه علاقة سببية من التجارة الدولية إلى النمو الاقتصادي ومن التطور المالي إلى التجارة الدولية.

وكذلك حلل Shaheen et al. (2013) أثر تحرير التجارة على النمو الاقتصادي في باكستان خلال الفترة 1975-2010 باستخدام منهجية Johansen للتكامل المشترك للعلاقة طويلة المدى التي وضعها Johansen & Juselius (1990). وبينت نتائج الدراسة أن تحرير التجارة وإجمالي تكوين رأس المال الثابت لهما تأثير إيجابي وكبير على النمو الاقتصادي في باكستان، في حين كان أثر الاستثمار المباشر الأجنبي والتضخم على النمو الاقتصادي سلبياً.

البنك المركزي الأردني من حيث: اختبار العلاقة بين الانفتاح التجاري والتطور المالي والنمو الاقتصادي، وتقييم أثر العلاقة قصيرة وطويلة الأجل للانفتاح التجاري والتطور المالي على النمو الاقتصادي في الأردن. ويفترض النموذج الذي سيتم تقديره بأن التطور المالي وتحرير التجارة يحفزان معاً النمو الاقتصادي. وتجيب الدراسة على الأسئلة الآتية: هل التحرر التجاري والتطور المالي يؤثران على النمو الاقتصادي؟ وهل توجد علاقة قصيرة وطويلة الأجل بين التحرر التجاري والتطور المالي والنمو الاقتصادي في الأردن؟ وتسهم هذه الدراسة في أدبيات التجارة والتطور المالي والنمو في الأردن من خلال دراسة أثر الانفتاح التجاري وتطور القطاع المالي على نمو الناتج المحلي الإجمالي في الأردن، واستخدام مؤشر التطور المالي بديلاً للسياسة النقدية للبنك المركزي لقياس أثرها على نمو الناتج المحلي الإجمالي، وتوظيف تقنيات حديثة في القياس الاقتصادي لتقدير العلاقات باستخدام منهجية الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL التي تسمح بتقدير العلاقات باستخدام متغيرات تفسيرية متكاملة من الدرجة I(0) أو I(1) أو كليهما.

2. الأدبيات الاقتصادية والدراسات السابقة

وثقت الأدبيات الاقتصادية العلاقة بين الانفتاح التجاري، والتطور المالي والنمو الاقتصادي بشكل جيد، فمنها ما أظهر تأثيراً إيجابياً للانفتاح التجاري (Liberalizations) على النمو الاقتصادي مثل Mckinnon (1973)، و Shaw و Jin (1973) و Levine (1997) و Darrat, (1999). وأظهرت دراسات (1988) Bhagwati، و Lee (1993)، و Krueger (1998) أن تحرير التجارة والتطور المالي لهما علاقة معنوية وإيجابية مع النمو الاقتصادي. بينما أبرزت دراسات أخرى التأثير السلبي لتحرير المالي والانفتاح التجاري على النمو مثل Barro (1991) و Lucas (1988).

بين Ansari (2002) أن التحرر المالي قد يسهم في النمو الاقتصادي في (أ) تشجيع الأسواق المالية لصغار المدخرين على تجميع الأموال، و(ب) تشجيع الادخار، و(ج) يزيد التطور المالي من معدل الادخار الذي يؤدي إلى رفع كفاءة تخصيص رأس المال، و(د) يوجه تطور القطاع المالي

للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) أو منهجية اختبار الحدود التي اقترحها (Pesaran et al. (2001).

3. منهجية الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة للتكامل المشترك

وضع (Pesaran et al. (2001) منهجية ARDL للتكامل المشترك، ودمج فيها نماذج الانحدار الذاتي (Autoregressive Models) ونماذج فترات الإبطاء الموزعة (Distributed Lag Models)، وفي هذه المنهجية تكون السلسلة الزمنية دالة في إبطاء قيمها، وقيم المتغيرات التفسيرية الحالية وابطائها بفترة واحدة أو أكثر.

وتتميز منهجية (ARDL) للتكامل المشترك عن أساليب التكامل المشترك الأخرى، مثل: (Engle and Granger (1987) و (Johansen (1988) و (Johansen-Juselius (1990)، بإمكانية تطبيق منهجية اختبار الحدود للتكامل المشترك (ARDL) (Bounds Testing Approach to Cointegration) بغض النظر عما إذا كانت المتغيرات المستقلة $I(0)$ أو $I(1)$ ، ومع ذلك، يتطلب أن يكون المتغير التابع ساكناً في المستوى؛ أي $I(0)$ ، وليس أياً من المتغيرات التفسيرية $I(2)$ أو رتبة أعلى. وتستخدم هذه الدراسة اختبار التكامل المشترك في إطار نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية (الإبطاء) الموزعة (ARDL) أو منهجية اختبار الحدود (Bound Testing Approach) التي يمكن تطبيقها على عينات صغيرة الحجم، وتقدير علاقات المدى الطويل وال المدى القصير للعلاقة بين تحرير التجارة والتطور المالي على النمو الاقتصادي. وكذلك إمكانية تمييز المتغيرات التابعة والمتغيرات التفسيرية في النموذج، والسماح باختبار العلاقة بين المتغيرات الأصلية (في المستوى Level) بغض النظر فيما إذا كانت المتغيرات المستقلة هي $I(0)$ أو $I(1)$ أو مزيج منهما.

وبالاعتماد على (Pesaran and Pesaran (1997) و Pesaran et al. (2001) تم صياغة نموذج ARDL للنماذج (1)، و (2) و (3) على النحو الآتي:

وبحث (Kar (2013) اتجاه السببية بين تحرير التجارة والتطور المالي والنمو الاقتصادي في تركيا باستخدام بيانات شهرية للفترة من كانون الثاني 1989 إلى تشرين ثاني 2007، وأظهرت نتائج منهجية السببية الخطية وغير الخطية (أ) وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين النمو الاقتصادي والانفتاح التجاري، وأن (ب) النمو الاقتصادي يسبب التطور المالي، و (ج) يؤدي التطور المالي إلى تحرير التجارة. وأكدت هذه المنهجية على الروابط السببية القوية بين التطور المالي والانفتاح التجاري والنمو الاقتصادي في تركيا. وعليه تكون النتائج قد أوضحت أن النمو الاقتصادي يعتمد جزئياً على تحرير التجارة من خلال التمويل الخارجي في تركيا التي حررت حساب رأس المال منذ عام 1989.

هناك عمل ضخم من الأدبيات الاقتصادية التي سلطت الضوء على العلاقة السببية بين الانفتاح التجاري ونمو الناتج المحلي الإجمالي، منها ما أكدته (Jin (2000) على أن القضاء على الحواجز التجارية يساعد على استقرار معدل النمو الاقتصادي من خلال تحسين الكفاءة والعوائد الاقتصادية. وعلاوة على ذلك، يمكن للتحرير التجاري تحسين التكنولوجيا المحلية الأمر الذي سيؤدي إلى زيادة كفاءة دالة الإنتاج وارتفاع الإنتاجية، ووصف (Levine and Renelt (1992) العلاقة بين نمو الناتج المحلي الإجمالي، والانفتاح التجاري وأن التحرير التجاري قد يزيد فرص الحصول على السلع الرأسمالية، وقال (Sukar and Ramakrishna (2002) أن انفتاح القطاع الخارجي يقلل من العوائق أمام التجارة الدولية، وتحقيق معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي أعلى، ويعتقد عموماً أن نظاماً تجارياً مفتوحاً يحقق التنمية الاقتصادية.

وبعد استعراض الدراسات السابقة التي استخدمت المربعات الصغرى العادية OLS ونموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR)، وما تعانیه هذه التقنيات من قصور في دراسة السببية أو علاقات التكامل المشترك مقابل المنهجيات الأخرى القادرة على معالجة هذه المشاكل، جاءت دراسة تحرير التجارة والتطور المالي والنمو الاقتصادي للأردن لاستعراض العلاقة القصيرة والطويلة المدى على أساس نموذج الانحدار الذاتي

$$\Delta(GR)_t = \beta_0 + \beta_1(GR)_{t-1} + \beta_2(TO)_{t-1} + \beta_3(PC)_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_4 \Delta(GR)_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_5 \Delta(TO)_{t-i} + \sum_{i=0}^r \beta_6 \Delta(PC)_{t-i} + \varepsilon_{1i} \quad (1)$$

$$\Delta(GR)_t = \beta_0 + \beta_1(GR)_{t-1} + \beta_2(TO)_{t-1} + \beta_3(DC)_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_4 \Delta(GR)_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_5 \Delta(TO)_{t-i} + \sum_{i=0}^r \beta_6 \Delta(DC)_{t-i} + \varepsilon_{2i} \quad (2)$$

$$\Delta(GR)_t = \beta_0 + \beta_1(GR)_{t-1} + \beta_2(TO)_{t-1} + \beta_3(M2)_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_4 \Delta(GR)_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_5 \Delta(TO)_{t-i} + \sum_{i=0}^r \beta_6 \Delta(M2)_{t-i} + \varepsilon_{3i} \quad (3)$$

وتسهيل المعاملات، وتعبئة المدخرات (Levine, 2005)، الأمر الذي يتطلب درجة عالية من التطور المالي. أما ارتفاع الائتمان المحلي المقدم من القطاع المصرفي كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي فهو يشير إلى زيادة الاعتماد على القطاع المصرفي للتمويل؛ وبعبارة أخرى، تعني زيادته زيادة التطور المالي. وأما عرض النقود الواسع (M2) كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي فهو يقيس المطلوبات السائلة للنظام المصرفي في الاقتصاد، وهو مؤشر للعمق المالي لأنه أكثر ارتباطاً بقدرة النظام المالي على توفير خدمة المعاملات من القدرة على توجيه الأموال من المدخرين إلى المقترضين. ويفترض أن العلاقة بين حجم القطاع المالي والخدمات المالية موجبة.

وتقيس معاملات الجزء الأول (β_1 و β_2 و β_3) من نموذج (1) و (2) و (3) العلاقة طويلة الأجل (LR)، في حين تمثل (β_4 و β_5 و β_6) حركية المدى القصير (SR) للنموذج. تعرض المعادلات (1 و 2 و 3) نموذج ARDL من الرتبة (p, q, r)، وتشير إلى أن النمو الاقتصادي تفسره القيم السابقة ويتأثر بها، وتم تحديد الإبطاء الهيكلية باستخدام معيار SC. وبتقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM، تكون مرونة المدى الطويل هي معامل إبطاء واحد للمتغيرات التفسيرية (مضروباً بإشارة سالبة) مقسوماً على معامل المتغير التابع بإبطاء واحد. مثلاً تكون مرونة التحرر التجاري والتطور المالي (β_2 / β_1) و (β_3 / β_1) في المعادلات (1 و 2 و 3) على التوالي. ويتم التقاط آثار المدى القصير من خلال معاملات الفرق الأول للمتغيرات في المعادلات أعلاه. وبعد تنفيذ انحدار المعادلات (1 و 2 و 3) يتم التحقق من

حيث أن Δ هي الفرق الأول، و ε حد الخطأ.
 GR = نمو الناتج المحلي الإجمالي،
 TO = التحرر التجاري أو الانفتاح التجاري ((الصادرات + المستوردات) ÷ الناتج المحلي الإجمالي)،
 PC = الائتمان الخاص كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي،
 DC = الائتمان المحلي كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي،
 $M2$ = عرض النقد بمفهومه الواسع كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي.

جميع المتغيرات هي بالشكل اللوغاريتمي الطبيعي (Ln)، وتستخدم هذه الدراسة ثلاثة متغيرات للتعبير عن التطور المالي: الائتمان الخاص كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي (PC)، والائتمان المحلي كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي (DC) والنقود بمعناها الواسع كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي (M2). وتستخدم مجموع الصادرات والمستوردات كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي كمقياس لانفتاح التجارة أو التحرر التجاري (TO). ويستخدم معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي كمؤشر للنمو الاقتصادي (GR).

يشير ارتفاع الائتمان المحلي للقطاع الخاص كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي إلى ارتفاع مستوى الاستثمار المحلي وإلى زيادة تطور النظام المالي. وبما أن النظام المالي يخصص المزيد من الائتمان للقطاع الخاص يكون أكثر ارتباطاً في البحث عن الشركات المقترضة (المدينة)، وممارسة الرقابة عليها، وتوفير مراقبة وإدارة المخاطر،

وبما أن توزيع F غير معياري سيتم استخدام القيمتين الحرجتين اللتين استخرجهما (Pesaran et al. (2001) وحيث نفترض القيمة الحرجة الدنيا أن جميع المتغيرات هي $I(0)$ ، وهذا يعني عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، في حين يفترض الحد الأعلى أن جميع المتغيرات هي $I(1)$ ، وهذا يعني وجود تكامل مشترك بين المتغيرات. وإذا تجاوزت قيمة F المحسوبة القيمة الحرجة العليا سيتم رفض H_0 ، وبالتالي يوجد تكامل مشترك بين المتغيرات. ومع ذلك، إذا كانت قيمة F المحسوبة أقل من القيمة الحرجة الدنيا، فإنه لا يمكن رفض H_0 ، وبالتالي عدم وجود أي تكامل مشترك بين المتغيرات. وإذا وقعت قيمة F المحسوبة بين الحدين السفلي والعلوي فتكون النتائج غير حاسمة.

وتم توصيف العلاقة الحركية في الأجل القصير في نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة باشتقاق نموذج تصحيح الخطأ (ECM) كما يأتي:

$$\Delta(GR)_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_1 \Delta(GR)_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_2 \Delta(TO)_{t-i} + \sum_{i=0}^r \beta_3 \Delta(PC)_{t-i} + \psi ECT_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$\Delta(GR)_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_1 \Delta(GR)_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_2 \Delta(TO)_{t-i} + \sum_{i=0}^r \beta_3 \Delta(DC)_{t-i} + \psi ECT_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta(GR)_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_1 \Delta(GR)_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_2 \Delta(TO)_{t-i} + \sum_{i=0}^r \beta_3 \Delta(M2)_{t-i} + \psi ECT_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

الذي يتطلب استخدام اختبار ARDL.

2.4 تقدير نموذج ARDL واختبار التكامل المشترك

ثم اختبر التكامل المشترك بنموذج ARDL لبيان العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرات، وتم تنفيذ اختبار F (اختبار ووالد Wald Test)، وعرضت نتائجه عن التكامل المشترك في الجدول رقم (2). وأظهرت النتائج أن إحصائية F المحسوبة (4.096) للمعادلة (1) تقع بين الحدين الحرجين، وكانت النتيجة غير حاسمة وبالتالي لا نقبل فرضية العدم القائلة بعدم التكامل المشترك عند مستوى معنوية 5٪، ولا نستطيع القول بوجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج (النمو الاقتصادي، والانفتاح التجاري والائتمان الخاص في نموذج

وجود علاقة المدى الطويل بين النمو الاقتصادي GR والتحرر التجاري TO والتطور المالي (PC أو DC أو M2) باستخدام اختبار الحدود حسب إجراء (Pesaran, et al. (2001) الذي يستند على اختبار F (اختبار ووالد Wald test) الذي يختبر فرضية عدم التكامل المشترك بين المتغيرات مقابل وجود التكامل المشترك بين المتغيرات للكشف عن العلاقة التوازنية بين المتغيرات على المدى الطويل، ويمكن تنفيذ اختبار (ووالد) من خلال فرض قيود على معاملات النمو الاقتصادي والتحرر التجاري والتطور المالي، وتصاغ الفرضية الأساسية على النحو التالي:

لا يوجد تكامل مشترك بين المتغيرات $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$

مقابل الفرضية البديلة:

يوجد تكامل مشترك بين المتغيرات $H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq 0$

حيث أن ECT هي حد تصحيح الخطأ.

وجميع معاملات المعادلة قصيرة المدى هي المعاملات المرتبطة بحركية نموذج التقارب التوازني وتبين ψ سرعة التصحيح.

4. النتائج والمناقشات

1.4 نتائج جذر الوحدة

بالاعتماد على البيانات الربعية التي ينشرها البنك المركزي الأردني على موقعه (www.cbj.gov.jo)، فقد تم إجراء اختبار درجة التكامل للمتغيرات باستخدام اختبار ديكي- فولر الواسع (ADF) الذي عرضت نتائجه في الجدول (1) وأظهر وجود خليط من تكامل المتغيرات المستقلة من الدرجة $I(0)$ و $I(1)$

(1) عندما كان النمو الاقتصادي متغيراً تابعاً). ورفضت
فرضية عدم الفائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين النمو
الاقتصادي، والتحرر التجاري والائتمان المحلي في النموذج
(2)؛ لأن قيمة F أعلى من قيمة الحدود الحرجة العليا. وكذلك
دعم التكامل المشترك بين النمو الاقتصادي، والتحرر التجاري
وعرض النقد الواسع M2 في النموذج (3).

جدول (1)
نتائج اختبار جذر الوحدة حسب ديكي- فولر الموسع (لوغاريتم المتغيرات)

عدد فترات الإبطاء	إحصائية ADF	النموذج	المتغيرات
اختبار ديكي- فولر الموسع للمستويات Level			
4	-3.099**	حد ثابت وبدون اتجاه	gdp النمو الاقتصادي
1	-1.289	بدون حد ثابت وبدون اتجاه	ot الانفتاح التجاري
5	-2.940**	حد ثابت وبدون اتجاه	pc الائتمان الخاص
9	-3.091**	حد ثابت وبدون اتجاه	dc الائتمان المحلي
9	-0.129	بدون حد ثابت وبدون اتجاه	m2 عرض النقد الواسع
اختبار ديكي- فولر للفروق First difference Δ			
3	-31.895***	بدون حد ثابت وبدون اتجاه	gdp النمو الاقتصادي
0	-13.275***	بدون حد ثابت وبدون اتجاه	ot الانفتاح التجاري
4	-3.771***	حد ثابت وبدون اتجاه	pc الائتمان الخاص
8	-3.490***	بدون حد ثابت وبدون اتجاه	dc الائتمان المحلي
8	-2.658***	بدون حد ثابت وبدون اتجاه	m2 عرض النقد الواسع
ملاحظة: تقترض فرضية عدم سكون السلاسل الزمنية، أو تحتوي على جذر وحدة. ويستند رفض فرضية عدم على قيم (1996) MacKinnon الحرجة. وتم تحديد طول الإبطاء وفقاً لمعايير SIC، وهذا يتراوح بين إبطاء صفر و9. وتشير *، ** و*** على رفض فرضية عدم لعدم السكون عند مستوى معنوية 10% و 5% و 1% على التوالي.			

جدول (2)
إحصائية F لاختبار وجود التكامل طويل الأجل

النتيجة	إحصائية F	عدد فترات الإبطاء	النموذج
تكامل مشترك	F(2, 60)= 4.096	4	fg(g ot, pc)
تكامل مشترك	F(2, 63)=51.882*	4	fg(g ot, dc)
تكامل مشترك	F(2, 65)=42.290*	2	fg(g ot, m2)
ملاحظة: قيمة الحدود الحرجة في الجدول رقم C1.iii: (غير مفيد بمقطع وعدم وجود اتجاه) عند Pesaran et al. (2001). تكون قيمة الحدود الحرجة بثلاثة متغيرات مستقلة هي 3.23-4.35 عند مستوى دلالة 5%. * يدل على أن إحصائية F تقع فوق الحد الأعلى بمستوى 5%.			

جدول (3)

نموذج ARDL الائتمان الخاص المتغير التابع النمو الاقتصادي g

Variable	Coefficient	t-Statistic (Prob.)
C	0.049237	1.188242(0.2394)
G (-1)	-0.536754**	-2.460672(0.0168)
LOPENNES(-1)	0.039607**	2.442794(0.0175)
LPC(-1)	-0.038757	-0.858499(0.3940)
D (G(-1))	-0.093511	-0.491193(0.6251)
D (G(-2))	-0.172804	-1.145078(0.2567)
D (G(-3))	-0.355184***	-3.153052(0.0025)
D (LOPENNES)	-0.005443	-0.205507(0.8379)
D (LPC)	-0.667238***	-11.29768(0.0000)
D (LPC(-1))	0.320439***	3.330515(0.0015)
D (LPC(-2))	-0.04358	-0.42527(0.6722)
D (LPC(-3))	0.049237	-1.029782(0.3072)
D (LPC(-4))	-0.536754*	1.847428(0.0696)
S2	0.039607***	3.103747(0.0029)
D07	-0.038757	0.035019(0.9722)

وتشير *، ** و*** على رفض فرضية العدم لعدم السكون عند مستوى معنوية 10٪ و 5٪ و 1٪ على التوالي.

جدول (4)

نموذج ARDL الائتمان المحلي المتغير التابع النمو الاقتصادي g

Variable	Coefficient	t-Statistic (Prob.)
C	0.119644**	2.113003(0.0368)
G (-1)	-2.032437***	-10.16298(0.0000)
LOPENNES(-1)	0.125861***	5.665755(0.0000)
LDC(-1)	-0.05629	-1.094652(0.2778)
D (G(-1))	0.729806***	6.563451(0.0000)
D (G(-2))	0.331087***	5.049255(0.0000)
D (LOPENNES)	-0.065444*	-1.933083(0.0577)
D (LOPENNES(-1))	-0.126656***	-2.925451(0.0048)
D (LOPENNES(-2))	-0.087919**	-2.298155(0.0249)
D (LDC)	-0.369291***	-6.50638(0.0000)
D (LDC(-1))	-0.154564**	-2.386095(0.0200)
S2	0.068734***	4.633339(0.0000)
D07	0.005314	0.691804(0.4916)

وتشير *، ** و*** على رفض فرضية العدم لعدم السكون عند مستوى معنوية 10٪ و 5٪ و 1٪ على التوالي.

باستخدام منهجية تصحيح الخطأ في ARDL لتقييم أثر التحرر التجاري والائتمان الخاص على النمو الاقتصادي وعُرضت نتائج نموذج ARDL في الجدول (6) و(7) و(8)، وأظهرت الأشكال (1 و 2 و 3) أن النماذج المقدره كانت مستقرة خلال الزمن وبذلك تكون مناسبة للتحليل.

ومع ذلك، تعتبر نتائج هذه المرحلة أولية، وتسعى هذه الدراسة إلى الحصول على مزيد من أدلة التكامل المشترك في المرحلة الثانية من التحليل عند توظيف معيار فترة الإبطاء المناسب. ولأن التكامل المشترك متحقق بين المتغيرات باستثناء النموذج (1)، وحيث أن قيمة F للنموذج (1) لم تقبل الفرضية العدمية سيتم تقدير النماذج (1) و(2) و(3)

جدول (5)

نموذج ARDL عرض النقد الواسع المتغير التابع النمو الاقتصادي g

Variable	Coefficient	t-Statistic (Prob.)
C	-0.083887	-1.564858(0.1225)
G(-1)	-1.006571***	-8.045531(0.0000)
LOPENNES(-1)	0.017955	1.131640(0.2619)
LMS(-1)	0.056214*	1.730853(0.0882)
D(G(-1))	0.010515	0.118330(0.9062)
D(G(-2))	0.100266**	2.325167(0.0232)
D(LOPENNES)	-0.051872**	-2.429973(0.0179)
D(LMS)	-7.95E-01***	-13.33836(0.0000)
S2	0.062289***	5.796752(0.0000)
S3	0.042677***	3.984173(0.0002)
D07	0.006138	1.376246(0.1735)

وتشير *، ** و*** على رفض فرضية العدم لعدم السكون عند مستوى معنوية 10% و 5% و 1% على التوالي.

الانفتاح التجاري كان تأثيره سلبياً على النمو الاقتصادي في النموذج الذي يتضمن الائتمان المحلي (الجدول 4) وكذلك النموذج الذي تضمن عرض النقد (الجدول 5)؛ ويعود الأثر السلبى للانفتاح التجاري لضعف القاعدة الصناعية الأردنية وعدم قدرتها على منافسة المنتجات الأجنبية مما فاقم من الضغط على ميزان المدفوعات ومن ثم تراجع النمو الاقتصادي.

وأشارت النتائج عدم تأثر الاقتصاد الأردني بالأزمة المالية التي حدثت بعد منتصف عام 2007؛ حيث كانت المعلمات غير معنوية؛ لأن مستوى النشاط الاقتصادي لم يتأثر بها كثيراً ولم يحدث أي نمو سلبى ولم يحدث أي ركود خلال هذه الفترة، فقد نمى الناتج المحلي الاجمالي بمعدل متوسط قدره 6% بالأسعار الثابتة قبل عام 2007 (1999-2006) واستمر بمعدل نمو قدره 7.2% في عام 2008 وبمعدل 5.5%

وبعد بيان الاستقرار والعلاقة طويلة الأجل، تم عرض نتائج المعاملات الطويلة الأجل باستخدام منهجية ARDL في الجداول (3) و(4) و(5)، وكانت معاملتي الانفتاح في معادلة الائتمان الخاص والمحلي إيجابية وذات دلالة إحصائية، مشيرة إلى أن كلا منهما يعزز النمو الاقتصادي في المدى الطويل. وأوضح الجدول (3) أن للانفتاح التجاري تأثيراً إيجابياً ومعنوياً على النمو الاقتصادي (حوالي 0.04%) عند مستوى دلالة 5% في الأجل الطويل، وكذلك تأثيره الإيجابي (0.13%) والمعنوي على النمو الاقتصادي في معادلة الائتمان المحلي. أما الائتمان الخاص والمحلي فلم يكن لهما تأثير على النمو الاقتصادي. أما معامل عرض النقد الواسع فقد كان موجباً ومعنوياً عند مستوى 10% كما في جدول (5)، وهذا يعني أنه يعزز النمو الاقتصادي مع زيادة عرض النقد الواسع بنسبة 0.06%. وأظهرت النتائج في المدى القصير أن

المحلية تتراوح بين 4200-4400 مليون دينار سنوياً، وشكلت ما نسبته 32.7% من الناتج المحلي الإجمالي خلال عامي 2007 و 2008 وانخفضت إلى 26.7% في عام 2009، وإلى 24.9% في عام 2010، وعادت الارتفاع إلى 26.4% في عام 2011، وكثيراً ما تتأثر الإيرادات العامة بالمساعدات الخارجية التي لا تحكمها العوامل الاقتصادية.

في عام 2009 وبمعدل 2.3% في عام 2010، وبمعدل 2.6% في عام 2011؛ ومن هذا يتبين عدم حدوث تراجع بل استمر الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بالزيادة وإن كان بمعدلات متناقصة؛ وهذا يؤكد استمرارية النمو ولم تكشف الأرقام عن نموٍ سالب خلال هذه الفترة، واستمر الاستهلاك الحكومي حول المعدل في عام 2008 حيث نمت بمعدل 19.4% مقارنة مع 19.1% في عام 2007، وبقيت الإيرادات

جدول (6)

نموذج ECM الائتمان الخاص المتغير التابع النمو الاقتصادي g

(أ) المعاملات قصيرة الأجل		
Variable	Coefficient	t-Statistic (Prob.)
C	0.000535	0.207902(0.8360)
D(G(-1))	-0.42389***	-4.228253(0.0001)
D(G(-2))	-0.384639***	-4.004626(0.0002)
D(G(-3))	-0.457088***	-4.939935(0.0000)
D(LOPENNES)	-0.006036	-0.251157(0.8025)
D(LOPENNES(-1))	-0.081831***	-3.440854(0.0010)
D(LPC)	-0.801423***	-15.55730(0.0000)
D(LPC(-1))	0.362288***	4.013839(0.0002)
D(LPC(-2))	0.016074	0.162281(0.8716)
D(LPC(-3))	-0.071744	-0.727988(0.4694)
D(LPC(-4))	0.224425**	2.565904(0.0127)
ECT(-1)	-0.251614**	-2.559051(0.0130)
D07	0.001331	0.201381(0.8411)
(ب) المعاملات طويلة الأجل		
C	0.380379***	3.932375
LOPENNES	0.014679	0.301073
LDC	-0.329955***	-3.630689
الاختبارات التشخيصية		
$R^2 = 0.98$, F-stat = 268.4 [0.000], SBC = -4.678, Serial Correlation (LM) = 2.61[0.624], Ramsey's Reset Test = 2.2170 [0.696], Heteroscedasticity = 0.8276[0.512], Normality (JB) = 2.454585 [0.293]		
ملاحظة: تشير *، ** و*** على رفض فرضية العدم لعدم السكون عند مستوى معنوية 10% و 5% و 1% على التوالي.		

إلا أنها تراجعت بمعدل 19.2% في عام 2009 نتيجة تراجع صادرات المواد الخام بمعدل 25.2% المتقلبة الأسعار ومتقلبة السوق، إلا أن الصادرات عادت الارتفاع بمعدل 17% في

وبما أن الاقتصاد الأردني يعد اقتصاداً ريعياً، ونتيجة لربط الدينار الأردني بالدولار لم تتغير الأسعار الأردنية ولم تتأثر الصادرات بذلك؛ حيث نمت بمعدل 39.2% في عام 2008

الإجمالي قد تحسن نتيجة انخفاضه من 37.9% عام 2007 إلى 32.7% في عام 2008 وإلى 26% في عام 2009، وإلى 25.6% في عام 2010. إلا أن الاستثمار الأجنبي المباشر وهو إحدى قنوات التطور المالي، فقد استمر بالزيادة بمعدلات متراجعة من 15.3% في عام 2007 إلى 11% في عام 2008 وإلى 6.9% في عام 2009 وإلى 5.6% في عام 2010؛ ونظراً لصغر حجمه، فقد كان تأثيره على الاقتصاد الأردني ضئيلاً.

عام 2010 وهو يفوق ما كان عليه قبل الأزمة ثم ارتفع بمعدل 14% في عام 2011، ونظراً لصغر حجم الصادرات الأردنية (5.6 بليون و 4.5 بليون دينار و 5.0 بليون دينار 5.7 بليون دينار للأعوام 2008 و 2009 و 2010 و 2011 على التوالي، في حين بلغت 4.1 في عام 2007 وهذا هو معدلها خلال هذه الفترة)، وحيث أنها محرك للنمو وهي لم تتأثر بالأزمة تكون النتيجة عدم تأثر الاقتصاد بها كذلك. إضافة إلى أن عجز الحساب الجاري بالنسبة للنتائج المحلي

جدول (7)

نموذج ECM الائتمان المحلي المتغير التابع النمو الاقتصادي g

(أ) المعاملات قصيرة الأجل		
Variable	Coefficient	t-Statistic (Prob.)
C	-0.015526***	-2.763444(0.0075)
D(G(-1))	-0.492625***	-3.324249(0.0015)
D(G(-2))	-0.475329***	-3.880864(0.0003)
D(G(-3))	-0.453878***	-4.569203(0.0000)
D(LOPENNES)	-0.060251	-1.564361(0.1228)
D(LDC)	-0.353183***	-6.342823(0.0000)
D(LDC(-1))	0.047652	0.684204(0.4964)
D(LDC(-2))	0.216419***	3.187800(0.0022)
D(LDC(-3))	0.119661*	1.661190(0.1017)
D(LDC(-4))	0.123462*	1.840419(0.0705)
ECT(-1)	-0.444678***	-2.660056(0.0099)
S2	0.057385***	3.434965(0.0011)
D07	0.007611	0.884565(0.3798)
(ب) المعاملات طويلة الأجل		
C	0.380379***	3.932375
LOPENNES	0.014679	0.301073
LDC	-0.329955***	-3.630689
الاختبارات التشخيصية		
$R^2 = 0.95$, F-stat = 109.0 [0.000], SBC = -3.805, Serial Correlation (LM) = 1.6368[0.177], Ramsey's Reset Test = 6.849 [0.000], Heteroscedasticity = 0.6035[0.662], Normality (JB) = 17.76 [0.000]		
ملاحظة: تشير *، ** و *** على رفض فرضية العدم لعدم السكون عند مستوى معنوية 10% و 5% و 1% على التوالي.		

إلى حالة التوازن، ويجب أن يكون هذا المعامل معنوياً وسالب الإشارة للكشف عن وجود تكامل مشترك بين المتغيرات. وتشير القيمة المطلقة لمعامل حد تصحيح الخطأ إلى سرعة

3.4 نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ

أظهرت نتائج تصحيح الخطأ أن معامل إبطاء حد تصحيح الخطأ يكشف عن سرعة (أو بطء) عودة المتغيرات

فعالية لبيان التكامل المشترك. وكانت معاملات (ECT_{t-1}) في هذا النموذج على النحو التالي:

استعادة حالة التوازن، وتظهر الإشارة السالبة تقارب النموذج الحركي على المدى القصير. والمعامل السالب والمعنوي المرتبط بإبطاء حد تصحيح الخطأ (ECT_{t-1}) وسيلة أكثر

جدول (8)

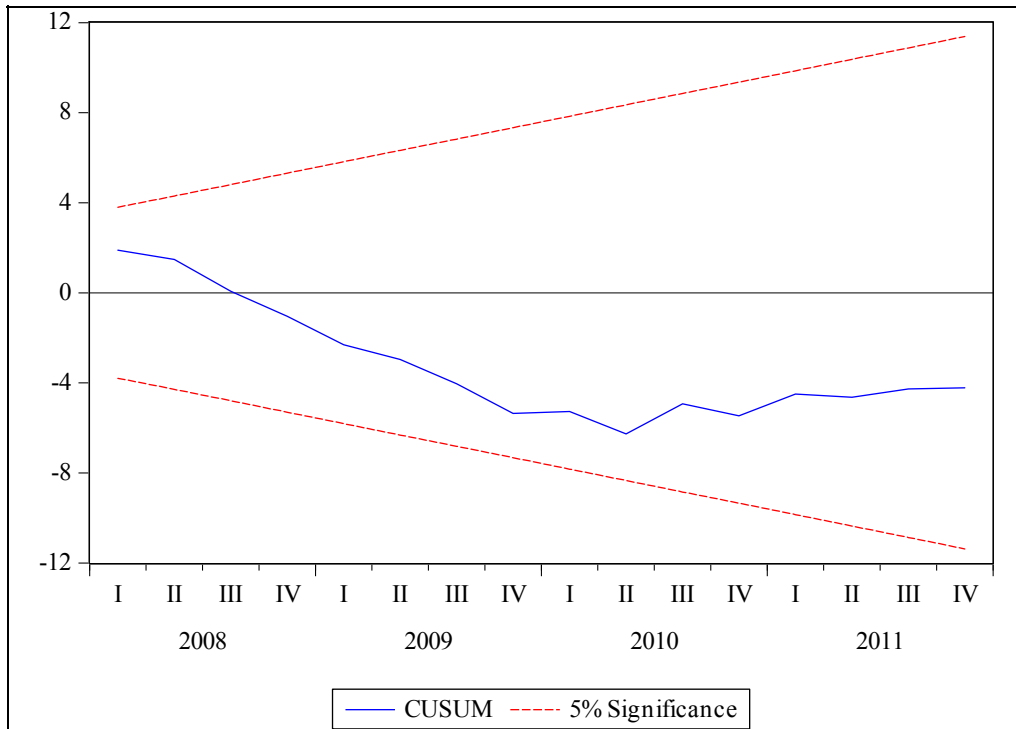
نموذج ECM عرض النقد الواسع المتغير التابع النمو الاقتصادي g

(أ) المعاملات قصيرة الأجل		
Variable	Coefficient	t-Statistic (Prob.)
C	-0.030624***	-5.102784(0.0000)
D(G(-1))	-0.806078***	-6.938681(0.0000)
D(G(-2))	-0.252482**	-2.582510(0.0121)
D(LOPENNES)	-0.064880***	-2.760759(0.0075)
D(LMS)	-0.868361***	-13.62440(0.0000)
D(LMS(-1))	0.087385	0.726581(0.4701)
D(LMS(-2))	0.425551***	4.002907(0.0002)
D(LMS(-3))	0.304488***	2.741834(0.0079)
ECT(-1)	-0.049984	-0.669320(0.5057)
S2	0.074553***	6.112529(0.0000)
S3	0.050276***	4.037668(0.0001)
D07	-0.002514	-0.540002(0.5911)
(ب) المعاملات طويلة الأجل		
C	0.754631***	4.324825
LOPENNES	0.126539**	2.367300
LMS	-0.459744***	-4.151138
الاختبارات التشخيصية		
$R^2 = 0.98$, F-stat = 340.67 [0.000], SBC = -4.87, Serial Correlation (LM) = 1.232[0.299], Ramsey's Reset Test = 0.462 [0.763], Heteroscedasticity = 1.052[0.387], Normality (JB) = 4.511382 [0.1048]		
ملاحظة: تشير *, **, و*** على رفض فرضية العدم لعدم السكون عند مستوى معنوية 10% و 5% و 1% على التوالي.		

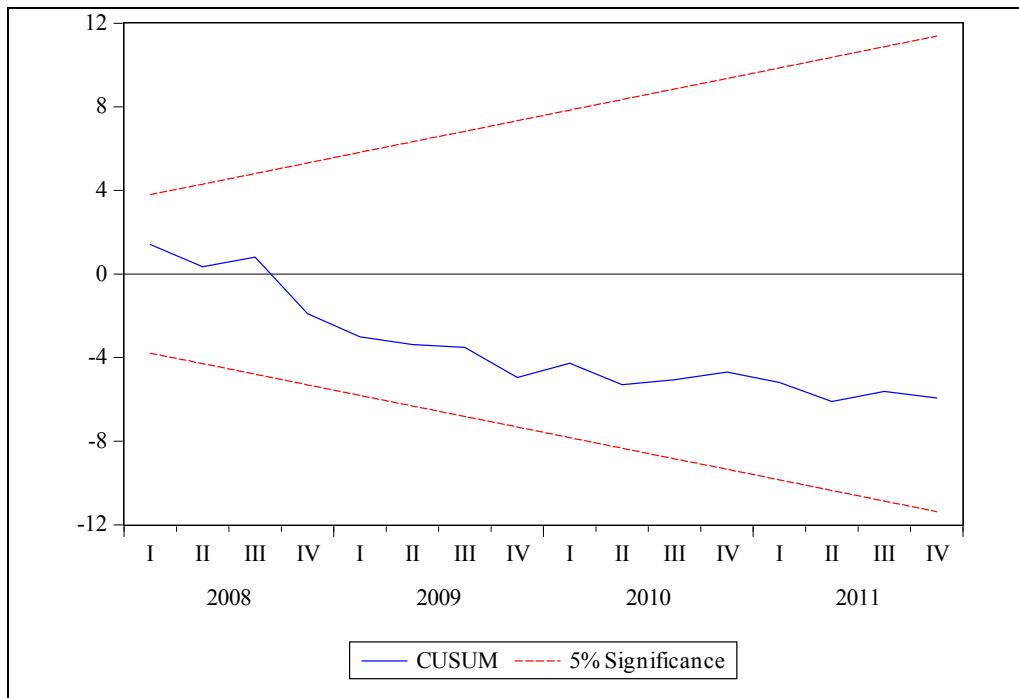
والائتمان المحلي: كان معامل حد تصحيح الخطأ يساوي 0.4447، وهذا يعني إمكانية تفسير حوالي 44.5% من الصدمات على المدى الطويل، كما أن معامل (ECT_{t-1}) سالب الإشارة ومعنوي، وهذا يعني أن النمو الاقتصادي والتحرر التجاري والائتمان المحلي لها تكامل مشترك عندما يكون النمو الاقتصادي متغيراً تابعاً، وهذا يدعم تأثير التحرر التجاري والائتمان المحلي على النمو الاقتصادي في النماذج الحركية القصيرة وطويلة الأجل. وأظهرت تأثيراً للائتمان المحلي على النمو الاقتصادي في المدى القصير وال المدى الطويل.

(أ) معادلة النمو الاقتصادي والتحرر الاقتصادي والائتمان الخاص: كان معامل حد تصحيح الخطأ يساوي 0.2516، وهذا يعني إمكانية تفسير حوالي 25.2% من الصدمات على المدى الطويل، كما أن معامل (ECT_{t-1}) سالب الإشارة ومعنوي؛ وهذا يعني أن النمو الاقتصادي والتحرر التجاري والائتمان الخاص لها تكامل مشترك عندما يكون النمو الاقتصادي متغيراً تابعاً، وهذا يدعم تأثير التحرر التجاري والائتمان الخاص على النمو الاقتصادي في النماذج الحركية القصيرة وطويلة الأجل. وأظهرت تأثيراً للائتمان الخاص على النمو الاقتصادي في المدى القصير وال المدى الطويل.

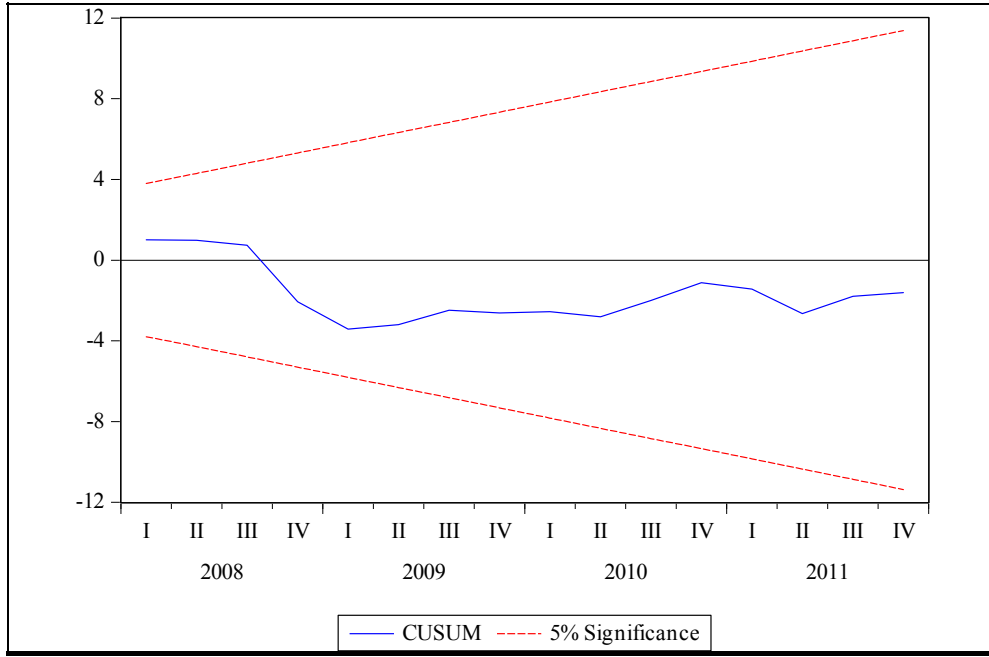
(ب) معادلة النمو الاقتصادي والتحرر الاقتصادي



شكل (1) المجموع التراكمي لتكرار البواقي الخاصة بنموذج (1)



شكل (2) المجموع التراكمي لتكرار البواقي الخاصة بنموذج (2)



شكل (3) المجموع التراكمي لتكرار البواقي الخاصة بنموذج (3)

الإجمالي الحقيقي، وتحرير التجارة والتطور المالي، وأظهرت تأثيراً سلبياً للانفتاح التجاري على النمو الاقتصادي في المدى الطويل وعلى المدى القصير. وأبرزت هذه النتيجة أن تحرير التجارة لا يعزز النمو الاقتصادي. وكذلك تحرير القطاع المالي تأثيره سلبى على نمو الناتج المحلي الإجمالي كتحرير التجارة في المدى الطويل.

يبدو أن ما تم بالتحرير المالي والتجاري قد تم في ظل إدارة ضعيفة وموارد مخصصة غير مثلى، ولم تكن قادرة على زيادة كفاءة الاستثمار بشكل مباشر بالرغم من زيادة حجمه، ويعتبر الاستثمار القناة الرئيسة لتأثير التطور المالي على النمو الاقتصادي، وبالتالي فإن التحرير المالي والتجاري لا يمكن أن يؤثر على النمو الاقتصادي من خلال هذه القناة كما هو متوقع. وهذا التعارض مع التوقع يدعو إلى اتخاذ سياسات تستهدف زيادة الإنتاج المحلي بتنشيط الصناعات المحلية، والالتزام بأفضل الممارسات الدولية في تجهيز الصادرات ودعم تمويل المصدرين، إضافة إلى زيادة وتشجيع الاستثمار الأجنبي المباشر والصادرات لتعمل كمحرك للنمو الاقتصادي.

ج) معادلة النمو الاقتصادي والتحرير الاقتصادي وعرض النقد الواسع: كان معامل حد تصحيح الخطأ يساوي 0.04998، وهذا يعني إمكانية تفسير حوالي 5% من الصدمات على المدى الطويل، كما أن معامل (ECT_{t-1}) سالب الإشارة، إلا أنه غير معنوي؛ وهذا يعني أن النمو الاقتصادي والتحرير التجاري وعرض النقد الواسع ليس لها تكامل مشترك عندما يكون النمو الاقتصادي متغيراً تابعاً، وهذا لا يدعم تأثير التحرير التجاري وعرض النقد الواسع على النمو الاقتصادي في النماذج الحركية القصيرة وطويلة الأجل. ولم تظهر تأثيراً لعرض النقد الواسع على النمو الاقتصادي في المدى الطويل.

5. الخلاصة

تبحث هذه الدراسة أثر التحرير التجاري والتطور المالي في الناتج المحلي الإجمالي في الأردن خلال الفترة 1992-2011، واستخدمت منهجية اختبار الحدود للتكامل المشترك Bound Testing Approach أو نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL)، وكشفت النتائج التجريبية عن وجود علاقة طويلة المدى بين نمو الناتج المحلي

المصادر

- Ansari, M.I. (2002). Impact of financial development, money, and public spending on Malaysian National Income: an econometric study. *Journal of Asian Economics*, 13, 72-93.
- Barro, R.J. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries, *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407-444.
- Bhagwati, J. (1988). Export-Promoting Trade Strategy: Issues and Evidence, *The World Bank Research Observer*, 27-57.
- Darrat, Ali. F. (1999). Are Financial Deepening and Economic Growth Causality Related? Another Look at the Evidence, *International Economic Journal*, 13(3), 19-35.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error-correction: Representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
- Fry, Maxwell (1995). Money, interest and banking in Economic Development, 2nd ed., London: John Hopkins University Press.
- Jin, J. C. (2000). Openness and Growth: An Interpretation of Empirical Evidence from East Asian Countries, *The Journal of International Trade and Economic Development*, 9 (1), 5-17.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Kar, Muhsin, Şaban Nazlıoğlu and Hüseyin Ağır. (2013). Trade Openness, Financial Development, and Economic Growth in Turkey: Linear and Nonlinear Causality Analysis, *International Conference on Eurasian Economies 2013*, 133-143.
- Krueger, A.O. (1998). Why Trade Liberalization is good for growth, *Economic Journal*, 1513-1522.
- Lee, Jong-Wha. (1993). International Trade Distortions, and Long-run Economic Growth, *IMF Staff Papers*, 299-328.
- Levine, R and Renelt, D. (1992). A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions, *American Economic Review*, 82, 942-963.
- Levine, R. (1997). Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda, *Journal of Economic Literature*, 35, 688-726.
- Lucas, R.E. Jr. (1988). On the Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Mckinnon, R.I. (1973). Money and Capital in Economic Development, *Brooking Institution*, Washington, DC
- Pesaran, M. H., and Pesaran, B. (1997). *Microfit 4.0* (Window Version). New York: Oxford University Press.
- Pesaran, M.H., Y. Shin., and Smith R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Rebelo, S. (1991). Long Run Policy Analysis and Long-Run Growth, *Journal of Political Economy*, 99 (3), 500-521.
- Roubini, N and Sala-i-Martin, X. (1991). Financial Development, Trade Regimes and Economic Growth, *NBER Working Paper* No. 3876.
- Shaheen, Safana; Masood Sarwar Awan; Muhammad Waqas; and Muhammad Amir Aslam (2011). Financial Development, International Trade and Economic Growth: Empirical Evidence from Pakistan, *Romanian Journal of Fiscal Policy*, 2 (2), 11-19.
- Shaheen, Salma; Mahnaz Muhammad Ali; Amina Kauser and Faqiha Bashir Ahmed (2013), Impact of Trade Liberalization on Economic growth in Pakistan, *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research In Business*, 5 (5): 228-240.
- Shaw, E.S. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*, Harvard University Press, Cambridge, M.A.

- Sukar, Abdulhamid, and Ramakrishna, G. (2002). The Effect of Trade Liberalization on Economic Growth: The case of Ethiopia, *Finance India*, XVI (4), 1295-1305.
- Tash, Mohammad, Nabi Shahiki and Zahra Sheidaei. (2012). Trade liberalization, financial development and economic growth in the long term: The case of Iran, *Peer-reviewed and Open Access Journal*, 8 (2): 33-45.
- Van Den Berg, H., (1996), Does simultaneity exaggerate empirical tests of trade-growth relationship, *Applied Economic Letter*, 3, 225-231.
- Yucel, F. (2009), Causal Relationships between Financial Development, Trade Openness and Economic Growth: The Case of Turkey, *Journal of Social Sciences*, 5 (1): 33-42.

The Impact of Trade Liberalization and Financial Development on Economic Growth: Jordan Case Study

Khaled M. Al-Swai'e¹

ABSTRACT

This study aims to examine the short term and long term between trade liberalization and financial development (domestic credit and private credit and money supply) and economic growth in Jordan using quarterly data over the period 1992-2011. This analysis is based on the bound testing approach or the autoregressive distributed lag (ARDL) given by Pesaran et al. (2001). The empirical results revealed the existence of long-term relationship between the growth of real GDP, trade liberalization and financial development, and showed a negative effect of trade openness on economic growth in the long term and short term. This result highlights that trade liberalization does not promote economic growth, as well as the liberalization of the financial sector has a negative effect on the growth of GDP as liberalizing trade in the long term.

Keywords: Financial development, trade openness, economic growth, bound testing approach, error correction model, Jordan.

¹ PhD in Business Economics, Jordan.

✉ khsawaie@yahoo.com

Received on 8/1/2014 and Accepted for Publication on 8/5/2014.