

العلاقة بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي في قانون فاقر : شواهد دولية

حمد بن محمد آل الشيخ

أستاذ مساعد ، قسم الاقتصاد ، كلية العلوم الإدارية

جامعة الملك سعود

(قدم للنشر في ٢٣/٢/١٤٢١هـ ؛ وقبل في ١٩/٨/١٤٢١هـ)

ملخص البحث . يدرس هذا البحث حقيقة وجود علاقة قانون فاقر Wagner Law باستخدام نماذج التكامل المشترك واختبارات السببية ؛ العينة الإحصائية المستخدمة في البحث تشمل إحصاءات دولية لسبعة وعشرين دولة متفاوتة في مراحل تنميتها الاقتصادية ، هي : قبرص و مصر و اليونان و الهند و إندونيسيا و إيران و الأردن و مالطا و ماليزيا و المغرب و نيجيريا و عمان و باكستان و الفلبين و البرتغال و المملكة العربية السعودية و سنغافورا و أسبانيا و جنوب أفريقيا و سيرلانكا و سوريا و تايلند و تونس و تركيا و المملكة المتحدة و الولايات المتحدة الأمريكية و وفنزويلا. و تشير نتائج البحث إلى ضعف أدلة وجود علاقة سببية باتجاه واحد ، بينما توجد أدلة أقوى تدل على وجود علاقة سببية متبادلة أي ثنائية الاتجاه بين مستوى الإنفاق الحكومي وإجمالي الناتج المحلي الفردي. توضح الدراسة أيضا عدم دقة الاعتماد على اختبار واحد للتكامل المشترك وعلى اختبار السببية الأحادية. و توضح نتائج البحث أن وجود العلاقة السببية الثنائية بين مستوى الإنفاق الحكومي وإجمالي الناتج المحلي الفردي في اتجاهين يدعم التواجد الثنائي (المشترك) لعلاقة قانون فاقر Wagner Law مع علاقة التوجه الاقتصادي الكلي الكينزي Keynesian Macroeconomic Approach وهو ما يتناسب أيضا مع إسقاطات التكامل المشترك.

المقدمة

يعود " قانون فاقرن " "Wagner Law" المعروف في أدبيات المالية العامة في علم الاقتصاد إلى الملاحظة المعروفة التي قدمها الاقتصادي الألماني Adolph Wagner أدولف فاقرن [١٦: ٢٤ ص ٥٩-٦٨] في عام (١٨٩٣) والتي تحدد أن حجم القطاع العام في اقتصاد ما ينمو مع نمو الدخل ، وإن هذه العلاقة ضمناً ناتجة من النمو الاقتصادي الذي يؤدي إلى تغيرات هيكلية كبيرة في العلاقات الاقتصادية والاجتماعية للمجتمع ، وإلى نمو في الطلب الكلي الذي يقوم بتلبية جزء منه القطاع العام ، وهو ما يؤدي إلى نمو القطاع الحكومي في الاقتصاد . وحسب رأي فاقرن فإن نمو القطاع العام يعود إلى عدة أسباب هي :

أولاً: أن الطلب على السلع العامة ينمو مع ارتفاع معدلات التحضر (الزيادة السكانية في المدن) والتصنيع ، وأن ارتفاع معدلات التحضر سيؤدي إلى ارتفاع الطلب على البنية الأساسية الاجتماعية ، وأن نمو التصنيع في المجتمع سيؤدي إلى إيجاد ونمو علاقات تعاقدية أكثر تطوراً توجب مراقبة وإدارة أكبر من الدولة ومن ثم إلى توسع في القطاع العام .

ثانياً: أنه كلما زاد الدخل في الاقتصاد كلما ارتفع الطلب على السلع ذات المرونة الدخلية المرتفعة كالتعليم والسلع والخدمات الثقافية التي تؤدي إلى ارتفاع الإنفاق الحكومي .

ثالثاً: أن تمويل المشروعات ذات الأهداف التنموية بعيدة المدى مع ما يصاحبها من تغيرات تقنية ستؤدي إلى ضغوط على الدولة لتدخل أكبر في الاقتصاد مما يترتب عليه آثار مالية على الميزانية .

أحد التداخلات النظرية لقانون فاقرن الذي تم استنتاجه من نظرية الاختيار العام Public Choice Theory ويتطبق أسلوب علاقة الأصيل بالوكيل Principal-Agent Relationship المعروف في نظرية الألعاب على الدور العام للدولة . في رأي كل من ميلترز وريتشاردز [٣] ، ص ٩١٤-٩٢٧ [٩٢٧] وبيرسون وتابليني [٤] ، أن نمو سلاسل الأسواق المركزية وفروع المجموعات التجارية المتخصصة (الفرانشايز) ونمو الإنتاجية يزيد من نمو القطاع العام ، وأنه مع اتساع مجال أعمال المجموعات التجارية ليغطي فئات الدخل المنخفضة من المجتمع ، فإن هذا سيخفض قدرة هذه المجموعات التجارية على الضغط على سياسات الأجهزة في القطاع العام لإعادة توزيع الدخل . حيث يقترح هذا الطرح أن

مستوى المطالبة والضغط بتغيير السياسات العامة للدولة يرتفع مع ارتفاع معدلات النمو الاقتصادي. ولكن ، عندما تبدأ معدلات ارتفاع الإنتاجية بتخفيض الفروق الداخلية بين فئات المجتمع. يشير ذلك إلى أن مصلحة البيروقراطيين هي في تعظيم منفعتهم ، وهو ما يتحقق عن طريق حجم أكبر للقطاع العام ، ومستوى عالٍ من الإنفاق الحكومي ، كما أشار لذلك نيسكانن [٥].

لقد كتب خلال العقود السابقة العديد من البحوث التي حاولت دراسة صحة قانون فاقنر غير أن نتائج هذه البحوث غير متطابقة ، وهو ما سنحاول إيجازه لاحقاً . فبينما ترى بعض الدراسات صحة قانون فاقنر تشكك دراسات أخرى في صحة هذا القانون ، ولعل أهم مصادر هذا الاختلاف في النتائج نابع من عدم وضوح العلاقة الرياضية التي يربطها القانون مما أدى إلى استخدام علاقات (دوال) رياضية مختلفة لاختبار صحة هذا القانون. كذلك كان اختلاف منهجية اختبارات السببية لقرينجر Granger-Causality المطبقة في هذه الدراسات مصدراً لتباين نتائج هذه الدراسات. إحدى العلاقات الدالية التي يبدو أنها الأكثر استخداماً في هذه الدراسات هي ربط مقياس معدل الإنفاق الحكومي الحقيقي إلى الدخل الحقيقي الفردي ويتم أحياناً استخدام إجمالي الناتج المحلي الحقيقي الفردي GDP/PerCapita كبديل تقريبي للدخل الحقيقي الفردي .

الدراسات الأكثر حداثة مثل تلك التي قام بها هنريكسون [٦ ، ص ص ٤٠٦-٤١٥] و مورثي [٧ ، ص ص ٩٢-٩٦ ؛ ٨ ، ص ص ٧٧-٨٥] ولسن [٩ ، ص ص ٢٦٧-٢٧٧] وأشورث [١٠ ، ص ص ٢٨٢-٢٨٦] وهايو [١١ ، ص ص ٢٨٧-٢٩٤] وأنصاري وآخرون [١٢ ، ص ص ٥٤٣-٥٥٠] وأنور وآخرون [١٣ ، ص ص ١٦٦-١٨٤] وبوهال [١٤ ، ص ص ١٨٥-٢٠٠] وبابين وإيونيج [١٥ ، ص ص ٢٥٨-٢٧٤] وشلييتسوس وكوليس [١٦ ، ص ص ٣٧١-٣٧٧] وأوكسلي [١٧ ، ص ص ٢٨٦-٢٨٩] وعبد الرحمن ويرى [١٨ ، ص ص ١٤١-١٥٨] وعسيري وآخرون [١٩ ، ص ص ٣٩-٤٤]، تحدد المتغيرين الداخليين في معادلة اختبار قانون فاقنر وأنهما متغيران غير مستقرين أو غير ساكنين non-stationary وأنهما متكاملان Integrated . وعليه ، يجب أن يُختبراً الخاصية التكامل المشترك.

يسهم هذا البحث باختبار صحة وجود قانون فاقنر في سبع وعشرين دولة مرت بمستويات مختلفة من التنمية الاقتصادية وذات بنى وهياكل اقتصادية متفاوتة ، هي : قبرص

ومصر و اليونان و الهند و إندونيسيا و إيران و الأردن و مالطا و ماليزيا و المغرب و نيجيريا و عمان و باكستان و الفلبين و البرتغال و المملكة العربية السعودية و سنغافورا و أسبانيا و جنوب أفريقيا و سيرلانكا و سوريا و تايلند و تونس و تركيا و المملكة المتحدة (بريطانيا) و الولايات المتحدة الأمريكية (أمريكا) و فنزويلا.

يقترح هذا البحث من خلال نتائجه أن الاعتماد على اختبار واحد للتكامل المشترك في المرحلة الأولى بطريقة إنجل وقرينجر (Engle and Granger (1987) [٢٠١، ص ٢٥١-٢٧٦] يمكن أن يؤدي في المرحلة الثانية إلى استقراء غير صحيح عن سببية قرانجر Granger-Causality. وعليه نقسم هذا البحث إلى ثلاثة أقسام أخرى، حيث يتم وصف البيانات والمنهجية المستخدمة في هذه الدراسة في القسم الثاني، بينما يغطي القسم الثالث من البحث مناقشة نتائج الدراسة، وتقدم نتائج الدراسة في القسم الرابع من البحث.

البيانات والمنهجية

استخدم ماسقريف [٢١] معادلة المشاركة لقانون فاقتر، حيث استخدم نصيب الإنفاق الحكومي الحقيقي في إجمالي الناتج المحلي كدالة في إجمالي الناتج المحلي الحقيقي كما يلي :

$$(١) \quad \lg y_t = a_0 + a_1 \lg y_t + \bar{e}_t$$

حيث تعرف المتغيرات كما يلي :

gy_t : الإنفاق الحكومي الحقيقي / إجمالي الناتج الحقيقي أو إجمالي الناتج المحلي الحقيقي.

yp_t : إجمالي الناتج الحقيقي أو إجمالي الناتج المحلي الحقيقي / عدد السكان.

l : اللوغارتم الطبيعي.

ويفترض في هذه الصياغة للعلاقة أن a_1 ، تمثل نسبة المرونة الدخلية وهي موجبة ويفترض أن تكون معنوية إحصائياً. ومع وجود معادلات أخرى لتوضيح علاقة قانون فاقتر، كما يتضح من كتابات بيكوك و ويزمان [٢٢] وقوهمان [٢٣ ص ٣٥٩-٣٦٤] و بربور [٢٤] فإن المعادلة رقم (١) تعتبر الأكثر استخداماً في الدراسات المذكورة في المقدمة. كذلك يقترح

ميشاس [٢٥]، ص ص ٧٧-٨٥] هذه العلاقة نفسها بالإضافة إلى اقتراحه ليكون قانون فافتنر صحيحا فلا بد من وجود سببية في اتجاه واحد من الدخل إلى الإنفاق الحكومي . كذلك ليكون هناك سببية في الاتجاه المعاكس أي من نصيب الإنفاق الحكومي في الدخل إلى الدخل الحقيقي الفردي، الذي يتوافق مع إسقاط التوجه الكينزي لسياسات الاقتصاد الكلي، كما ورد في كتابات شاي وسينق [٢٦]، ص ص ٣٥٩-٣٩٢] وسينق وشاي [٢٧]، ص ص ٦٣٠-٦٤٤] ورام [٢٨]، ص ص ٣٩٣-٤١٤] حيث تم استخدام المعادلة التالية:

$$(٢) \quad \lg y_t = b_0 + b_1 \lg y_{t-1} + \hat{u}_t$$

حيث تعرف المتغيرات في المعادلة رقم (٢) كما سبق في معادلة رقم (١) وتعتبر المعادلتان رقم (١) و رقم (٢) معادلتين انحدار متكامل ، حيث إنه إذا كان كلا المتغيرين غير ساكنين (غير مستقرين) أي متكاملين Integrated من الدرجة الأولى ، التي يعبر عنها بـ I(1) ، ومتساويي التكامل Cointegrated فإن الحد العشوائي المقدر \hat{e}_t ، و \hat{u}_t سيكونان متكاملين من الدرجة صفر، أي أنها I(0). أحد الأخطاء في قياس النموذج قد يكون ناتجا من الخطأ في الصيغة الرياضية للنموذج المقدر Misspecification الذي قد يحدث إذا كان المتغيران لا يتبعان نفس درجة التكامل ، وهو ما سيؤثر على النتائج .

حالة أخرى قد تؤثر على النتائج بشكل أكبر تحدث عندما يكون المتغير $\lg y$ ساكنا أو مستقرا حول الاتجاه العام ، وحيث إن المتغير من الدرجة I(0) يمكن تفسيره بالمتغير من I(1) وهو ما يتم عكسه أو إسقاطه في الحد العشوائي ليكون من الدرجة I(1) كما وضح ذلك كل من بيكون وويكنز [٢٩]، ص ص ٩٦٢-١٠٢٥]. ولاختبار سكونية متغيرين يتم استخدام اختبار ديكي- فولر المركب Augmented Dicky and Fuller [٣٠]، ص ص ٤٢٧-٤٣١] الذي يرمز له بـ (A-DF) كما يلي :

$$(٣) \quad \Delta X_t = \alpha + (\rho - 1)X_{t-1} + \sum_{i=1}^N \gamma_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(٤) \quad \Delta X_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)X_{t-1} + \sum_{i=1}^N \gamma_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث تعرف المتغيرات كما يلي:

Δ يرمز إلى معامل الفروق من الرتبة الأولى.

t معامل اتجاه الزمن.

ε تباير محدد عشوائي ساكن.

التباطؤ الزمني برتبة N لمعادلاتي الانحدار رقمي (٣)، (٤) ضرورية لتصحيح مشكلة الارتباط السلسلي Serial Correlation، علماً بأن الرتبة N يمكن تحديدها بمعيار معلومات أكايك (AIC) Akaike Information Criterion. وبهذا يكون فرض العدم أن X سلسلة زمنية غير ساكنة، وعلية يمكن رفض هذا الفرض إذا كانت (p-1) أقل من واحد وذات معنوية إحصائية. وحيث إن نظام المتغيرات الثنائية Bivariate المعطى في المعادلتين رقمي (١)، (٢) متكامل حيث إن الحدود العشوائية سلاسل زمنية ساكنة، فيمكن الاستفادة من اقتراح تودا وفيليبس [٣١]، ص ص ١٣٦٧-١٣٩٣ باستخدام نماذج متجة تصحيح الخطأ Vector Error Correction لإجراء اختبار قراينجر - للسببية كما يلي:

$$(٥) \quad \Delta \lg y_t = \psi_{10} + \sum_{i=1}^S \psi_{11i} \Delta \lg y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \psi_{12i} \Delta \lg p_{t-i} + \delta e_{t-1} + v_{1t}$$

$$(٦) \quad \Delta \lg p_t = \psi_{20} + \sum_{i=1}^S \psi_{21i} \Delta \lg p_{t-i} + \sum_{i=1}^q \psi_{22i} \Delta \lg y_{t-i} + \lambda u_{t-1} + v_{2t}$$

نلاحظ أنه في هذا الإطار أن كل المتغيرات ذات رتبة (0) في كلتا المعادلتين. وبالنسبة

للمعادلة رقم (٥) فإن فرض العدم، أن المتغير $\Delta \lg p_t$ لا يسبب بطريقة قراينجر-Granger Cause المتغير $\Delta \lg y_t$ ، سيكون مرفوضاً إذا كان كل من المعاملات ($\psi_{12i}, 's$) ذا معنوية مشتركة وأن المعامل (٥) معنوي. كذلك بالنسبة للمعادلة رقم (٦) يكون فرض العدم أن المتغير $\Delta \lg y_t$ لا يسبب بطريقة قراينجر المتغير $\Delta \lg p_t$ ، سيكون مرفوضاً إذا كان كلا المعاملين ($\psi_{22i}, 's$) ذوا معنوية مشتركة وأن المعامل (λ) معنوي. ونلاحظ هنا أنه يمكن تفسير المتغير

التابع المتباطئ زمنياً في كلتا المعادلتين على أنه يمثل التأثير السببي في المدى القصير، وأن تعديل المتغيرات $\Delta \lg y_t$ و $\Delta \lg y_{t-1}$ إلى معدلها التوازني البعيد المدى يتم عن طريق معاملات تصحيح الخطأ. يغطي هذا البحث هذه الاعتبارات بالتحليل للدول المذكورة لبيانات تم الحصول عليها من الإحصاءات المالية الدولية (IFS, 1997) [٣٢].

يوضح الجدول رقم (١) الفترة الزمنية للتحليل لكل دولة ونتائج اختبار الجذور الوحيدة للمتغيرات المستخدمة حسب التعريفات المعطاة سابقاً. فالسطر الأول لكل دولة يوضح نتائج الانحدار باستخدام المعادلة رقم (٣) بينما يوضح السطر الثاني لكل دولة النتائج باستخدام المعادلة رقم (٤). وبمقارنة القيم المقدرة بالقيم الحرجة المعطاة تحت الجدول، يتضح أن كلا المتغيرين غير ساكن (غير مستقر) وأنهما سلاسل متكاملة من الرتبة الأولى، فيما عدا بعض الاستثناءات القليلة، التي لا يمكن صرف النظر عن جذر الوحدة فيها، مع العلم بأنها قد تكون بسبب القيم الشاذة والتغيرات في الأنظمة في بعض تلك الفترات، والتي يمكن اختبارها بعد الأخذ في الاعتبار للانكسارات في السلاسل الزمنية، كما هو وارد في اختبار بيرون Peton [٣٣، ص ١٣٦١-١٤٠١] المستخدم كذلك في عسيري [٣٤، ص ٩-٢٠].

بعد معرفة أن كلا المتغيرين غير ساكن وأنهما متكاملان من الرتبة (١)، سنستعرض في القسم التالي الاختبارات التي تم إجراؤها لمعرفة جذر الوحدة والتكامل المتساوي والسببية.

الجدول رقم (١). نتائج اختبارات جذر الوحدة للسكون ورتب التكامل TESTING THE LEVELS AND

FIRST DIFFERENCES FOR UNIT ROOTS

الدولة	الفترة	$\Delta \lg y$	$\Delta \lg y_{t-1}$	$\lg y$	$\lg y_{t-1}$
قبرص	1963-1988	-3.68 (1)	-3.47 (2)	-0.341 (2)	-1.98 (1)
		-3.58 (1)	-3.47 (2)	-2.97 (1)	-2.76 (1)
مصر	1963-1995	-4.39 (0)	-4.81 (0)	-1.19 (1)	-1.69 (0)
		-4.37 (0)	-5.01 (0)	-2.02 (2)	-2.02 (0)
اليونان	1963-1994	-4.05 (0)	-3.92 (4)	-1.93 (0)	-0.655(0)
		-4.13 (0)	-3.68 (4)	-2.45 (0)	-3.79 (2)
الهند	1963-1994	-5.93 (0)	-5.92 (0)	0.353 (0)	-1.32 (0)
		-4.06 (4)	-6.12 (0)	-2.07 (0)	-2.18 (0)

تابع - الجدول رقم (١).

lgy	Δ lgy	lyp	Δ lyp	الفترة	الدولة
-2.48 (0)	-6.97 (0)	-1.51 (1)	-6.12 (0)	1963-1994	إندونيسيا
-1.18 (2)	-5.40 (2)	-2.08 (0)	-6.19 (0)		
-0.973(0)	-4.49 (0)	-1.38 (1)	-3.25 (0)	1963-1994	إيران
-1.77 (0)	-4.37 (0)	-3.17 (1)	-3.16 (0)		
-1.49 (1)	-3.92 (0)	-1.70 (4)	-4.00 (0)	1963-1995	الأردن
-1.87 (1)	-3.89 (0)	-2.56 (4)	-3.92 (0)		
-2.76 (0)	-5.48 (0)	-2.08 (4)	-1.98 (1)	1963-1993	مالطا
-2.92 (0)	-5.40 (0)	-2.07 (2)	-3.01 (4)		
-1.85 (0)	-4.54 (1)	-0.315 (0)	-5.22 (0)	1963-1994	ماليزيا
-1.52 (0)	-4.74 (1)	-2.02 (1)	-5.12 (0)		
-1.57 (0)	-4.20 (0)	0.430 (1)	-7.42 (0)	1963-1992	المغرب
-1.34 (0)	-4.26 (0)	-2.42 (0)	-7.64 (0)		
-2.64 (0)	-4.87 (0)	-4.25 (1)	-3.57 (0)	1963-1994	نيجريا
-2.49 (0)	-4.82 (0)	-3.69 (1)	-3.71 (0)		
-2.94 (1)	-2.59 (0)	-2.48 (4)	-5.06 (4)	1963-1988	عمان
-2.45 (1)	-3.02 (0)	-5.11 (1)	-6.74 (4)		
-1.98 (1)	-4.00 (1)	-1.68 (0)	-5.31 (0)	1963-1994	باكستان
-2.34 (1)	-4.03 (1)	-2.07 (0)	-5.45 (0)		
-1.06 (0)	-4.90 (0)	-1.92 (2)	-3.15 (1)	1963-1995	الفلبين
-1.45 (0)	-4.98 (0)	-2.19 (1)	-3.33 (1)		
0.849 (2)	-5.59 (1)	-1.46 (0)	-4.25 (0)	1963-1994	البرتغال
-2.38 (0)	-5.79 (1)	-2.70 (1)	-4.25 (0)		
-1.82 (1)	-4.11 (1)	-2.19 (2)	-3.07 (0)		
-2.59 (1)	-4.01 (1)	-1.79 (0)	-3.80 (0)	1963-1994	السعودية
-1.74 (0)	-5.04 (0)	-1.79 (0)	-3.68 (0)		
-1.72 (0)	-5.05 (0)	-3.20 (3)	-3.65 (0)	1963-1994	سنغافورا
-0.738(0)	-4.05 (3)	-1.75 (1)	-2.38 (0)		
-3.45 (1)	-4.27 (2)	-3.75 (3)	-2.30 (0)	1963-1995	إسبانيا

تابع - الجدول رقم (١).

الدولة	الفترة	Δlyp	lyp	Δlgy	lgy
جنوب أفريقيا	1963-1994	-3.80(0) -4.04(1)	-1.79(1) -1.73(1)	-4.22(2) -4.96(2)	-1.97(0) -2.19(1)
سيرلانكا	1963-1994	-5.15 (0) -5.10 (0)	-1.29 (0) -2.60 (0)	-6.45 (0) -6.50 (0)	-1.46 (0) -1.27 (0)
سوريا	1963-1988	-4.85 (0) -4.45 (1)	-1.78 (0) -1.29 (0)	-0.878(1) -4.92 (0)	-1.57 (0) -1.53 (1)
تايلند	1963-1994	-3.10 (0) -3.71 (0)	-2.56 (0) -0.747 (1)	-3.87 (0) -3.76 (0)	-2.31 (1) -2.26 (1)
تونس	1963-1994	-4.78 (0) -4.70 (0)	-1.06 (0) -1.83 (0)	-4.90 (0) -4.88 (0)	-2.32 (0) -2.57 (0)
تركيا	1963-1994	-4.92 (0) -5.06 (0)	-1.39 (0) -1.88 (0)	-5.24 (0) -3.68 (4)	-2.53 (0) -2.48 (0)
بريطانيا	1963-1995	-4.33 (0) -4.22 (0)	-0.928 (0) -3.03 (1)	-3.87 (0) -3.86 (0)	-1.82 (1) -2.47 (1)
أمريكا	1963-1995	-5.01 (2) -4.86 (2)	-0.751 (2) -4.55 (1)	-5.27 (0) -4.49 (3)	-2.17 (0) -2.13 (1)
فنزويلا	1963-1995	-4.24 (0) -4.19 (0)	-1.33 (0) -2.01 (0)	-5.60 (1) -5.55 (1)	-3.32 (0) -3.21 (0)

ملاحظات :

- النتائج في السطر الأول من الخدار A-DF المعطى بالمعادلة رقم (٣)
- النتائج في السطر الثاني من الخدار A-DF المعطى بالمعادلة رقم (٤)
- قيم N المعطاة بين قوسين مختارة حسب معيار أكايك (AIC).
- القيم الحرجة للعينة (50):

1%	5%	10%
-3.58	-2.93	-2.60
-4.38	-3.50	-3.18

المصدر : فولر [٣٥].

اختبارات التكامل المشترك والسببية

معادلات الانحدار التكاملية المعطاة في المعادلتين السابقتين (٤) و (٥) تم تقديرهما باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية OLS ، حيث قدمت النتائج في الجدولين (٢) و (٣) ويلاحظ أنه تم في كلا الجدولين تقديم نتائج اختبار المحدد العشوائي للسكون باستخدام طريقتي اختبار ديكي فولر - الموسع A-DF واختبار الانحدار المتكامل لدرين واتسون Cointegration Regression Durbin - Watson (CRDW) كما نورد القيم الحرجة للاختبارين في نهاية الجدول عند مستويات معنوية مختلفة.

جدول رقم (٢). نتائج الانحدار المتكامل للمعادلة : $L gy_t = a_0 + a_1 lyp_t + \varepsilon_t$

الدولة	A-DF	CRDW	R ²	a ₁	a ₀
قبرص	-3.07 (1)	0.525	0.455	0.530	-6.08
مصر	-2.00 (0)	0.560	0.014	0.082	-1.50
اليونان	-2.72 (1)	0.691	0.769	0.691	-5.89
الهند	-3.05 (0)	0.830	0.781	1.10	-3.30
إندونيسيا	-0.756 (1)	0.663	0.301	0.417	-4.89
إيران	-3.08 (0)	1.07	0.702	0.965	-7.81
الأردن	-2.05 (0)	0.482	0.193	0.323	-2.67
مالطا	-2.84 (0)	0.756	0.011	0.018	-1.04
ماليزيا	-2.24 (0)	0.723	0.471	0.342	-4.12
المغرب	-2.03 (0)	0.313	0.366	0.761	-2.55
نيجريا	-3.11 (0)	0.906	0.210	1.03	-9.78
عمان	-3.11 (1)	0.381	0.699	0.904	-8.12
باكستان	-2.42 (1)	0.692	0.511	0.258	-2.50
الفلبين	-1.26 (0)	0.424	0.033	0.119	-2.69
البرتغال	-3.01 (0)	0.874	0.744	0.269	-3.63
السعودية	-2.14 (1)	0.271	0.079	0.276	-1.78

تابع - الجدول رقم (٢).

a_0	a_1	R^2	CRDW	A-DF	الدولة
-2.81	0.135	0.244	0.552	-1.98 (0)	سنغافورا
-15.5	1.64	0.151	0.055	-0.594(1)	جنوب أفريقيا
-8.99	1.05	0.819	0.398	-2.41 (1)	أسبانيا
-12.6	1.21	0.548	0.523	-1.96 (0)	سيرلانكا
-5.45	0.431	0.471	1.06	-3.03 (3)	سوريا
-1.98	0.063	0.053	0.356	-2.40 (1)	تايلند
-1.99	0.023	0.013	0.626	-2.47 (0)	تونس
-2.50	0.157	0.177	0.554	-2.28 (0)	تركيا
-2.32	0.640	0.685	0.577	-3.00 (1)	بريطانيا
-2.92	0.483	0.637	0.708	-3.37 (1)	أمريكا
-2.73	0.316	0.024	1.19	-3.58 (0)	فنزويلا

ملاحظات :

- R^2 معامل التحديد.

- CRDW الانحدار المتكامل لدرين واتسن .

- A-DF اختبار ديكي فولر الموسع الحالي من معامل الانجراف drift-free على المتغير العشوائي.

- القيم بين قوسين (فترة التباطؤ) مختارة حسب معيار أكايك (AIC).

- القيم المعنوية للعينه A-DF و CRDW :

	A-DF	CRDW
1%	-4.12	1.49
5%	-3.29	1.03
10%	-2.90	0.83

المصدر: إنجل ويو ١٩٦١، ص ١٤٣-١٥٩ (1987) Engle and Yoo.

جدول رقم (٣). نتائج الانحدار المتكامل للمعادلة: $l y_{it} = b_0 + b_1 lgy_{it} + \hat{\mu}_i$.

b_0	b_1	R^2	CRDW	A-DF	الدولة
9.19	0.858	0.455	0.472	-3.82 (1)	قبرص
7.37	0.165	0.014	0.073	-0.707 (0)	مصر
8.11	1.11	0.769	0.519	-3.27 (2)	اليونان
2.60	0.713	0.781	0.752	-2.88 (0)	الهند
7.87	0.723	0.301	0.236	-0.071 (0)	أندونيسيا
7.70	0.728	0.702	1.02	-3.01 (0)	إيران
6.48	0.597	0.193	0.305	-1.80 (0)	الأردن
7.49	0.619	0.011	0.023	-0.936 (0)	مالطا
10.1	1.37	0.471	0.380	-0.475 (0)	ماليزيا
2.30	0.482	0.366	0.194	-0.032 (0)	المغرب
8.07	0.204	0.210	0.555	-3.77 (2)	نيجيريا
8.39	0.773	0.699	0.355	-276 (1)	عمان
5.56	1.98	0.511	0.400	-1.70 (1)	باكستان
3.02	0.277	0.033	-0.065	-2.00 (1)	الفلبين
11.7	2.77	0.744	0.735	-3.49 (0)	البرتغال
3.49	0.286	0.079	0.089	-2.33 (4)	السعودية
12.1	1.81	0.244	0.159	-0.621 (0)	سنغافورا
8.40	0.092	0.151	0.169	-1.82 (1)	جنوب أفريقيا
8.20	0.780	0.819	0.358	-2.84 (1)	إسبانيا
9.83	0.453	0.548	0.424	-1.67 (0)	سيرلانكا
10.6	1.09	0.471	0.694	-1.12 (0)	سوريا
4.26	0.830	0.053	0.039	-0.185 (1)	تايلند
7.69	0.580	0.013	0.047	-0.541 (0)	تونس
7.86	1.13	0.177	0.161	-1.25 (0)	تركيا
3.12	1.07	0.685	0.469	-2.17 (1)	المملكة المتحدة

تابع - الجدول رقم (٣).

الدولة	A-DF	CRDW	R ²	b ₁	b ₀
أمريكا	-2.71 (1)	0.540	0.637	1.32	4.90
فنزويلا	-1.78 (0)	0.288	0.024	0.075	3.51

ملاحظات :

- R² معامل التحديد.

- CRDW الانحدار المتكامل لدرين واتسن .

- A-DF اختبار ديكي فولر الموسع الحالي من معامل الإنجراف drift-free على المتغير العشوائي.

- القيم بين قوسين (فترة التباطؤ) مختارة حسب معيار أكايك (AIC).

- القيم المعنوية للعينات A-DF و CRDW :

	A-DF	CRDW
1%	-4.12	1.49
5%	-3.29	1.03
10%	-2.90	0.83

المصدر: إنجل ويو ٣٦١، ص ص ١٤٣-١٥٩ Engle and Yoo (1987)

بمقارنة القيم المقدرة لاختبار CRDW في الجدول رقم (٢) بالقيم المعنوية في أسفل الجدول، نلاحظ أن التكامل المشترك لا يمكن رفضه على الأقل عند مستوى معنوية 10% لكل من الهند و إيران و نيجريا و البرتغال و سوريا و فنزويلا ؛ بينما نرى من نتائج اختبار A-DF من الجدول أن المتغيرين متكاملان في حالة : قبرص و الهند و إيران و نيجريا و عمان و البرتغال و سوريا و المملكة المتحدة و أمريكا و فنزويلا.

نلاحظ من الجدولين السابقين اختلاف قيمة معامل التحديد R² من دولة إلى أخرى، حيث تراوحت بين ٠.٠١١ في حالة مالطا و ٠.٨١٩ في حالة أسبانيا. و معامل التحديد R² - كما هو متعارف عليه - يشير إلى النسبة المئوية من التغير الكلي في المتغير التابع الذي يمكن تفسيره بدلالة المتغير المستقل. ومن المتوقع أن يختلف مدى تأثير التغير في الإنفاق الحكومي على التغير في النمو الاقتصادي من دولة إلى أخرى بحسب هيكلها الاقتصادي ومستوى التنمية الاقتصادية فيها. وقيمة هذا الإحصاء في بعض الحالات يصعب التعويل عليه لأنه مثل إحصاء t- يعتبر

متحيزاً عندما تكون السلاسل الزمنية في معادلة الانحدار متكاملة ، حيث ينبغي الحذر من الخروج بنتائج مطمئنة عن القدرة التفسيرية للنموذج اعتماداً على هذه الإحصائيات ؛ نظراً لأنها تعبر عن نتيجة المحدار زائف Spurious .

النتائج في الجدول رقم (٣) لنفس الاختبارات ونفس مستوى المعنوية توضح أن التكامل المشترك لا يمكن رفضه في حالة كل من : قبرص ، اليونان ، إيران ، نيجيريا والبرتغال. وكما هو واضح من اختبار A-DF أن عشر دول تتوافق على وجود تكامل مشترك في بياناتها، ولكن هذه النتائج ربما تكون بسبب قصر الفترة الزمنية النسبي للسلسلة الزمنية لهذه الدول ، أو أن الاختبار لا يعكس خصائص هذه السلاسل الزمنية بوضوح ، وهو ما تقترحه بعض الأدبيات في هذا الموضوع. حيث إن المنهجية التي تستخدم معادلة واحدة وتلك التي تستخدم متغيرات متعددة مثل الطرق المستخدمة من قبل فوتنس وديكي [٣٧، ص ص ٤١٩-٤٢٨] وجوهانسن [٣٨، ص ص ٢٣١-٢٥٤ ؛ ٣٩، ص ص ١٥٥١-١٥٨٠ ؛ ٤٠] وقونزالو [٤١، ص ص ٥٥-١٨٩]. وحيث إن طريقة جوهانسن Johansen [٣٨، ص ص ٢٣١-٢٥٤ ؛ ٣٩، ص ص ١٥٥١-١٥٨٠ ؛ ٤٠] تحتوي على ميزة، وهي أنها لا تتأثر باتجاه التطبيق Normlization ؛ حيث إنها تنقل معها بشكل كامل الخصائص التحتية للسلاسل الزمنية، كما هو موضح في توماس [٤٢]. الطريقة التي يستخدمها جوهانسن تبدأ باستخدام صياغة لنموذج انحدار ذي متجه للمتغيرات (VAR) Vector Autoregressive كما يلي :

$$(٧) \quad X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \xi_t$$

حيث يمكن تعريف المتغيرات كما يلي :

X_t متجهة من الدرجة (n x 1) برتبة I(1) للمتغيرات ،

Π_1, \dots, Π_k هي مصفوفات من الرتبة (n x n) لمعالم غير معروفة ،

ξ_t متجهة قاوسين Gaussian لمتغير الخطأ.

ويمكن إعادة ترتيب المعادلة (٧) إلى المعادلة التالية :

$$(٨) \quad \Delta X_t = \theta_1 \Delta X_{t-1} + \theta_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \theta_{k-1} \Delta X_{t-k+1} - \Pi X_{t-k} + \xi_t$$

$$(٩) \quad \theta_i = -I + \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_i \quad \text{حيث :}$$

$$(١٠) \quad \Pi = I - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_k$$

وتعرف Π بأنها مصفوفة التكامل المشترك من الرتبة r ، بحيث إن $\Pi X_r = 0$ تمثل التوازن بعيد المدى، وبحيث يمكن تعريف مصفوفتين أخريين هما α و β كما يلي:

$$(١١) \quad \Pi = \alpha\beta'$$

طريقة جوهانسن، تقوم بتقدير معادلة VAR تحت القيد أن Π مصفوفة أقل من الرتبة الكاملة، أي بعبارة أخرى أن $r < n$ ؛ وعليه يمكن الوصول إلى أن:

$$(١٢) \quad \beta' X_r \sim I(0)$$

حيث β'_i (الصف i th من المصفوفة β') هو متجه واحد من r وهو مستقل خطياً وذو تكامل مشترك. وعليه فإن طريقة جوهانسن تقدم اختباراً للقيم r ، أي لعدد المتجهات المتكاملة المعنوية اعتماداً على معنوية القيم المميزة (جذور إيقن) Eigenvalues للمصفوفة Π . لهذا السبب تتطلب الطريقة اختبارين إحصائيين هما: اختبار القيم المميزة الكبرى (Maximal test) واختبار الأثر Trace test. القيم المعيارية لهذين الاختبارين هما من يساران وآخرين [٤٣].

والجدول رقم (٤) يوضح نتائج قياس معادلات VAR حسب طريقة جوهانسن.

الجدول رقم (٤). نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة جوهانسن.

VAR Length	H ₀	H ₁	Maximal Statistic	Trace Statistic	الدولة
1	r=0	r=1	24.8	28.7	قبرص
	r=1	r=2	3.94	3.94	
4	r=0	r=1	18.9	21.5	مصر
	r=1	r=2	2.64	2.64	
1	r=0	r=1	34.6	39.1	اليونان
	r=1	r=2	4.51	4.51	
4	r=0	r=1	22.3	24.4	الهند
	r=1	r=2	2.13	2.13	
-	-	-	-	-	إندونيسيا
3	r=0	r=1	16.6	20.5	إيران
	r=1	r=2	3.92	3.92	
6	r=0	r=1	13.4	18.0	الأردن
	r=1	r=2	4.53	4.53	
1	r=0	r=1	41.4	49.5	مالطا
	r=1	r=2	8.06	8.06	
1	r=0	r=1	27.4	33.4	ماليزيا
	r=1	r=2	5.97	5.97	

تابع - الجدول رقم (٤). نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة جوهانسن.

VAR Length	H ₀	H ₁	Maximal Statistic	Trace Statistic	الدولة
4	r = 0	r = 1	20.6	25.3	المغرب
	r = 1	r = 2	4.75	4.75	
3	r = 0	r = 1	17.8	22.7	نيجيريا
	r = 1	r = 2	4.90	4.90	
1	r = 0	r = 1	18.4	21.1	عمان
	r = 1	r = 2	2.70	2.70	
7	r = 0	r = 1	14.9	23.7	باكستان
	r = 1	r = 2	8.07	8.07	
1	r = 0	r = 1	14.3	16.8	الفلبين
	r = 1	r = 2	2.48	2.48	
1	r = 0	r = 1	19.3	25.9	البرتغال
	r = 1	r = 2	6.59	6.59	
5	r = 0	r = 1	23.3	32.2	السعودية
	r = 1	r = 2	8.94	8.94	
4	r = 0	r = 1	15.1	18.3	سنغافورا
	r = 1	r = 2	3.18	3.18	
3	r = 0	r = 1	18.0	23.5	جنوب افريقيا
	r = 1	r = 2	5.54	5.54	
6	r = 0	r = 1	27.4	36.6	اسبانيا
	r = 1	r = 2	9.21	9.21	
4	r = 0	r = 1	15.8	18.3	سيرلانكا
	r = 1	r = 2	2.47	2.47	
5	r = 0	r = 1	20.7	27.1	سوريا
	r = 1	r = 2	6.42	6.42	
1	r = 0	r = 1	59.4	62.6	تايلند
	r = 1	r = 2	3.24	3.24	
1	r = 0	r = 1	28.0	33.0	تونس
	r = 1	r = 2	5.04	5.04	
-	-	-	-	-	تركيا
4	r = 0	r = 1	17.9	22.2	بريطانيا
	r = 1	r = 2	4.67	4.67	
1	r = 0	r = 1	27.9	32.9	أمريكا
	r = 1	r = 2	5.03	5.03	
1	r = 0	r = 1	16.4	20.3	فنزويلا
	r = 1	r = 2	3.90	3.90	

ملاحظات :

- r ترمز الى عدد المتجهات المتكاملة.
- القيم المعيارية مجدولة بيساران وآخرون [١٤٣].
- تم تحديد طول متجه الانحدار الذاتي VAR Length حسب معيار أكايك (AIC).

يتضح من الجدول رقم (٤) أن المتغيرين I_{gt} و I_{yp} يعتبران ذوا تكامل مشترك لكل الدول فيما عدا إندونيسيا وتركيا. وعليه فإن فرضية التكامل المشترك كان بالإمكان رفضها بناء على اختبار A-DF لعدد كبير من الدول؛ بينما يجب وضوح دلالة على سكون المحددات العشوائية للدوال ليتم الاستنتاج بأن المتغيرات متكاملة اشتراكا. وحيث إن الشرط الكافي للتكامل المشترك في هذه الحالة، هو أن معامل تصحيح الخطأ (Error Correction Term (EC) يجب أن يكون معنويا. ومتى ما تم التأكد من ذلك، فإن السببية تكون موجودة على الأقل في أحد الاتجاهين.

للتحقق من ما سبق نقوم بتقدير المعادلتين (٥) و (٦)، ونرصد نتائجهما في الجدولين رقمي (٥) و (٦) بالترتيب. حيث يوضح الجدول رقم (٥) إحصائيتي F ووالد Wald لاختبار تأثير التغير المؤخر على إجمالي الناتج المحلي الفردي الحقيقي، $\sum \psi_{12i} \Delta I_{yp_{t-i}}$ ، على نصيب الإنفاق الحكومي. النتائج توضح أنه للسبعة وعشرين دولة (عدا إندونيسيا) أن إجمالي الناتج المحلي الفردي الحقيقي لا يسبب بطريقة قراينجر نصيب الإنفاق الحكومي الحقيقي، وأن التكامل المشترك موجود فيما عدا إندونيسيا والفلبين وتركيا.

والجدول رقم (٦) يسجل إحصائيتي F ووالد Wald لاختبار تأثير التغير المؤخر لنصيب الإنفاق الحكومي على إجمالي الناتج المحلي الفردي الحقيقي، $\sum \psi_{22i} \Delta I_{g p_{t-i}}$ ، النتائج توضح أن نصيب الإنفاق الحكومي الحقيقي في الدخل لا تسبب بطريقة جرينجر إجمالي الناتج المحلي في ماليزيا وجنوب إفريقيا وأمريكا وفرنزويلا فقط.

الجدول رقم (٥). نتائج اختبار السببية باستخدام نماذج تصحيح الخطأ (٥) المتغير التابع: ΔI_{gy_t}

الدولة	ARCH (I)	LM(I)	R ²	$\Delta \delta e_{t-1}$ t-stat	$\Delta I_{yp_{t-i}}$ Wald	$\sum \psi_{12i}$ F	Lags s.q
قبرص	0.086 (0.770)	1.61 (0.204)	0.578	-1.94 (0.069)	0.275 (0.600)	0.673 (0.552)	1,2
مصر	0.003 (0.956)	0.409 (0.522)	0.433	-1.88 (0.074)	1.43 (0.231)	3.53 (0.032)	2,3
اليونان	0.130 (0.718)	0.062 (0.804)	0.447	-2.64 (0.014)	13.7 (0.000)	6.48 (0.004)	1,2
الهند	0.327 (0.568)	0.650 (0.420)	0.302	-2.22 (0.035)	4.29 (0.038)	4.29 (0.048)	1,1
إندونيسيا	0.438 (0.508)	0.568 (0.451)	0.281	-	1.03 (0.311)	0.514 (0.605)	3,2

تابع الجدول رقم (٥).

Lags s,q	$\sum \psi_{12t}$ F	$\Delta \ln Pr_{t+1}$ Wald	δ_{t-1} t-stat	R ²	LM(1)	ARCH (1)	الدولة
4,2	2.19 (0.146)	1.03 (0.126)	-3.11 (0.007)	0.493	0.076 (0.783)	0.015 (0.902)	إيران
1,1	3.18 (0.086)	3.18 (0.074)	-2.31 (0.029)	0.214	0.012 (0.914)	0.116 (0.733)	الأردن
2,3	1.58 (0.226)	0.327 (0.568)	-1.98 (0.062)	0.384	0.206 (0.649)	1.28 (0.257)	مالطا
1,1	1.11 (0.303)	1.11 (0.293)	-1.80 (0.084)	0.176	1.36 (0.243)	0.387 (0.534)	ماليزيا
2,1	1.31 (0.264)	1.31 (0.252)	-1.81 (0.084)	0.181	1.47 (0.226)	0.392 (0.531)	المغرب
3,1	1.01 (0.325)	1.02 (0.314)	-3.38 (0.003)	0.372	0.138 (0.710)	0.088 (0.766)	نيجيريا
3,3	6.29 (0.006)	7.76 (0.005)	-2.58 (0.022)	0.813	1.58 (0.208)	0.002 (0.971)	عمان
4,2	4.83 (0.020)	9.08 (0.003)	-2.26 (0.036)	0.463	1.94 (0.164)	0.791 (0.374)	باكستان
1,4	1.10 (0.382)	3.50 (0.061)	-	0.167	1.70 (0.191)	0.269 (0.604)	الفلبين
1,2	1.58 (0.225)	1.75 (0.186)	-2.01 (0.056)	0.369	2.24 (0.134)	0.151 (0.697)	البرتغال
1,2	13.8 (0.000)	25.4 (0.000)	-5.73 (0.000)	0.632	0.241 (0.624)	0.411 (0.522)	السعودية
1,1	3.63 (0.068)	3.63 (0.057)	-2.36 (0.026)	0.243	0.299 (0.585)	1.35 (0.246)	سنغافورا
3,1	5.86 (0.024)	5.86 (0.015)	-1.81 (0.083)	0.416	3.09 (0.079)	1.69 (0.192)	إسبانيا
4,3	2.39 (0.101)	6.72 (0.010)	-3.41 (0.003)	0.542	0.076 (0.782)	0.143 (0.705)	جنوب أفريقيا
4,3	3.72 (0.031)	7.56 (0.006)	-3.28 (0.004)	0.549	0.110 (0.740)	0.001 (0.971)	سيرلانكا
2,4	6.11 (0.005)	1.27 (0.260)	-2.46 (0.029)	0.797	0.842 (0.359)	1.22 (0.269)	سوريا
1,3	1.23 (0.322)	1.29 (0.720)	-2.03 (0.055)	0.355	0.198 (0.656)	0.531 (0.466)	تايلند
1,3	1.91 (0.157)	2.64 (0.105)	-3.44 (0.002)	0.374	2.67 (0.102)	0.934 (0.334)	تونس
3,4	2.54 (0.074)	6.19 (0.013)	-	0.410	0.397 (0.528)	0.464 (0.496)	تركيا
1,1	3.36 (0.078)	3.60 (0.067)	-3.30 (0.003)	0.315	0.997 (0.318)	2.97 (0.084)	المملكة المتحدة
1,2	1.26 (0.301)	0.027 (0.870)	-2.71 (0.012)	0.380	0.008 (0.927)	1.82 (0.178)	أمريكا
3,3	1.16 (0.349)	2.74 (0.098)	-3.02 (0.007)	0.452	1.44 (0.230)	0.004 (0.949)	فنزويلا

ملاحظات:

- فترة التباطؤ s و q تم اختيارهما بناء على معيار أكايك AIC .
- إحصاء F- و والد Wald هي لاختبار المعنوية المشتركة للتغير المتباطئ للدخل على نصيب الإنفاق الحكومي $\sum \psi_{12i} \Delta lyp_{t,i}$.
- إحصاء t- بالجدول هي لمعامل تصحيح الخطأ 8 .
- R^2 هي معامل التحديد.
- ARCH هو اختبار الانحدار الذاتي المشروط باختلاف التباين في متغير البواقي ، موزعة بمربع كاي بدرجة حرية 1.
- LM هي مضاعف لاجرائح لاختبار الارتباط السلسلي ، موزعة بمربع كاي بدرجة حرية 1.
- القيم بين قوسين هي مستوى المعنوية.

الجدول رقم (٦). نتائج اختبار السببية باستخدام نماذج تصحيح الخطأ (6) حيث المتغير التابع: Δlyp_t

الدولة	ARCH (1)	LM(1)	R^2	λu_{t-1} t-statist	Δlgy_{t-1} Wald	$\sum \psi_{22i}$ F	Lags s,q
قبرص	0.231 (0.630)	0.919 (0.338)	0.744	-2.79 (0.015)	16.7 (0.000)	6.64 (0.003)	1,2
مصر	1.12 (0.290)	1.07 (0.300)	0.436	-	5.67 (0.071)	2.71 (0.062)	4,4
اليونان	0.073 (0.786)	1.69 (0.193)	0.167	-	3.83 (0.050)	3.83 (0.061)	1,1
الهند	0.121 (0.728)	0.097 (0.756)	0.299	-2.41 (0.025)	4.54 (0.033)	1.67 (0.202)	1,3
إندونيسيا	1.10 (0.295)	2.47 (0.116)	0.310	-	15.1 (0.000)	4.01 (0.016)	4,4
إيران	1.19 (0.274)	0.850 (0.356)	0.493	-2.65 (0.015)	2.59 (0.108)	1.77 (0.194)	1,2
الأردن	0.634 (0.426)	1.10 (0.293)	0.411	-2.46 (0.023)	1.24 (0.265)	1.24 (0.278)	4,1
مالطا	0.218 (0.641)	1.76 (0.184)	0.589	-2.69 (0.015)	4.09 (0.043)	4.09 (0.057)	4,1
ماليزيا	0.080 (0.777)	0.115 (0.734)	0.112	-	1.51 (0.218)	0.949 (0.401)	2,2
المغرب	0.218 (0.641)	0.009 (0.923)	0.319	-	4.79 (0.029)	4.79 (0.040)	3,1
نيجريا	0.130 (0.718)	0.991 (0.320)	0.640	-4.60 (0.000)	3.22 (0.073)	2.31 (0.126)	4,2
عمان	0.008 (0.929)	2.44 (0.118)	0.662	-	0.333 (0.564)	2.68 (0.075)	2,4
باكستان	0.033 (0.856)	0.616 (0.432)	0.094	-	0.962 (0.962)	0.519 (0.519)	2,3

تابع الجدول رقم (٦).

Lags s,q	$\sum \psi_{22ii}$ F	$\Delta \lg y_{t-i}$ Wald	$\lambda_{ii,t-1}$ t-statist	R ²	LM(1)	ARCH (1)	الدولة
1,1	10.6 (0.003)	10.6 (0.001)	-2.10 (0.045)	0.600	3.51 (0.061)	0.150 (0.698)	الفلبين
1,2	1.70 (0.203)	3.30 (0.069)	-3.44 (0.002)	0.340	0.015 (0.902)	0.647 (0.421)	البرتغال
4,1	3.60 (0.072)	3.60 (0.058)	-1.85 (0.079)	0.508	0.111 (0.739)	0.859 (0.354)	السعودية
1,3	1.15 (0.351)	2.69 (0.101)	-2.02 (0.056)	0.284	0.781 (0.377)	1.94 (0.660)	سنغافورا
4,1	6.93 (0.016)	6.93 (0.008)	-3.86 (0.001)	0.721	1.46 (0.226)	0.349 (0.554)	إسبانيا
3,4	1.63 (0.205)	0.063 (0.802)	-	0.309	0.603 (0.437)	0.016 (0.900)	جنوب إفريقيا
4,4	8.40 (0.001)	1.21 (0.272)	-	0.668	0.078 (0.781)	0.266 (0.606)	سيرلانكا
3,2	1.75 (0.208)	0.965 (0.326)	-1.96 (0.069)	0.407	0.003 (0.960)	0.900 (0.343)	سوريا
4,4	2.74 (0.061)	6.44 (0.011)	-	0.512	0.168 (0.682)	0.427 (0.513)	تايلند
3,3	0.639 (0.004)	0.004 (0.952)	-	0.115	0.501 (0.479)	0.169 (0.681)	تونس
3,1	4.39 (0.047)	4.39 (0.036)	-	0.177	0.915 (0.339)	0.067 (0.796)	تركيا
2,2	1.90 (0.172)	3.74 (0.053)	-2.09 (0.047)	0.251	2.02 (0.155)	0.151 (0.698)	المملكة المتحدة
2,2	1.38 (0.271)	1.77 (0.183)	-2.28 (0.032)	0.297	2.15 (0.143)	0.664 (0.415)	أمريكا
1,3	0.446 (0.723)	1.33 (0.249)	-	0.079	0.091 (0.763)	0.013 (0.911)	فنزويلا

ملاحظات :

- فترة التباطؤ s و q تم اختيارهما بناء على معيار أكايك AIC .
- إحصاء F و والد Wald هي لاختبار المعنوية المشتركة للتغير المتباطئ للدخل على نصيب الإنفاق الحكومي $\sum \psi_{22ii} \Delta \lg y_{t-i}$.
- إحصاء t بالجدول هي لمعامل تصحيح الخطأ .
- R² هي معامل التحديد.
- ARCH هو اختبار الانحدار الذاتي المشروط باختلاف التباين في متغير البواقي ، موزعة بمربع كاي بدرجة حرية 1.
- LM هي مضاعف لاجرائح لإختبار الارتباط السلسلي ، موزعة بمربع كاي بدرجة حرية 1.
- القيم بين قوسين هي مستوى المعنوية.

الملاحظة الهامة والعامّة من الجدولين رقمي (٥) و (٦) هو التواجد الكبير للسببية المتبادلة أو الثنائية (سببية في اتجاهين) بين نصيب الإنفاق الحكومي الحقيقي وإجمالي الناتج المحلي الحقيقي الفردي. بينما السببية الأحادية (سببية في اتجاه واحد) موجودة في حالة ماليزيا، الباكستان، تونس، وفنزويلا؛ والسببية العكسية موجودة في حالة إندونيسيا فقط.

بمقارنة هذه النتائج مع تلك الموجودة في أدبيات الموضوع، نجد أن رام [٢٨] قام برفض السببية في أي اتجاه لكل من اليونان، الهند، الباكستان، سيرلانكا، المملكة المتحدة، وفنزويلا. بينما يجد باين وإيونج [٢٨] أن هناك سببية أحادية من إجمالي الناتج المحلي الحقيقي إلى نصيب الإنفاق الحكومي الحقيقي في حالة ماليزيا، الباكستان، الفلبين، سيرلانكا، وتايلند.

بينما نجد أن نتائج رام [١٥] متعارضة مع نتائج هذا البحث، غير أن نتائج دراسة باين وإيونج [١٥] تتفق مع نتائج هذه الدراسة في حالة ماليزيا والباكستان. كذلك فإن نتيجتهما بوجود علاقة سببية متبادلة أي ثنائية الاتجاه بين إجمالي الناتج المحلي الحقيقي الفردي ونصيب الإنفاق الحكومي لكل من الهند والمملكة المتحدة وفنزويلا تتوافق مع نتائج هذا البحث فيما عدا حالة فنزويلا التي توضح النتائج هنا أن متغيراتها ذات سببية أحادية الاتجاه من إجمالي الناتج المحلي الحقيقي الفردي إلى نصيب الإنفاق الحكومي الحقيقي.

كذلك وجد باين وإيونج [١٥] أن اليونان لا يوجد لها علاقة سببية بين متغيراتها، وبهذا يتفقان في هذه النتيجة مع رام [٢٨]؛ ولكن هذه النتيجة تتناقض تماما مع نتائج هذا البحث، حيث نلاحظ وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين إجمالي الناتج المحلي الحقيقي الفردي ونصيب الإنفاق الحكومي.

وحسب نتائج رام [٢٨] فإن هناك علاقة سببية متبادلة أي ثنائية الاتجاه بين المتغيرين في حالة تايلند وأمريكا، من إجمالي الناتج المحلي الحقيقي الفردي إلى نصيب الإنفاق الحكومي الحقيقي. وهو ما يتطابق أيضا مع نتائج باين وإيونج [١٥] وهو ما يتناقض أيضا مع نتائج هذا البحث، حيث وجدنا علاقة سببية ثنائية بين المتغيرين.

من الجدير بالذكر هنا أن رام [٢٨] اختبر السببية بدون وجود متجهة التكامل Cointegrating Vector، بينما تم استخدامه بواسطة باين وإيونج [١٥] في دراستهما. لذا

نستطيع القول إنه بشكل عام أن علاقة قانون فاقرن توجد في حالة ماليزيا والباكستان وتونس وفنزويلا ؛ وأن إندونيسيا فقط هي التي تدعم اتجاه السياسات الكينزية للاقتصاد الكلي.

الخلاصة والخاتمة

توضح الأدبيات الاقتصادية بأن هناك اختلافاً في حقيقة الأدلة التي تدعم وجود علاقة قانون فاقرن، حيث إن بعض الدراسات تدعم وجود علاقة قانون فاقرن، بينما تعارض دراسات أخرى وجود هذه العلاقة. وقد استخدم هذا البحث طريقة نماذج متجه تصحيح الخطأ لاختبار وجود سببية جرينجر بين نصيب الإنفاق الحكومي الحقيقي وإجمالي الناتج المحلي الحقيقي الفردي لعدد سبع وعشرين دولة في مستويات متفاوتة من مراحل التنمية الاقتصادية. وقد وضحت النتائج أن علاقة قانون فاقرن موجودة في حالة ماليزيا وباكستان وتونس وفنزويلا. بينما هناك دولة واحدة فقط هي إندونيسيا التي تدعم التوجه الكينزي لسياسات الاقتصاد الكلي حيث يكون اتجاه السببية من نصيب الإنفاق الحكومي الحقيقي إلى إجمالي الناتج المحلي الحقيقي الفردي. وأن السمة الغالبة في النتائج هي وجود علاقة سببية متبادلة أي ثنائية الاتجاه بين المتغيرين.

هناك نتيجتان مهمتان في هذا الإطار ظهرتا من خلال نتائج البحث. الأولى، هي أن الاعتماد على اختبار واحد لوجود التكامل المشترك بين متغيرين قد يؤدي إلى رفض فرضية العدم مع حقيقة وجود تكامل مشترك بين المتغيرين محل الدراسة. وهو ما قد يؤدي إلى استقراء خاطئ عن وجود واتجاه علاقة سببية بين متغيرين. النتيجة الثانية، وجود علاقة سببية متبادلة أي ذات اتجاه ثنائي بين المتغيرين (نصيب الإنفاق الحكومي الحقيقي وإجمالي الناتج المحلي الحقيقي الفردي) كسمة عامة على البيانات في هذا البحث، وأن وجود إحدى العلاقاتين: أي علاقة قانون فاقرن أو علاقة التوجه الكينزي لسياسات الاقتصاد الكلي، يجب أن لا تؤدي إلى إلغاء وجود العلاقة الأخرى.

وعليه، فإن وجود العلاقة السببية الثنائية الاتجاه بين المتغيرين بدلاً من السببية الأحادية الاتجاه في نظام النموذج الثنائي المتغيرات، يعكس سمة التكامل المشترك بين هذين المتغيرين، أي حيث إنهما متكاملان اشتراكاً فيرجح أن كل واحد منهما يسبب الآخر. وهو ما يعني أن

علاقة قانون فاقرن وعلاقة التوجه الكينزي لسياسات الاقتصاد الكلي بتواجدان معاً، أو أنهما يتفاعلان معاً في الاقتصاد الكلي. وأن العلاقة السببية الأحادية الاتجاه الموجودة في الخمس دول المذكورة تعتبر استثناءً على العموم.

توضح النتائج أن أهمية مستوى الإنفاق الحكومي بالنسبة للنمو الاقتصادي تختلف من دولة إلى أخرى بحسب هيكلها الاقتصادي ومستوى التنمية الاقتصادية فيها. كما تبين النتائج أن العلاقة بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي علاقة تبادلية، بمعنى أن زيادة الإنفاق الحكومي تؤدي إلى ارتفاع معدل النمو الاقتصادي كما تقترحة سياسات التوجه الكينزي والعكس صحيح أيضاً، حيث يؤدي النمو الاقتصادي إلى زيادة الطلب الكلي الذي يؤدي بدوره إلى زيادة الحاجة إلى زيادة الإنفاق الحكومي وإلى زيادة الموارد المتاحة للقطاع الحكومي لتمويل هذه الزيادة في الإنفاق عن طريق الموارد الإضافية الناتجة من النمو الاقتصادي وهو ما يقتضيه (قانون فاقرن).

المراجع

- Wagner, A. *Grundlegung Del Politischen Okonomie*, 3rd ed., Leipzig, (1893). [١]
- Wagner, R.E and Weber, W.E “ Wagner’s Law, fiscal institutions and the [٢]
Growth of Government”, *National Tax Journal*, 30 (1977).
- Meltzer, A. H., and Richards, S. F. “ A Rational Theory of Size of the [٣]
Government”. *Journal of Political Economy*, 1981.
- Persson, T. and Tabellini, G. *Macroeconomic Policy, Credibility and Politics*. [٤]
Harwood Academic, London, 1990.
- Niskanen, W. A. *Bureaucracy and Representative Government*. Aldine- [٥]
Atherton, Chicago, 1971.
- Henrekson, M, “ Wagner’s Law: A Spurious Relationship” *Public Finance*, 48. [٦]
No. 2 (1993).
- Murthy, N. R. V. “ Further Evidence of Wagner’s Law for Mexico: An Application [٧]
of Cointegration Analysis”. *Public Finance*, 48, No. 1, (1993).
- Murthy, N. R. V. “ Wagner’s Law, Spurious in Mexico or Misspecification: A [٨]
Reply” *Public Finance*, 49, No. 3 (1994).
- Lin, C. “ More Evidence on Wagner’s Law for Mexico”. *Public Finance*, 50, [٩]
No. 2 (1995).
- Ashworth, J. “ Spurious in Mexico: A Comment on Wagner’ Law”. *Public [١٠]
Finance*, 49, No. 2 (1994).

- Hayo, B. "No Further Evidence of Wagner's Law for Mexico". *Public Finance*, [١١] 49, No. 2 (1994).
- Ansari, M. I., Gordon D. V. and Akuamoah, C. A. "Keynes Versus Wagner: [١٢] Public Expenditure and National Income for Three African Countries". *Applied Economics*, 29 (1997).
- Anwar, M. S., Davies S. and Sampath R. K. "Causality Between Government [١٣] Expenditure and Economic Growth: An Examination Using Cointegration Techniques". *Public Finance*, 51, No. 2 (1996).
- Bohl, M. T. "Some International Evidence on Wagner's Law". *Public Finance*, [١٤] 51, No. 2 (1996).
- Payne, J. E. and Ewing, B. T. "International Evidence on Wagner's [١٥] Hypothesis: A Cointegration Analysis". *Public Finance*, 50, No. 2 (1996).
- Chletsos, M. and Kollias, C. "Testing Wagner's Law Using Disaggregated [١٦] Public Expenditure Data in the Case of Greece: 1953-1993". *Applied Economics*, 29 (1997).
- Oxley, L. "Cointegration, Causality, and Wagner's Law: A Test for Britain [١٧] 1870-1913". *Scottish Journal of Political Economy*, 41, No. 3 (1994).
- Abdel-Rahman, A-M.M., and Barry Z. "Public Investment, Government [١٨] Consumption and Wagner's Law in Oil Rich Economy". *Studi economici*, No. 63 (1997).
- Asseery, A. A., Law D. and Perdakis N. "Wagner's Law and Public Expenditure [١٩] in Iraq: A Test Using Disaggregated Data." *Applied Economics Letters*, No. 6 (1999).
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. "Co-integration and Error Correction: [٢٠] Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica*, (March, 1987).
- Musgrave, R. A. *Fiscal Systems*. New Haven: Yale University Press (1969). [٢١]
- Peacock, A. and Wiseman, J. *The Growth of Public Expenditure in the United [٢٢] Kingdom*. London: George Allen and Unwin, 1961.
- Goffman, I. J. "On the Empirical Testing of Wagner's Law: A Technical Note". [٢٣] *Public Finance*, 3 (1968).
- Pryor, F. L. *Public Expenditure in Communist and Capitalist Nations*. London: [٢٤] George Allen and Unwin, 1968.
- Michas, N. A. "Wagner's Law of Public Expenditure: What is the Appropriate [٢٥] Measurement for Valid Test?". *Public Finance*, 30, No. 1 (1975).
- Sahni, B. S. and Singh, B. "On the Causal Directions between National Income [٢٦] and Government Expenditure in Canada". *Public Finance*, 39, No. 3 (1984).
- Singh, B. and Sahni, B. S. "Causality Between Public Expenditure and National [٢٧]

- Income". *Review of Economics and Statistics*, 66, No. 4 (1984).
- Ram, R. "Causality Between Income and Government Expenditure: A Broad [٢٨] International Perspective". *Public Finance*, 41, No. 3 (1986).
- Pagan, A. R. and Wickens, M. R. "A Survey of Some Econometric Methods". [٢٩] *The Economic Journal*, 99 (1989).
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. "Distribution of Estimates for Autoregressive [٣٠] Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*, 74, (1979).
- Toda, H. Y. and Phillips, P. C. B. "Vector Autoregressive and Causality". [٣١] *Econometrica*, 61, No. 6 (1993).
- International Monetary Fund, *International Financial Statistics. Year Book*. IMF, [٣٢] 1997.
- Perron, P. "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root [٣٣] Hypothesis". *Econometrica*, 57 (1989).
- Asseery, A. A. "Estimating the Demand for Broad Real Money Balances of [٣٤] Saudi Arabia Using the Time Series Approach to Econometrics". *Journal of King Saud University, (Administrative Sciences)*. 9, No. 1, (1997).
- Fuller, W. A. "Introduction to Statistical Time Series". Wiley, New York. 1976. [٣٥]
- Engle, R. F. and Yoo, B. S. "Forecasting and Testing in Co-integrated [٣٦] Systems". *Journal of Econometrics*, 35 (1987).
- Fountis, N. G. and Dickey, D. A. "Testing for a Unit Root Nonstationarity in [٣٧] Multivariate Autoregressive Time Series". *Annals of Statistics*, 1989.
- Johansen, S. "Statistical Analysis of Cointegrated Vectors". *Journal of [٣٨] Economic Dynamic and Control*, 12 (1988).
- Johansen, S. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in [٣٩] Gaussian Vector Autoregressive Models". *Econometrics*, 59 (1991).
- Johansen, S. "Likelihood Based Inference on Cointegration in the Vector [٤٠] Autoregressive Model". Oxford: Oxford University Press, 1995.
- Gonzalo, J. "Comparison of Five Alternative Methods of Estimating Long-Run [٤١] Equilibrium Relationships". UCSD, Discussion Paper, 1989.
- Thomas, R. L. "Modern Econometrics: An Introduction". London: Addison- [٤٢] Wesley. 1997.
- Pesaran, M. H., Shin Y. and Smith R. J. "Structural Analysis of Vector Error [٤٣] Correction Models with Exogenous I (1) Variables". Unpublished Manuscript, University of Cambridge, 1996.

The Relationship between Government Spendings and Economic Growth in Wagner's Law: An International Evidence

Hamad M. H. Al-Sheikh

*Assistant Professor, Economics Department
College of Administrative Sciences, King Saud University
P.O. Box 2459, Riyadh 11451, Saudi Arabia
alsheikh@ksu.edu.sa*

(Received 23-12-1421H; accepted for publication 19-8-1421H)

Abstract. The study investigates the existence of Wagner's law using error correction models. The sample countries in this study include: Cyprus, Egypt, Greece, India, Indonesia, Iran, Jordan, Malta, Malaysia, Morocco, Nigeria, Oman, Pakistan, Philippines, Portugal, Saudi Arabia, Singapore, Spain, South Africa, Sri Lanka, Syria, Thailand, Tunisia, Turkey, UK, USA and Venezuela. The results show that while there is little evidence on uni-directional causality, bi-directional or mutual causality between the share of real government expenditure and real GDP per capita is the dominating feature. The study points to the danger of relying on one test for cointegration. It also shows that bi-directional or mutual causality implies the co-existence of Wagner's law and the Keynesian macroeconomic approach which is consistent with the spirit of cointegration.