IUGJEPS
Vol 27, No 01, 2019, pp 161 -175

ISSN 2410-5198

مجلة الجامعة الإسلامية للدراسات الاقتصادية والإدارية

تاريخ الإرسال (2018-04-24)، تاريخ قبول النشر (2018-09-24)

النمو الاقتصادي المقيد بميزان المدفوعات: حالة الأردن

اسم الباحث الأول: أ. عمر صالح حرب [1] *

اسم الباحث الثاني : أ.د. طالب محمد وراد [2]

[1] اسم الجامعة والبلد (للأول) اقتصاد الاعمال- الاعمال(طالب دكتوراه)-الجامعة الاردنية-الاردن

[2] اسم الجامعة والبلد (للثاني) اقتصاد الاعمال- الاعمال-الجامعة الاردنية-الاردن

* البريد الالكتروني للباحث المرسل:

E-mail address: Omar.Harb@cbj.gov.jo

الملخص:

هدفت هذه الدراسة إلى اختبار وتحليل قُيود الطلب الخارجي على النمو الاقتصادي في الأردن، باستخدام تحليل سلاسل زمنية لكل من الصادرات والتدفقات الرأسمالية والأسعار النسبية والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي للفترة الممتدة من عام 1976 إلى عام 2016. لتحقيق هدف الدراسة تم استخدام نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM. أظهرت النتائج أن الانحرافات قصيرة الأجل عن التوازن طويل الأجل يتم تصحيحها بمعدل 33.37% سنوياً. وتشير النتائج إلى وجود تأثير إيجابي لكل من الصادرات والتدفقات الرأسمالية، وتأثير سلبي للأسعار النسبية على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي على المدى الطويل. توصي الدراسة صانع السياسة الاقتصادية في دعم الصادرات، والتدفقات الرأسمالية، والحد من قيد الأسعار النسبية، لدعم عجلة النمو الاقتصادي.

كلمات مفتاحية: النمو الاقتصادي، نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM)، الأردن.

The Balance of Payments Constraint on Economic Growth: The Case of Jordan

Abstract:

The study attempts to test and analyze the external demand constraints on economic growth of Jordan, by analyzing the data of exports, capital flows, relative prices and real gross domestic product of Jordan using The Vector Error Correction Model (VECM) with the help of annual time series data for 1976 to 2016. The VECM analysis shows that short-term deviations from the long-term equilibrium are being corrected by 33.37 percent annually. Moreover, the result reveals the positive effect of exports and capital flows and the negative effect of relative prices on the real GDP on the long run. Thus, The study emphasizes on the importance of framing policies that promote export and capital inflows, and limiting the constraints on relative prices in order to boost economic growth.

Keywords: Economic Growth, Vector Error Correction Model (VECM), Jordan.

المقدمة

يُعتبر نمو الاقتصاد من أهم الأهداف الاقتصادية للدول، حيث تسعى الدول لزيادة واستقرار معدل النمو الاقتصادي. ولأهمية النمو الاقتصادي في اقتصاد الدول تعاقبت النظريات الاقتصادية في محاولة تفسير سلوك النمو الاقتصادي، وأسباب اختلافه بين الدول، وكذلك العوامل المؤثرة فيه، إضافة إلى مصادر النمو الاقتصادي.

ففي حين ترى المدرسة الكلاسيكية أن مصادر النمو الاقتصادي تتمثل في زيادة عناصر الإنتاج من عمل ورأس مال، إضافة إلى الزيادة في التطور التقني (أي جانب العرض في الاقتصاد). يرى النهج الكنزي أن مصادر النمو الاقتصادي تتمثل في عناصر جانب الطلب الفعال في الاقتصاد.

لم تُغفل النظرية الكلاسيكية والنظرية الكنزية دور التجارة الخارجية في تفسير سلوك النمو الاقتصادي، حيث أن جُلّ نظريات الاقتصاد، ترى أن زيادة التجارة الخارجية ستؤدي إلى دعم عجلة النمو الاقتصادي للدول، لما لها من آثار إيجابية على مستوى الدولة، من خلال التخصيص الأمثل للموارد وزيادة كفاءة الإنتاج، إضافة إلى تخفيض أسعار الاستهلاك وزيادة جودة المنتجات المقدمة للمستهلكين.

تتمثل مشكلة الدراسة في اختلالات الاقتصاد الخارجي الأردني (الصادرات والمستوردات)، والتي تشكل قُيود على نمو الاقتصاد الأردني، أضافة إلى شُح الدراسات التي تناولت أثر الطلب الخارجي على النمو الاقتصادي في الأردن. من هنا تبرز أهمية الدراسة من محاولة تفسير سلوك النمو الاقتصادي في الأردن من خلال جانب الطلب الخارجي بشكل رئيس، حيث أنها تحاول دراسة دور الطلب في الصادرات والتدفقات الرأسمالية والأسعار النسبية، وأثرها على النمو الاقتصادي في الأردن. ومحاولة إيجاد حلول لاختلالات الطلب الخارجي وعدم فاعليته في حفز النمو الاقتصادي في الأردن. فيما قامت العديد من الدراسات بتحليل أثر التجارة الخارجية من جانب العرض (عنصر العمل ورأس المال والتقدم التقني) في الأردن.

تهدف الدراسة إلى تقدير معدل النمو الاقتصادي بناءً على نموذج Atesoglu Sonmez عام 1994، الذي يقوم على:

1. بيان أثر الصادرات على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.
2. بيان أثر التدفقات الرأسمالية على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.
3. بيان أثر الأسعار النسبية على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

ولتحقيق أهداف الدراسة ستختبر الدراسة الفرضيات التالية:

1. لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين الصادرات والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.
2. لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين التدفقات الرأسمالية والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.
3. لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين الأسعار النسبية والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

تعتمد هذه الدراسة على نهج الاقتصاد القياسي، حيث تم استخدام تحليل السلاسل الزمنية للفترة (1976–2016)، لتقدير العلاقات القياسية بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، وكل من الصادرات والتدفقات الرأسمالية والأسعار النسبية.

وتعتمد الدراسة على البيانات الإحصائية المنشورة في النشرات الشهرية للبنك المركزي الأردني، وقد تم اختيار الفترة (1976–2016) لأن الاقتصاد الأردني شهد خلالها العديد من التقلبات، مثل انخفاض التدفقات الرأسمالية الواردة من دول الخليج، والدخول في اتفاقيات التجارة الخارجية، وتداعيات الأزمة المالية العالمية، والأحداث السياسية في الدول العربية.

الإطار النظري

يوجد خلاف بين المدرسة الكلاسيكية والمدرسة الكنزية في التحليل الاقتصادي. إذ تَعتبر النظرية النيوكلاسيكية في النمو الاقتصادي، أن عناصر الإنتاج والتقدم (التغير) التقني، محددات رئيسية لنمو الاقتصاد. أما في النمو الاقتصادي المقيد بميزان المدفوعات، الذي ينتهج فكر الاقتصاد الكينزي، يتم التركيز على دور الطلب، بدلاً من عوامل الإنتاج والتقدم التقني. ففي المنهج الكينزي زيادة العمل ورأس المال والتقدم التقني، تعتبر عناصر تابعة إلى النظام الاقتصادي، ويجب تعديل العرض بما يتفق مع تغيرات الاقتصاد التي تنشأ في جانب الطلب. عليه يمكن أن تحدد مصادر النمو الاقتصادي الحقيقي في ثلاثة عوامل وهي: الصادرات والتدفقات الرأسمالية والأسعار النسبية، كل هذه العوامل تؤثر على الاقتصاد بشكل رئيس من جانب الطلب. (Atesoglu)،1994 .

تم الاعتماد على النموذج النظري الذي قام بتطبيقه Thirlwall and Hussian عام 1982، على مجموعة من الدول النامية، للتعرف على معدل النمو الاقتصادي المقيد بميزان المدفوعات. والذي يفترض أن ميزان المدفوعات محدد رئيس إلى الطلب الخارجي على الإنتاج المحلي، بالتالي محدد رئيس لزيادة الإنتاج ونمو الاقتصاد. كما يفترض أن الصادرات والمستوردات جزء مهم من الطلب الكلي. ولتحقيق التوازن في ميزان المدفوعات في اقتصاد الدول النامية، يجب أن تتساوى مدفوعات المستوردات مع إيرادات الصادرات. (Thrilwall)،2006. وبيّن النموذج من خلال دالة طلب المستوردات أن المستوردات تعتمد على أسعار المستوردات بالنسبة إلى الأسعار المحلية، وعلى الدخل المحلي الذي يحدد القوة الشرائية المحلية. بالمقابل فإن دالة طلب الصادرات تعتمد على الأسعار العالمية بالنسبة لأسعار الصادرات، وعلى الدخل العالمي الذي يحدد القوة الشرائية الخارجية.

عليه، فإن المستوردات تعتمد على تغير الدخل المحلي مع مرونة طلب المستوردات بالنسبة لتغير الدخل. إذ أن زيادة الدخل المحلي سيؤدي إلى زيادة القدرة على الاستيراد. حيث يتم تحديد حجم زيادة طلب المستوردات الناتج عن زيادة الدخل المحلي، من خلال مرونة طلب المستوردات بالنسبة لتغير الدخل، والتي تعتمد على مدى استجابة أسعار المستوردات لتغيرات الأسعار المحلية، وتغير سعر الصرف مضروباً بمرونة طلب المستوردات بالنسبة لتغير السعر، فإذا كان الطلب على المستوردات بالنسبة لتغير السعر مرناً، ولدينا $(p_{ft} + e_t - p_{dt}) > 0$ (انظر المعادلة رقم 1) فإن ذلك سيؤثر إيجاباً على المستوردات. ففي المدى القصير ستنخفض أسعار المستوردات مع ثبات كميات المستوردات، بالتالي فإن الأثر الصافي لشروط التبادل التجاري سيكون موجباً على قيمة المستوردات. لكن على المدى الطويل فإن انخفاض أسعار المستوردات سيؤدي إلى ارتفاع الكميات المستوردة (اعتماداً على مرونة طلب المستوردات بالنسبة لتغير السعر)، بالتالي ارتفاع معدل النمو في المستوردات. كما أن تدهور سعر صرف الدولة سيؤدي إلى زيادة قيمة المستوردات (بالاعتماد على مرونة طلب المستوردات بالنسبة لتغير السعر).

أما الصادرات فتعتمد على تغير الدخل العالمي مع مرونة طلب الصادرات بالنسبة لتغير الدخل. حيث أن زيادة الدخل العالمي ستؤدي إلى زيادة الطلب الخارجي على المنتجات المحلية (زيادة الصادرات)، من خلال مرونة طلب الصادرات بالنسبة لتغير الدخل، والتي تحدد زيادة الطلب الخارجي الناتج عن زيادة الدخل العالمي. إضافة إلى ذلك فإن الطلب الخارجي على الصادرات الوطنية مقيّد بأذواق المستهلك الخارجي، ومدى استجابة أسعار الصادرات لتغيرات الأسعار العالمية، وتغير سعر الصرف مضروباً بمرونة طلب الصادرات بالنسبة لتغير السعر. فإذا كان الطلب على الصادرات بالنسبة لتغير السعر مرناً، ولدينا

$(p_{dt} - e_t - p_{ft}) < 0$ (انظر المعادلة رقم 1) فإن ذلك سيؤثر سلباً على الصادرات. ففي المدى القصير ستنخفض أسعار الصادرات مع ثبات كميات الصادرات، بالتالي فإن الأثر الصافي لشروط التبادل التجاري سيكون سالباً على قيمة الصادرات. لكن على المدى الطويل فإن انخفاض أسعار الصادرات سيؤدي إلى ارتفاع الكميات المصدرة، (اعتماداً على مرونة طلب الصادرات بالنسبة لتغير السعر)، بالتالي ارتفاع معدل النمو في الصادرات. كما أن تحسن سعر صرف الدولة سيؤدي إلى زيادة قيمة الصادرات (بالاعتماد على مرونة طلب الصادرات بالنسبة لتغير السعر).

ويمكن توضيح نموذج النمو الاقتصادي المقيد بميزان المدفوعات من خلال معادلة Thirlwall and Hussian عام 1982

$$y_{Bt} = \frac{(E/R\,(\alpha+\beta))(p_{dt} - e_t - p_{ft}) + (p_{dt} - p_{ft} - e_t) + (E/R)\,(\epsilon(z_t)) + (C/R)(c_t - p_{dt})}{\pi} \quad (1)$$

حيث:

y_{Bt} معدل النمو الاقتصادي المقيد بميزان المدفوعات.

$(E/R\,(\alpha+\beta))(p_{dt} - e_t - p_{ft})$ أثر مستوى الأسعار النسبية على معدل النمو الاقتصادي المقيد بميزان المدفوعات.

$(p_{dt} - p_{ft} - e_t)$ أثر شروط التبادل التجاري.

$(E/R)\,(\epsilon(z_t))$ أثر التغير في معدل الدخل العالمي.

$(C/R)(c_t - p_{dt})$ أثر التغير في التدفقات الرأسمالية.

π مرونة طلب المستوردات بالنسبة لتغير الدخل.

p_{dt} أسعار الصادرات (الأسعار المحلية).

p_{ft} أسعار المستوردات (الأسعار الأجنبية).

e_t سعر الصرف (مقاس بسعر العملة المحلية مقابل العملة الأجنبية).

(E/R) نسبة مشاركة الصادرات بإجمالي الإيرادات. حيث E الصادرات و R إجمالي الإيرادات

(C/R) نسبة مشاركة التدفقات الرأسمالية بإجمالي الإيرادات. حيث C الصادرات و R إجمالي الإيرادات

c_t التدفقات الرأسمالية.

من المعادلة رقم (1) يعتمد معدل النمو الاقتصادي المقيد بميزان المدفوعات (Thrilwall and Hussain، 1982) على تغير كميات الصادرات والمستوردات، الناتجة عن تغير أسعار الصادرات والمستوردات. بالتالي فإن النمو الاقتصادي يتأثر بمرونة طلب الصادرات والمستوردات بالنسبة لتغير السعر، والتي تحدد حجم تغير كميات الصادرات والمستوردات، نتيجة تغير أسعارها. فإذا كانت مرونة طلب الصادرات والمستوردات بالنسبة لتغير السعر قليلة، فإن تدهور شروط التبادل التجاري سيؤدي إلى زيادة اختلال ميزان المدفوعات، الأمر الذي ينعكس سلباً على النمو الاقتصادي. إضافة إلى أن ارتفاع شروط التبادل التجاري سيؤدي إلى زيادة معدل النمو الاقتصادي، إذ أن تدهور شروط التبادل التجاري سيؤدي إلى أثر سلبي على ميزان المدفوعات، بالتالي على النمو الاقتصادي. في بعض الحالات يمكن تعويض أثر تدهور شروط التبادل التجاري من خلال التخفيض المستمر لقيمة العملة، إلا أن الاقتصاديات النامية لا تستطيع ذلك، لأن استقرار شروط التبادل التجاري يعتمد على اتفاقيات التجارة العالمية، التي من شأنها المحافظة على استقرار أسعار صادرات الدول النامية أمام أسعار مستورداتها.

كذلك فأن النمو الاقتصادي المقيد بميزان المدفوعات يتأثر بالناتج المحلي الإجمالي للدول الأخرى، إذ تظهر معالم التكامل الاقتصادي بين دول العالم واضحة، حيث أن معدل النمو الاقتصادي العالمي يؤثر في معدل النمو الاقتصادي المحلي، ويعتمد حجم التأثير على مرونة طلب الصادرات بالنسبة لتغير الدخل، التي تعتمد في جزء منها على أذواق المستهلكين في الخارج. كما أن لقدرة الدولة الاستيرادية أثر على النمو الاقتصادي المقيد بميزان المدفوعات، من خلال التأثير على مرونة طلب المستوردات بالنسبة لتغير لدخل، ففي حال ارتفاع مرونة طلب المستوردات بالنسبة لدخل سيؤدي ذلك إلى تراجع معدل النمو الاقتصادي.

ويمكن عرض الإطار النظري لنموذج Atesoglu Sonmez عام 1994، المستخدم في هذه الدراسة (والذي يُناسب اقتصاد دولة منفردة) كالتالي:

$$x = \varepsilon w + \mu(p - p_f) \quad and\ \varepsilon > 0، \mu < 0 \qquad (2)$$

$$m = \pi y + \gamma(p_f - p) \quad and\ \pi > 0، \gamma < 0 \qquad (3)$$

$$\alpha(p + x) + \beta c = p_f + m \qquad (4)$$

حيث:

x معدل نمو الصادرات.

w معدل نمو الدخل العالمي الحقيقي.

p معدل نمو الأسعار المحلية.

p_f معدل نمو الأسعار الأجنبية مقاساً بالعملة المحلية.

m معدل نمو المستوردات.

y معدل نمو الدخل الحقيقي.

c معدل نمو التدفقات الرأسمالية.

α قيمة الصادرات مقسومة على قيمة المستوردات.

β التدفقات الرأسمالية مقسومة على قيمة المستوردات.

ε مرونة الصادرات بالنسبة لتغير الدخل العالمي الحقيقي.

μ مرونة الصادرات بالنسبة لتغير الأسعار.

π مرونة المستوردات بالنسبة لتغير الدخل المحلي الحقيقي.

γ مرونة المستوردات بالنسبة لتغير الأسعار.

المعادلة رقم (2) تمثل دالة الطلب على الصادرات، المعادلة رقم (3) تمثل دالة الطلب على المستوردات، المعادلة رقم (4) تمثل شرط التوازن (عندما تتساوى الصادرات والتدفقات الرأسمالية مع المستوردات). (Atesoglu، 1994) . وبتعويض المعادلة رقم (2) والمعادلة رقم (3)، في المعادلة رقم (4)، وحل المعادلات بالنسبة للدخل الحقيقي ينتج لدينا معادلة النمو الاقتصادي المقيد بميزان المدفوعات:

$$y = 1/\pi\left[\alpha\varepsilon w + \beta(c - p) + \left((\alpha\mu + \gamma) + 1\right)(p - p_f)\right] \qquad (5)$$

وبإحلال الصادرات من المعادلة رقم (2)، بدلاً من نمو الدخل العالمي الحقيقي ينتج لدينا:

$$y = 1/\pi[\alpha x + \beta(c-p) + (1+\gamma)(p-p_f)] \quad (6)$$

حيث أن معدل نمو الدخل الحقيقي يحدد من خلال معدل نمو الصادرات x ومعدل النمو في التدفقات الرأسمالية $(c-p)$ ومعدل النمو في الأسعار النسبية $(p-p_f)$. من المعادلة رقم (6)، إذا كانت الأسعار النسبية ثابتة $p-p_f=0$، والصادرات تساوي المستوردات $\alpha=1$، ولا يوجد تدفقات رأسمالية $\beta=0$، فإن النمو الاقتصادي المقيد بميزان المدفوعات سيصبح مقيداً بالنمو في الصادرات مقسوماً على مرونة طلب المستوردات بالنسبة لتغير الدخل. وبالتالي تصبح المعادلة رقم (6) مطابقة لما توصل إليه هارود في المضاعف الديناميكي للتجارة الخارجية.(Atesoglu، 1994) .

لأغراض الاختبار التجريبي، تم افتراض أن المتغيرات الأخرى (من دون متغير الصادرات والتدفقات الرأسمالية والأسعار النسبية ثابتة، وافتراض أن المعاملات ثابتة)، وإدخال الحد الثابت θ_0 وإدخال حد الخطأ العشوائي u، لتكتب المعادلة رقم (6) كالتالي:

$$y = \theta_0 + \theta_1 x + \theta_2(c-p) + \theta_3(p-p_f) + u \quad (7)$$

حيث أن $\theta_1 = \alpha/\pi \, ، \theta_2 = \beta/\pi \, ، and \; \theta_3 = (1+\gamma)/\pi$

من المتوقع أن تكون مرونة الصادرات موجبة $\theta_1 < 0$، أما مرونة كل من التدفقات الرأسمالية والأسعار فمن الصعب التنبؤ بها، أي من الممكن أن تكون سالبة أو موجبة أو تساوي صفر $\theta_3 < 0$، θ_2، $\theta_3 > 0$، θ_2، $\theta_3 = 0$، θ_2.

الدراسات السابقة

تناولت الدراسات في هذا المجال اختبار نموذج النمو الاقتصادي المقيد بميزان المدفوعات لمجموعة من الدول ولدولة واحدة، إلا أن بحوث الدول العربية في هذا الموضوع شحيحة إن لم تكن معدومة. في هذه الدراسة تم استعراض عينة من الدراسات السابقة التي تناولت موضوع الدراسة لدول بشكل منفرد.

في دراسة Atesoglu)،(1993 قام الباحث باختبار فرضية النمو الاقتصادي المقيد بميزان المدفوعات، في الولايات المتحدة الأمريكية لفترتين: الأولى من عام 1955 إلى عام 1970، والفترة الثانية من عام 1975 إلى عام 1990، باستخدام نموذج المربعات الصغرى الاعتيادي وثنائي المراحل (Ordinary Least Squares (OLS)،(two stage least squares) . توصل الباحث إلى ملاءمة هذه الفرضية للنمو الاقتصادي طويل الأجل في الولايات المتحدة الأمريكية.

كما اختبر León-Ledesma)،(1999 فرضية النمو الاقتصادي المقيد بميزان المدفوعات، للاقتصاد الإسباني، باستخدام نموذج المربعات الصغرى ثنائي المراحل (two stage least squares)، للفترة 1965–1993. خرج الباحث إلى أن معدل النمو الاقتصادي المقيد بميزان المدفوعات مطابق لمعدل النمو الاقتصادي الفعلي في إسبانيا. بالمقابل قام Alonso)،(1999 ، باختبار فرضية النمو الاقتصادي المقيد بميزان المدفوعات للاقتصاد الإسباني للفترة 1960–1994، باستخدام نهج التكامل المشترك (Johansen co-integration test)، وتحليل نموذج متجه الانحدار الذاتي ((Vector autoregressive (VAR). خرجت الدراسة إلى وجود قيود طلب خارجي على النمو الاقتصادي في إسبانيا، إضافة إلى أن الأسعار النسبية تلعب دوراً ثانوياً في تعديل النمو الاقتصادي في إسبانيا.

أما في الصين، قام Yongbok)،(2009 ، باختبار النمو الاقتصادي المقيد بميزان المدفوعات لنمو الاقتصاد الصيني من عام 1979 إلى عام 2002، حيث قام الباحث باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL))، واختبار تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM)، واختبار الحدود (Bounds Testing). خلصت الدراسة إلى قبول فرضية النمو الاقتصادي المقيد، ووجود نمو اقتصادي موجه بالطلب في الاقتصاد الصيني. كما قام كل من Felipe et. al)،(2010 ، بدراسة النمو الاقتصادي المقيد بميزان المدفوعات لاقتصاد الباكستان للفترة 1980–2007، باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL)). خلص الباحثون إلى أن معدل النمو الاقتصادي الفعلي يفوق معدل النمو الاقتصادي المقيد، وأن الفرق بين المعدلين جاء من صافي التدفقات الرأسمالية الداخلة.

أما دراسة .Samimi et al)،(2011 ، فقد اختبرت فرضية النمو الاقتصادي المقيد بميزان المدفوعات، للاقتصاد الإيراني من عام 1951 إلى عام 2007 ، واستخدم الباحثون نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL))، واختبار الحدود (Bounds Testing). رفضت الدراسة فرضية النمو الاقتصادي المقيد في حالة الاقتصاد الإيراني.

وفي دراسة Grullón)،(2011 ، تم اختبار فرضية النمو الاقتصادي المقيد بميزان المدفوعات، لجمهورية الدومينيكان، للفترة 1960–2005، حيث قام الباحث بتقسيم الدراسة لفترتين: الفترة الأولى من عام 1960 إلى عام 1984، والفترة الثانية من عام 1985 إلى عام 2005، واستخدم الباحث الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL))، ونموذج تصحيح الخطأ ((Error Correction Mechanism (ECM) واختبار الحدود (Bounds Testing). توصل الباحث إلى أن قيد ميزان المدفوعات على الصناعة المحلية أكبر من قيد ميزان المدفوعات على الصناعة الخارجية، ويتم تحديد ذلك من خلال مرونة طلب المستوردات والصادرات بالنسبة لتغير الدخل.

تتميز هذه الدراسة عن الدراسات السابقة، بأنها تبحث في أثر الطلب العالمي على النمو الاقتصادي الأردني، حيث أن جُلّ الدراسات في مجال العلاقات الاقتصادية الدولية والنمو الاقتصادي في الأردن، ركزّت على جانب العرض في الاقتصاد الدولي وتأثيره على النشاط الاقتصادي، تناولت هذه الدراسة حالة الأردن بشكل منفرد.

التحليل القياسي

في هذا الجزء من الدراسة، تم استخدام أسلوب تحليل السلاسل الزمنية، للتعرف على العلاقات القياسية لمتغيرات نموذج الدراسة. حيث تم إجراء اختبار جذر الوحدة، ثم اختبار التكامل المشترك، ثم اختبار جرينجر للسببية، ثم تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM).

كما سبق في الإطار النظري فإن هذه الدراسة ستستخدم نموذج Sonmez Atesoglu عام 1994 للنمو الاقتصادي والذي يمكن إعادة كتابته كالتالي:

$$LRGDP = \alpha_0 + \beta_1 LEX + \beta_2 LCF + \beta_3 LRP + U \quad (8)$$

حيث:

$LRGDP$ الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، وسيعبر عنه باللوغاريثم الطبيعي للناتج المحلي الإجمالي بأسعار السوق الثابتة. (سنة الأساس 1994).

LEX الصادرات، وسيعبر عنها باللوغاريثم الطبيعي لقيمة الصادرات.

LCF التدفقات الرأسمالية، وسيعبر عنها باللوغاريثم الطبيعي للرقم القياسي لكمية المستوردات – اللوغاريثم الطبيعي للرقم القياسي لكمية الصادرات.

LRP الأسعار النسبية، وسيعبر عنها باللوغاريثم الطبيعي للرقم القياسي لسعر الصادرات – اللوغاريثم الطبيعي للرقم القياسي لسعر المستوردات.

α_0 الحد الثابت.

β_1، β_2، β_3 حد الميول.

U حد الخطأ.

بداية تم إجراء اختبار جذر الوحدة، إذ يعتبر اختبار جذر الوحدة من الاختبارات الأساسية في تحليل السلاسل الزمنية، ويهدف هذا الاختبار إلى فحص سكون السلسلة الزمنية عبر الزمن، واحتواها على جذر الوحدة. يعتبر هذا الاختبار البداية في تحليل السلاسل الزمنية، حيث أن الانحدار التقليدي لسلاسل زمنية تحتوي جذر وحدة سيؤدي إلى الحصول على نتائج غير صحيحة (الانحدار الزائف). (Granger and Newbold، 1974) .

من أشهر طرق هذا الاختبار اختبار ديكي– فولر الموسع Augmented Dickey Fuller test. حيث يتم مقارنة قيمة τ الجدولية بقيمة τ المحسوبة، فإذا كانت القيمة الجدولية أكبر من القيمة المحسوبة تعتبر السلسلة غير ساكنة. في هذه الحالة يجب أخذ الفروق للسلسلة الزمنية لحل مشكلة جذر الوحدة وتحويل السلسلة إلى حالة السكون. ثم يتم مقارنة قيمة τ الجدولية بقيمة τ المحسوبة بعد أخذ الفروق، فإذا كانت القيمة الجدولية أكبر من المحسوبة تعتبر السلسلة غير ساكنة ويتم أخذ فروق أخرى، وهكذا إلى أن تصبح قيمة τ الجدولية أقل من قيمتها المحسوبة، أي تصبح السلسلة ساكنة (Johansen، 1995) ، ويمكن توضح ذلك من خلال المعادلة التالية:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \sum_{1}^{K} \Psi \Delta y_{t-1} + u_t \qquad (9)$$

حيث: y_t المتغير التابع، y_{t-1} الابطاء الزمني، Ψ،α،β المعاملات، K عدد الابطاء الزمني، Δ التغير، u_t الخطأ العشوائي.

وعند إجراء اختبار جذر الوحدة على السلاسل الزمنية المستخدمة في نموذج الدراسة، باستخدام طريقة ديكي فولر الموسع تبين أن جميع السلاسل الزمنية غير ساكنة المستوى، وتصبح ساكنة بعد أخذ الفروق الأولى.

يُلاحظ من الجدول رقم (1) أن جميع السلاسل الزمنية غير ساكنة المستوى عند مستوى معنوية إحصائية أقل من 5%، حيث سجلت القيمة المطلقة المحسوبة للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والصادرات والتدفقات الرأسمالية والأسعار النسبية، قيمة أقل من القيمة الحرجة المطلقة لقيمة MacKinnon (1990)، عند مستوى معنوية إحصائية أقل من 5%. عليه، يتم قبول الفرض الصفري القائل بوجود جذر أحادي.

بعد أخذ الفروق الأولى تصبح جميع السلاسل الزمنية ساكنة عند مستوى معنوية إحصائية أقل من 5%، حيث أن القيمة المطلقة المحسوبة للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والصادرات والتدفقات الرأسمالية والأسعار النسبية، أكبر من القيمة الحرجة المطلقة لقيمة MacKinnon (1990)، عند مستوى معنوية إحصائية أقل من 5%. ذلك يعني رفض الفرض الصفري القائل بوجود جذر أحادي. وتالياً نتائج اختبار جذر الوحدة للسلاسل الزمنية المستخدمة في نموذج الدراسة القياسي:

جدول (1) *نتائج اختبار جذر الوحدة (ديكي- فولر) الموسع (ADF)*

Variable	At level Constant			At first differences Constant		
	ADF	Prob	the decision	ADF	Prob	the decision
LRGDP	-1.908438	0.3252	non-stationary	-3.552737	0.0116	stationary
LEX	-2.280811	0.1829	non-stationary	-5.806842	0.0000	stationary
LCF	-2.095295	0.2476	non-stationary	-6.029084	0.0000	stationary
LRP	-1.196442	0.6667	non-stationary	-6.553793	0.0000	stationary
Variable	**Linear Trend،At level Constant**			**Linear Trend،At first differences Constant**		
	ADF	Prob	the decision	ADF	Prob	the decision
LRGDP	-3.161968	0.1070	non-stationary	-3.605741	0.0423	stationary
LEX	-1.800608	0.6857	non-stationary	-6.287321	0.0000	stationary
LCF	-2.720841	0.2343	non-stationary	-6.024467	0.0001	stationary
LRP	-2.302100	0.4232	non-stationary	-5.791822	0.0001	stationary
Variable	**At level None**			**At first differences None**		
	ADF	Prob	the decision	ADF	Prob	the decision
LRGDP	2.173587	0.9918	non-stationary	-2.577180	0.0113	stationary
LEX	3.672934	0.9999	non-stationary	-4.315184	0.0001	stationary
LCF	-1.760670	0.0744	non-stationary	-5.931722	0.0000	stationary
LRP	-0.869380	0.3332	non-stationary	-6.520092	0.0000	stationary

بعد ذلك تم إجراء اختبار التكامل المشترك لجوهانسون Johansen Co-integration test. يتم إجراء اختبار التكامل المشترك، للتأكد من وجود متجه تكامل مشترك بين السلاسل الزمنية، أي وجود تناغم وتوازن على المدى الطويل بين السلاسل الزمنية، وأنها تسير بطريقة عشوائية في المدى الطويل عبر الزمن (Johansen،1995) . ويمكن توضح ذلك من خلال المعادلة التالية:

$$Y_t = c + \sum \pi i Y_{t-i} + E_t \qquad (10)$$

وذلك من أجل اختبار الفرض الصفري القائل بعدم وجود تكامل مشترك طويل الأجل، ثم اختبار وجود تكامل مشترك بمتجه واحد على الأكثر، ثم اختبار وجود متجهي تكامل مشترك على الأكثر، ثم اختبار وجود ثلاثة متجهات تكامل مشترك على الأكثر، ثم اختبار وجود أربعة متجهات تكامل مشترك على الأكثر، ..... الخ، وحسب عدد المتغيرات.

حيث يتم مقارنة القيمة المحسوبة والقيمة الحرجة فإذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة يوجد علاقة تكامل مشترك. عليه يمكن القول أن السلاسل الزمنية متكاملة على المدى الطويل، ويوجد علاقة توازنية مستقرة بين السلاسل الزمنية على المدى الطويل.

يُلاحظ من الجدول رقم (2) وجود تكامل مشترك بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، والصادرات والتدفقات الرأسمالية والأسعار النسبية. حيث بلغت القيمة المحسوبة 55.45 وهي أكبر من القيمة الحرجة والبالغة 47.85، بالتالي تم قبول الفرض البديل القائل بوجود متجه تكامل مشترك على الأقل بين السلاسل الزمنية، بناءً على نتائج اختبار الأثر (Trace test) للتكامل المشترك. يعني ذلك وجود علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والصادرات والتدفقات الرأسمالية والأسعار النسبية.

جدول (2) *نتائج اختبار جوهانسون لتكامل المشترك (اختبار الأثر) (Trace test)*

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value 0.05	Prob
None *	0.482863	55.45471	47.85613	0.0082
At most 1	0.329161	29.73629	29.79707	0.0508
At most 2	0.237785	14.16648	15.49471	0.0785
At most 3	0.087636	3.576924	3.841466	0.0586

ومن خلال اختبار التكامل المشترك يمكن كتابة معادلة التكامل المشترك كما يلي:

$$LRGDP = 0.383297 * LX + 0.628275 * LCF - 0.723646 * LRP \quad (11)$$

بعد التأكد من وجود تكامل مشترك بين السلاسل الزمنية المستخدمة في نموذج الدراسة، وبناءً على Granger عام 1987، يتم إجراء اختبار سببية جرينجر Granger Causality لفحص العلاقة السببية بين السلاسل الزمنية وتحديد اتجاهها. ويوجد للسببية ثلاث حالات هي، اتجاه السببية الأحادي بين سلسلتين، أي أن التغير في سلسلة يسبب تغير في سلسلة أخرى. واتجاه المتبادلة بين السلسلتين، أي أن التغير في السلسلة الأولى يسبب تغير في السلسلة الثانية، والتغير في السلسلة الثانية يسبب التغير في السلسلة الأولى. وإمكانية الاستقلالية بين السلسلتين أي أن التغير في سلسلة لا يسبب تغير في سلسلة أخرى. ويتم قبول الفرض الصفري القائل بعدم وجود علاقة سببية أذا كان مستوى دلالة F المحسوبة أكبر من 5%. (Shan and Wilson، 2001). ويكمن توضح ذلك كما يلي:

$$F = \frac{(RSS_r - RSS_{ur})/q}{RSS_{ur}/(n-m)} \quad (12)$$

حيث: RSS مجموع مربعات بواقي الانحدار، r الانحدار المقيد، ur الانحدار غير المقيد، q عدد القيود، n عدد المشاهدات، m عدد المعلمات في النموذج الكامل. ويتم تحديد وجود علاقة سببية بين المتغيرين إذا كانت مستوى الدلالة عند قيمة F-Statistic أقل من 5%.

تشير نتائج اختبار سببية جرينجر إلى وجود علاقة سببية باتجاه أحادي من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي إلى التدفقات الرأسمالية، وعلاقة سببية أحادية الاتجاه من الصادرات إلى التدفقات الرأسمالية، عند مستوى معنوية إحصائية أقل من 5%. إذ بلغت قيمة F لاختبار الفرض الصفري القائل بأن الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي لا يسبب التدفقات الرأسمالية 3.59 وبلغت قيمة المعنوية الإحصائية لهذا الفرض 0.03، بالتالي تم رفض الفرض الصفري وقبول الفرض البديل، القائل بأن التغير في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي يسبب التغير في التدفقات الرأسمالية، كذلك الأمر بالنسبة للفرض الصفري القائل بأن الناتج

المحلي الإجمالي الحقيقي لا يسبب الصادرات، حيث بلغت قيمة F لهذا الفرض 6.29 بمعنوية إحصائية بلغت 0.00، أما باقي الفروض تم قبول الفرض الصفري لها، أي لا يوجد علاقة سببية بينها.

جدول (3) *نتائج اختبار سببية جرينجر*

Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob	Result
LX→LRGDP	1.81887	0.1776	Do not accept
LRGDP →LEX	0.40975	0.6671	Do not accept
LCF→ LRGDP	0.17031	0.8441	Do not accept
LRGDP →LCF	3.59544	0.0383	Accept causal relationship
LRP→ LRGDP	0.85033	0.4362	Do not accept
LRGDP →LRP	2.16539	0.1303	Do not accept
LCF→LEX	0.26443	0.7692	Do not accept
LX →LCF	6.29702	0.0047	Accept causal relationship
LRP →LEX	0.52077	0.5987	Do not accept
LEX→ LRP	1.69544	0.1987	Do not accept
LRP→ LCF	0.03324	0.9673	Do not accept
LCF →LRP	0.80426	0.4558	Do not accept

بعد التأكد من أن السلاسل الزمنية متكاملة بمتجه وحيد، تم استخدام نموذج متجه تصحيح الخطأ، للتعرف على تكيّف سلوك السلاسل الزمنية في الأجل القصير مع سلوكها في الأجل الطويل، وحسب Granger عام 1987 يتم إجراء تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM) بعد التحقق من أن السلاسل الزمنية متكاملة. أي يجب أن يوجد تكامل مشترك بين السلاسل الزمنية. بعد أن أشارت نتائج اختبار التكامل المشترك إلى وجود تكامل مشترك بمتجه تكامل على الأقل، وذلك من خلال اختبار الأثر لجوهانسون، تم إجراء تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM)، ويُلاحظ من الجدول رقم (4) أن النموذج معنوي إحصائياً، حيث بلغت قيمة (F-statistic Prob=0.009822) عند مستوى معنوية إحصائية أقل من 1%، أي أن متغيرات النموذج المستقلة (الصادرات والتدفقات الرأسمالية والأسعار النسبية) مجتمعة لها تأثير في المتغير التابع (الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي). كما تشير النتائج إلى أن النموذج يخلو من الارتباط الذاتي بدليل أن قيمة دوربن واطسون (Durbin-Watson) تبلغ 1.93 وهي قريبة من 2.

كما تشير قيمة معامل التحديد المعدل Adj. R-squared إلى أن المتغيرات المستقلة تفسر 34.12% من تغيرات المتغير التابع. وأظهرت نتائج الاختبار أن معامل تصحيح الخطأ معنوي إحصائياً، والذي يقيس سرعة التكيف بين الأجل الطويل والأجل القصير، من خلال تصويب انحرافات المدى القصير عن توازن المدى الطويل، وذلك من خلال قيمة معامل حد تصحيح الخطأ ECT، أي أن اختلال توازن الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي طويل الأجل يصحح 33.37% كل فترة (سنة).

جدول (4) *نتائج تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM)*

Variable	Coefficients	Std. Error	t-statistics
LEX(-1)	-0.369009	(0.02644)	[-13.9587]
LCF(-1)	-0.481821	(0.12605)	[-3.82235]
LRP(-1)	0.744700	(0.12580)	[5.91966]
C	-6.053998		
ECT	-0.333792	(0.10751)	[-3.10465]
D(LRGDP(-1))	0.298490	(0.17831)	[1.67397]
D(LEX(-1))	-0.091823	(0.05664)	[-1.62107]
D(LCF(-1))	-0.114830	(0.08425)	[-1.36299]
D(LRP(-1))	0.138659	(0.10151)	[1.36599]
D(LRGDP(-2))	0.118091	(0.17045)	[0.69283]
D(LEX(-2))	0.003730	(0.07433)	[0.05019]
D(LCF(-2))	-0.038081	(0.08613)	[-0.44215]
D(LRP(-2))	0.088010	(0.09650)	[0.91198]
C	0.033975	(0.01398)	[2.42947]
R-squared	0.501489	Log likelihood	73.12303
Adj. R-squared	0.341253	Akaike AIC	-3.322265
Sum sq. resids	0.047412	Schwarz SC	-2.891321
S.E. equation	0.041150	Mean dependent	0.045096
F-statistic	3.129695	S.D. dependent	0.050700
Prob(F-statistic)	0.009822	Durbin-Watson stat	1.931776

يكمن كتابة معادلة العلاقة طويلة الأجل كما يلي:

$$LRGDP = 6.05 + 0.36 * LEX(-1) + 0.48 * LCF(-1) - 0.74 * LRP(-1) - 0.33 * ECT \quad (13)$$

تبين المعادلة أعلاه العلاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، حيث أن كل من الصادرات والتدفقات الرأسمالية والأسعار النسبية لها تأثير معنوي على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، يعني ذلك أن ارتفاع الصادرات بنسبة 1% سيؤدي إلى ارتفاع الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بالنسبة 0.36% في المدى الطويل، وتتوافق هذه النتيجة مع النظرية الاقتصادية بوجود علاقة طردية بين الصادرات والناتج المحلي الإجمالي الحقيق، فزيادة الطلب على الصادرات يؤدي إلى زيادة الإنتاج، كما أن زيادة الطلب على الصادرات يؤدي إلى زيادة العمالة فالطلب الكلي فالإنتاج المحلي. وتنسجم هذه النتيجة مع النتيجة التي توصلت إليها دراسة Atesoglu (1993)، ودراسة León-Ledesma (1999)، ودراسة Alonso (1999)، ودراسة Yongbok (2009)، وتختلف هذه النتيجة مع نتيجة دراسة Samimi et al (2011).

أما في حال ارتفاع التدفقات الرأسمالية بنسبة 1% سيؤدي ذلك إلى ارتفاع الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بالنسبة 0.48% في المدى الطويل، وحسب النظرية الاقتصادية فإن العلاقة بين التدفقات الرأسمالية والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي طردية، حيث أن زيادة التدفقات الرأسمالية يؤدي إلى زيادة الاستثمار بالتالي زيادة الإنتاج. تتفق هذه النتيجة مع نتيجة دراسة Atesoglu

(1993)، ودراسة Felipe et. al (2010)، ودراسة León-Ledesma (1999) وتختلف هذه النتيجة مع النتيجة التي توصلت إليها دراسة Alonso (1999) ودراسة Samimi et al (2011).

أما ارتفاع الأسعار النسبية بنسبة 1% سيؤدي إلى انخفاض الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بالنسبة 0.74% في المدى الطويل، حيث تشير النظرية الاقتصادية إلى وجود علاقة عكسية بين الأسعار والكمية المطلوبة ففي حال زيادة الأسعار النسبية يؤدي ذلك إلى تراجع الإنتاج. تنسجم هذه النتيجة مع النتيجة التي توصلت إليها دراسة Alonso (1999)، وكذلك مع نتيجة دراسة Grullón،(2011) ، ولا تتوافق هذه النتيجة مع النتيجة التي توصلت إليها دراسة Samimi et al (2011).

كما يُلاحظ في المدى القصير أن كل من الإبطاء الأول والثاني للصادرات والتدفقات الرأسمالية والأسعار النسبية لم يكن له تأثير معنوي على الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي. حيث أن هذه المتغيرات تحتاج لفترة زمنية للتأثير على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

وعليه يمكن استنتاج أن جميع السلاسل الزمنية ساكنة بعد أخذ الفرق الأول. بالتالي تم الانتقال إلى اختبار التكامل المشترك، ومن اختبار التكامل المشترك تبين وجود متجه تكامل مشترك على الأقل بناءً على اختبار الأثر لجوهانسون. بالتالي تم الانتقال إلى تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ، والذي توصل إلى أن لكل من الصادرات والتدفقات الرأسمالية تأثيراً معنوياً إحصائياً **(**بعلاقة طردية**)** على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، أما الأسعار النسبية فكان لها تأثيراً معنوياً إحصائياً **(**بعلاقة عكسية**)** على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، وأن التوازن طويل الأجل للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي يحتاج إلى ثلاث سنوات. وتم إجراء اختبار سببية جرينجر وتبين وجود علاقتين سببيتين أحاديتي الاتجاه.

النتائج والتوصيات

توصلت الدراسة ومن تقدير العلاقة بين متغيرات النموذج القياسي واختبار الفرضيات إلى:

1. سكون سلسلة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، وكل من **(**الصادرات والتدفقات الرأسمالية والأسعار النسبية**)** في الفرق الأول.
2. تعتبر الصادرات مصدراً مهماً من مصادر النمو الاقتصادي في الأردن في المدى الطويل، حيث أظهرت نتائج الاختبار القياسي وجود علاقة طردية معنوية إحصائياً طويلة الأجل بين الصادرات والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي أي أن انخفاض الصادرات يؤدي إلى تقيّد النمو الاقتصادي. تتفق هذه النتيجة مع الإطار النظري للنموذج المستخدم في الدراسة والذي توقع مرونة موجبة للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بالنسبة لتغير الصادرات، وتنسجم هذه النتيجة مع النتيجة التطبيقية التي توصلت إليها دراسة Atesoglu Sonmez عام 1994.
3. تعتبر التدفقات الرأسمالية مصدراً مهماً من مصادر النمو الاقتصادي في الأردن في المدى الطويل، حيث أظهرت نتائج الاختبار القياسي وجود علاقة طردية معنوية إحصائياً طويلة الأجل بين التدفقات الرأسمالية والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي أي أن انخفاض التدفقات الرأسمالية يؤدي إلى تقيّد النمو الاقتصادي. تنسجم هذه النتيجة مع الإطار النظري للنموذج المستخدم في الدراسة والتي مفادها عدم القدرة على التنبؤ بمرونة الناتج المحلي الإجمالي بالنسبة لتغير التدفقات الرأسمالية، إلا أنها تختلف مع النتيجة التطبيقية التي توصلت إليها دراسة Atesoglu Sonmez عام 1994 حيث

توصلت دراسة Atesoglu إلى أن مرونة الناتج المحلي الإجمالي الحقيق بالنسبة لتغير التدفقات الرأسمالية غير معنوية وذات المرونة المنخفضة جداً.

4. تعتبر الأسعار النسبية مقيداً لنمو الاقتصاد الأردني على المدى الطويل، حيث أظهرت نتائج الاختبار القياسي وجود علاقة عكسية ذات دلالة إحصائية بين الأسعار النسبية والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي. تتفق هذه النتيجة مع الإطار النظري للنموذج المستخدم في الدراسة التي أفادت بعدم القدرة على التنبؤ بمرونة الناتج المحلي الإجمالي بالنسبة لتغير الأسعار النسبية وتتفق هذه النتيجة مع النتيجة التطبيقية التي توصلت إليها دراسة Atesoglu Sonmez عام 1994.

بناءً على النتائج توصي الدراسة:

1. بناءً على العلاقة الطردية طويلة الأجل بين (كل من التدفقات الرأسمالية والصادرات) والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، توصي الدراسة صانع السياسة الاقتصادية تطوير الصادرات المحلية من خلال تحسين نوعية الإنتاج، وتخفيض تكلفة الإنتاج وتقديم إعفاء جمركي إلى الصادرات، واتباع سياسية تسويقية فعّالة، وإبرام اتفاقيات تجارة حرة فعّالة تدعم الصادرات. كما توصي الدراسة صانع السياسة الاقتصادية في مجال الاستثمار الخارجي والعلاقات الاقتصادية الدولية زيادة التدفقات الرأسمالية الموجهة إلى مجال الاستثمار المنتج، لدعم النمو الاقتصادي طويل الأجل.
2. بناءً على العلاقة العكسية طويلة الأجل بين الأسعار النسبية والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، توصي الدراسة صانع السياسة الاقتصادية بزيادة تنافسية أسعار الصادرات وتخفيض أسعار الصادرات في الأسواق العالمية على المدى الطويل، للحد من قيد الأسعار النسبية (للتجارة الخارجية) على النمو الاقتصادي طويل الأجل.
3. توصي الدراسة القيام بمزيد من الأبحاث حول موضوع أثر الطلب الخارجي على النمو الاقتصادي، حيث أن جُلّ الدراسات تناولت جانب العرض الخارجي وأثره على النمو الاقتصادي في الأردن.

المصادر والمراجع

أولاً: المراجع العربية:

البنك المركزي الأردني. النشرة الإحصائية الشهرية، عدة أعداد، عمان.

ثانياً: المراجع الأجنبية:

Alonso، A. (1999). Growth and the external constraint: lessons from the Spanish case. Applied Economics، 31(2)، 245-253.

Atesoglu، S. (1993). Balance-of payments-constrained growth: Evidence from the United States. Journal of Post Keynesian Economics،15(4)، 507–514.

Atesoglu، S. (1994). Exports، capital flows، relative prices، and economic growth in Canada. Journal of Post Keynesian Economics، 16(2)، 289-297.

Engle، R. F.، & Granger، C. W. J.، (1987). Co-integration and Error Correction: Representation، Estimation and Testing. Econometrica،55(2)، 251-276.

Felipe، J.، McCombie، J.، & Naqvi، K. (2010). Is Pakistan's growth rate balance-of payments constrained? Policies and implications for development and growth. Oxford Development Studies، 38(4)، 477-496.

Granger، C.، & Newbold، P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. Journal of Econometrics، 2(2)، 111-120.

Grullón، S. (2011). The balance of payments constraint as an explanation of growth rate differences in the Dominican Republic. European Journal of Social Sciences، 25(3)، 386-394.

Johansen، S. (1995). Likelihood-Based Inference in Co Integrated Vector Autoregressive Model. Oxford University Press، New York.

León-Ledesma، M. (1999). An application of Thirlwall's law to the Spanish economy. Journal of Post Keynesian Economics، 21(3)، 431-439.

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

Samimi، A.، Nouri، R.، & Hosseinzadeh، R. (2011). Foreign trade and economic growth: Evidence of Thirlwall's Law in Iran. Journal of Social and Development Sciences، 2(2)، 81-88.

Shan، J.، & Wilson، K. (2001). Gusality Between Trade and Tourism: Empirical Evidence Form China، Applied Economics Letters، 8(4)، 279-283.

Thirlwall، A. P. (2006). Growth and Development with Special Reference to Developing Economies. (8th ed.). London: Palgrave Macmillan.

Thirwall، A.، & Nureldin، H. (1982). The Balance of Payments Constraint، Capital Flows and Growth Rate Differences Between Developing Countries. Oxford Economic Papers، 34(3)، 498-510.

Yongbok، J. (2009). Balance of payments constrained growth: The Case of China 1979-2002.International review of Applied Economics، 23(2)، 135-146.