مجلة جامعة تشرين – سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية

اسم المقال: محددات الإنفاق الحكومي في سورية للفترة 1970 - 2005
اسم الكاتب: د. أيمن نايف العشعوش
رابط ثابت: https://political-encyclopedia.org/index.php/library/4190
تاريخ الاسترداد: 2026/11/03 08:39 +03

الموسوعة السياسيّة هي مبادرة أكاديمية غير هادفة للربح، تساعد الباحثين والطلاب على الوصول واستخدام وبناء مجموعات أوسع من المحتوى العلمي العربي في مجال علم السياسة واستخدامها في الأرشيف الرقمي الموثوق به لإغناء المحتوى العربي على الإنترنت.
لمزيد من المعلومات حول الموسوعة السياسيّة – Encyclopedia Political، يرجى التواصل على info@political-encyclopedia.org

استخدامكم لأرشيف مكتبة الموسوعة السياسيّة – Encyclopedia Political يعني موافقتك على شروط وأحكام الاستخدام المتاحة على الموقع https://political-encyclopedia.org/terms-of-use

تم الحصول على هذا المقال من موقع مجلة جامعة تشرين – سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية – ورفده في مكتبة الموسوعة السياسيّة مستوفياً شروط حقوق الملكية الفكريّة ومتطلبات رخصة المشاع الإبداعي التي ينضوي المقال تحتها.

مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية _ سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية المجلد (32) العدد (1)2010
Tishreen University Journal for Research and Scientific Studies -Economic and Legal Sciences Series Vol. (32) No. (1) 2010

محددات الإنفاق الحكومي في سورية للفترة 1970- 2005

الدكتور أيمن نايف العشعوش*

(تاريخ الإيداع 27 / 9 / 2009. قُبِل للنشر في 9 / 3 /2010)

□ ملخّص □

تهدف هذه الدراسة إلى الكشف عن أهم العوامل التي تؤثر في مسيرة الإنفاق الحكومي في الجمهورية العربية السورية منذ عام 1970 إلى عام 2005. ولقد تم تضمين مجموعة من المتغيرات التفسيرية التي يمكن أن تشرح التقلبات في الإنفاق الحكومي و تشمل بعض المتغيرات الاقتصادية كالناتج المحلي الإجمالي، معدل التضخم، مستوى السيولة ومتغيرات ديموغرافية أخرى كالتعداد العام للسكان ودرجة التحضر ودرجة الانفتاح الاقتصادي.

بينت نتائج الانحدار الخطي لمتغير الإنفاق الحكومي على المتغيرات التفسيرية أن معلمات النموذج المقدرة تتفق إلى حد بعيد مع النظرية الاقتصادية، بينما أوضحت نتائج تطبيق اختبارات استقرار السلاسل الزمنية وجود جذر الوحدة في بعض متغيرات الدراسة وعدم وجوده في متغيرات أخرى وبالتالي تم استخدام طريقة التكامل المشترك للسلاسل الزمنية ونموذج تصحيح الخطأ La cointégration et le modèle à correction d'erreur حيث بينت هذه الطريقة وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغير الإنفاق الحكومي ومتغيرات الناتج المحلي الإجمالي ومعدل التضخم و إجمالي عدد السكان ومعدل التحضر. كما تبين من خلال هذه الدراسة وجود علاقة سببية (بمعنى سببية كرانجر) باتجاه واحد بين الإنفاق الحكومي ومتغيرات الناتج المحلي الإجمالي وعدد السكان ومعدل التحضر. البرنامج المستخدم في التحليل هو Eviews.

الكلمات المفتاحية: سلاسل زمنية – استقرار السلاسل الزمنية – جذر الوحدة – التكامل المشترك – نموذج تصحيح الخطأ – سببية كرانجر.

* مدرس – قسم الإحصاء و البرمجة – كلية الاقتصاد – جامعة تشرين – اللاذقية – سورية.

مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية _ سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية المجلد (32) العدد (1)2010
Tishreen University Journal for Research and Scientific Studies -Economic and Legal Sciences Series Vol. (32) No. (1) 2010

Les Déterminants Des Dépenses Publiques en Syrie Pour La Période 1970-2005

Dr. Ayman Achouch*

(Déposé le 27 / 9 / 2009. Accepté 9/3/2010)

□ Résumé □

L'objectif de cet article est de révéler les facteurs les plus importants qui influent les dépenses publiques en Syrie depuis 1970 jusqu à 2005. On a inclus un ensemble de variables explicatives qui pourraient expliquer les fluctuations des dépenses publiques comprenant certaines variables économiques: (PIB), taux d'inflation, niveau de liquidité et des variables démographiques: nombre total de population, degré d'urbanisation et le degré d'ouverture économique.

L'application de la régression linéaire de dépenses publiques sur les variables explicatives a montré des paramètres estimés en grande partie compatible avec la théorie économique , tandis que, les tests de stationnarité ont révélé l'existence des racines unitaires dans certaines variables et par conséquent, on a utilisé la théorie de cointégration et le modèle à correction d'erreur. Ce dernier a indiqué l'existence de relation d'équilibre à long terme entre la dépense publique et les variables de PIB, taux d'inflation, nombre total de population et le taux d'urbanisation. On a aussi trouvé une relation de causalité unidimensionnelle (au sens de Granger) entre la dépense publique et les variables de PIB, nombre de population et le taux d'urbanisation. Le logiciel utilisé dans cette article est Eviews.

Mots-clés : Séries chronologiques – Stationnarité - Racine unitaire – Cointégration - Modèle à correction d'erreur – Causalité de Granger.

* **Enseignant à la faculté d'économie, département de statistique et de programmation, université Tichrine, Lattaquié, Syrie.**

مقدمة:

يعتبر الاقتصاد السوري من الاقتصاديات النامية التي كانت تعتمد على مدى عقود على اقتصاد السوق المخطط و في السنوات الأخيرة برز اتجاه للتحول إلى اقتصاد السوق الاجتماعي و قد شهدت السنوات الأخيرة زيادة في معدلات النمو الاقتصادي تراوحت بين 2% عام 2004 و 5.1 % عام 2006 و من المتوقع أن يصل معدل النمو، وفقاً لتقديرات الفريق الاقتصادي السوري، إلى 7% في نهاية الخطة الخمسية العاشرة لعام 2010. هذه الزيادة في معدلات النمو الاقتصادي ترافقت مع زيادة ملحوظة في الإنفاق الحكومي حيث بلغ الإنفاق الحكومي لعام 2004 بالأسعار الثابتة لعام 2000 ما مقداره 137380 مليون ليرة سورية مقابل 159617 مليون لعام 2005 أي بزيادة مقدارها 13.9% سنوياً. و وفقاً لقانون فاغنر لعام 1971(Wagner's law) فإنه "كلما ازداد التحضر في المجتمعات كلما أدى ذلك إلى إنفاق أكثر من قبل الدولة" و هذا يعني أن حصة الإنفاق الحكومي في الناتج المحلي الإجمالي تزداد مع الزيادة في المتغير الذي يمثل التحضر (أو التنمية الاقتصادية) و الذي غالباً ما يستعاض عنه بحصة الفرد من الدخل المحلي.

إن التوسع في الإنفاق الحكومي يمكن أن يُفسر بظهور فئتين من الحاجيات الجديدة. الفئة الأولى تتمثل في التوسع في الاستثمارات الخاصة بالقطاعات الحكومية الناجمة عن ازدياد معدلات التنمية الاقتصادية و الفئة الثانية تتعلق بالحاجيات الأساسية العليا كالثقافة و التعليم و الصحة التي تزداد كلما تحسن مستوى دخل الفرد. و معلوم أن هذه الخدمات تتميز بمرونة دخلية اكبر من الواحد الصحيح، أي أن الاستهلاك من هذه السلع يزداد بسرعة أكبر من الزيادة في دخل الفرد.

أهمية البحث وأهدافه:

لم يكن فاغنر (Wagner,1971) واضحاً في صياغته لفرضياته المتعلقة بدالة الإنفاق الحكومي و بالمتغيرات التفسيرية التي تتضمنها الأمر الذي أدى إلى وجود خلاف بين الاقتصاديين حول الصياغة الدقيقة لدالة الإنفاق الحكومي. فالنماذج الاقتصادية المعيارية تفترض وجود مجموعات مختلفة من العوامل أو المتغيرات التي تلعب دوراً في تحديد معدلات الإنفاق الحكومي. و كما سبق وأشرنا فإن فاغنر يعتبر التحضر أو التنمية الاقتصادية العامل الأساس المؤثر في الإنفاق الحكومي ولكن ليس واضحاً أي المتغيرات يجب استخدامها لقياس التنمية الاقتصادية و لكن جرت العادة على استخدام متوسط دخل الفرد كمؤشر للتنمية الاقتصادية من قبل العديد من الاقتصاديين (MICHAS, 1975; BIRD, 1971; GOFFMAN, 1968; GUPTA, 1967; MUSGRAVE, 1969). بعض الدراسات الأخرى استخدمت إجمالي الناتج المحلي كمؤشر للتنمية الاقتصادية (الحكمي، 2007). ولأن الإنفاق الحكومي يعتبر محدداً أساسياً من محددات التنمية الاقتصادية فإن أهمية هذه الدراسة تبرز من واقع أن هذا الإنفاق يغذي مختلف قطاعات الدولة وبالتالي فإن التغييرات في معدلات الإنفاق الحكومي تنعكس إيجاباً أو سلباً على باقي قطاعات الاقتصاد الوطني.

تهدف هذه الدراسة إلى محاولة تفسير آلية التقلبات في معدلات الإنفاق الحكومي من خلال البحث عن أهم العوامل التي تؤثر في هذا الإنفاق. وهذه المحددات تشمل بعض المؤشرات السكانية كإجمالي عدد السكان ومعدل التحضر ومؤشرات اقتصادية أخرى كالناتج المحلي الإجمالي ومعدل الانفتاح الاقتصادي كممثلين للتنمية الاقتصادية بالإضافة إلى معدل التضخم.

منهجية البحث:

استخدم في هذا البحث المنهج التجريبي التحليلي الذي يسمح بدراسة تأثير مجموعة من المتغيرات المستقلة على متغير الإنفاق الحكومي من خلال تفسير معاملات الانحدار المقدرة و كذلك من خلال دراسة العلاقة السببية (بمفهوم كرانجر) التي يمكن أن توجد بين متغير الإنفاق الحكومي كمتغير تابع و كل واحد من المتغيرات التفسيرية المفترضة كمتغيرات مستقلة. بالإضافة لما سبق، فقد تم استخدام أدوات بحثية متطورة و ملائمة لمشكلة البحث تشمل أدوات للتحقق من استقرار السلاسل الزمنية المستخدمة عبر مجموعة من اختبارات جذر الوحدة (Dickey Fuller، Phillips Perron، KPSS) و كذلك البحث عن علاقات توازن طويلة الآجل بين متغير الإنفاق الحكومي و المتغيرات التفسيرية الأخرى بالاعتماد على نظرية التكامل المشترك و من ثم اعتماد نموذج تصحيح الأخطاء الذي يعتبر الأنسب في حالة التكامل المشترك بين مجموعة من السلاسل الزمنية.

الإطار النظري للبحث:

نستعرض في هذه الفقرة عرضاً اقتصادياً مبسطاً لأهم العوامل التفسيرية المستخدمة في تحليل التقلبات في معدلات الإنفاق الحكومي. و بما أن هذه المتغيرات موضع خلاف بين الاقتصاديين، كما أنه قد لا تتوفر، في كثير من الأحيان، المعطيات المطلوبة لغرض التحليل و الاختبار الإحصائي، فإننا استخدمنا في هذه الدراسة خمسة متغيرات تفسيرية هي الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة لعام 2000، عدد السكان، معدل التضخم، معدل التحضر و درجة الانفتاح الاقتصادي و ذلك للفترة الزمنية من عام 1970 إلى عام 2005.

- **الناتج المحلي الإجمالي GDP**

وفقاً لقانون فاغنر، فإن الزيادة في الإنفاق الحكومي عادة ما تكون نتيجة لمعدلات مرتفعة في التنمية الاقتصادية. وقد فُسر ذلك من خلال مجموعة من الأسباب أبرزها زيادة الطلب على الخدمات الترفيهية و الاجتماعية والتعليم و الصحة، و كذلك تعقد المعاملات و العلاقات الاقتصادية والقانونية بين المكونات المختلفة للاقتصاد مما يتطلب معه إنفاقاً حكومياً أكثر على الخدمات القضائية والأمنية والإجرائية (KELLEY, 1976). وتتفق بعض الدراسات في استخدام الناتج المحلي الإجمالي مقياساً للتنمية الاقتصادية و تتأتى الأهمية الأساسية للناتج المحلي الإجمالي في الاقتصاد الكلي من كونه مؤشراً رئيسياً لتحديد الكثير من الحقائق في هذا الاقتصاد و التي من أهمها اعتباره مؤشراً جوهرياً لمتابعة النمو الاقتصادي. فقد اعتمد عليه البعض لتمييز اقتصاديات البلدان المتقدمة (أو الغنية) عن اقتصاديات البلدان النامية (أو الفقيرة). ورغم المآخذ العديدة على دور هذا المؤشر، خاصة و أن المتوسط المذكور في بعض الدول الخليجية النامية قد يكون أعلى مما هو في كثير من الدول الصناعية المتقدمة، فقد تم تطوير هذا المؤشر لبناء معايير أقرب إلى الواقع. نذكر في هذا المجال معياراً مبسطاً تم اعتماده لتمييز اقتصاديات البلدان الفقيرة والبلدان الغنية، الراكدة و المتنامية و ذلك باعتماد متوسط نصيب الفرد من الدخل المحلي.

في دراستنا هذه، ونتيجة لعدم توفر معطيات تتعلق بمتوسط دخل الفرد من الدخل المحلي، فقد تم اعتماد الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة لعام 2000 كمقياس للتنمية الاقتصادية وأحد أهم المتغيرات التفسيرية في تقلبات معدلات الإنفاق الحكومي.

- **إجمالي عدد السكان**

عند البحث عن المتغيرات التي يمكن أن تلعب دوراً في تفسير الزيادة في الإنفاق الحكومي، فإننا غالباً ما ننسب هذه الزيادة إلى معدلات النمو السكاني. فالزيادة المطردة في عدد السكان يترتب عليها زيادة مقابلة في الطلب على

السلع والخدمات وبالتالي إنفاق حكومي أكثر على الخدمات الأساسية التحتية كالتعليم والصحة والإسكان والنقل وغيرها. هذا الإنفاق الحكومي المتزايد على الخدمات تفرضه حتمية المحافظة على متوسط حصة الفرد من هذه السلع و الخدمات لأنه في حال عدم زيادتها سيؤدي ذلك إلى انخفاض في تلك الحصة و بالتالي تدني في مستوى معيشة الفرد. لهذه الأسباب فانه ليس حتمياً أن تترافق الزيادة في معدلات النمو السكاني بزيادة في الإنفاق الحكومي. فقد يكون التأثير ايجابياً الأمر الذي ينعكس في رفاهية الفرد وقد يكون التأثير سلبياً (في حال عدم مواكبة زيادة الإنفاق الحكومي لزيادة عدد السكان) الأمر الذي يؤدي إلى انخفاض وتدني في مستوى معيشة الفرد. من هنا فقد تم استخدام متغير عدد السكان كمتغير تفسيري في دالـة الإنفاق الحكومي في كثير من الدراسات (GUPTA, 1967; MICHAS, 1975).

- **حصة سكان المدن (معدل التحضر):**

يقصد بمفهوم التحضر انتقال مكان الإقامة من الريف إلى المدينة و الاستقرار فيها، وبالتالي فإن معدل التحضر السنوي يمثل نسبة السكان الحضر إلى إجمالي عدد السكان في سنة ما مضروباً بـ 100. وبشكل مماثل لمتغير عدد السكان، فإن تأثير انتقال السكان من المناطق الريفية إلى المناطق الحضرية قد يترتب عليه زيادة في معدلات الإنفاق الحكومي ناجمة من الصرف الزائد على الخدمات التحتية للمدن المتمثلة في الصحة والتعليم والبناء والتشييد والمياه والكهرباء وغيرها. بالطبع هذا التحليل قد لايكون صائباً في حالة الدول الصناعية المتطورة حيث يفترض أن هذه الخدمات متوفرة سواء في الريف أو في المدينة، أما في البلدان النامية فما زالت تختلف هذه الخدمات من ناحية توفرها وجودتها ما بين الريف والمدينة. في هذه الدراسة اعتمدنا النسبة المئوية لحصة السكان القاطنين في مناطق تعّرف على أنها مناطق حضرية.

خلصت بعض الدراسات إلى نتيجة مفادها أن عملية التحضر تلعب دوراً مهماً في تحقيق الاستخدام الأمثل للسلع و الخدمات مما يعني انخفاضاً في معدلات الإنفاق الحكومي (KELLEY, 1976).

- **درجة الانفتاح الاقتصادي:**

في ظل الانفتاح الاقتصادي وتكامل أسواق السلع وأسواق رأس المال وتدويل عملية الإنتاج أخذت معدلات الإنفاق الحكومي تنمو بشكل ملحوظ وتحتل حيزاً متزايداً من اهتمام المسؤولين والاقتصاديين. وتعزى أهمية موضوع الانفتاح الاقتصادي إلى قيام العديد من الدول العربية باتخاذ إجراءات تساهم في اندماج اقتصادياتها بالاقتصاد العالمي والتحول من الانغلاق الاقتصادي إلى الانفتاح الاقتصادي في ظل تسارع معدلات نمو التجارة العالمية. فضلاً عن أن الانخراط في الاقتصاد العالمي يفتح فرصاً كثيرة وفي الوقت نفسه يبرز تحديات كبيرة تتعلق بمعدلات الإنفاق الحكومي الكبيرة. ولا شك في أن الانفتاح الاقتصادي بالنسبة للبلدان التي تعتمد الاقتصاديات الحرة المنفتحة يقود إلى عمليات تقليد لاقتصاديات البلدان الأخرى التي ترى فيها انموذجاً يحتذ به و بالتالي سيكون هناك أثراً مباشراً على معدلات الإنفاق الحكومي وبشكل خاص في مجال البرامج التعليمية و الصحية و الاجتماعية الأخرى (CAMERON, 1978).

تُقاس درجة الانفتاح الاقتصادي السنوية بنسبة مجموع الصادرات والواردات خلال عام على الناتج المحلي الإجمالي لنفس العام (BALASSA, 1985). وبعض الدراسات اعتمدت الواردات فقط في حساب تلك الصيغة (الحكمي، 2007).

- **معدل التضخم:**

تعاني الكثير من الدول من الضغوط التضخمية و خصوصاً في السنوات الأخيرة نتيجة عوامل تتعلق بأزمات اقتصادية دولية متنوعة، وتسعى هذه الدول إلى ترشيد إنفاقها الحكومي بغية تخفيض معدلات التضخم. فالإنفاق الحكومي الزائد قد يكون سبباً إضافياً للارتفاع في معدلات التضخم بل أحد الأسباب الأساسية المؤدية إلى زيادة المتداول من النقد في السوق وبالتالي فإن الحد من هذا الإنفاق و تقليصه سيؤدي إلى خفض النقد المتداول في الأسواق. و تلجأ الحكومات إلى بعض الإجراءات لتخفيض معدلات الإنفاق الحكومي كخفض حجم قروض التمويل العقاري أو تثبيت الإيجارات لبضع سنوات.

من المفيد الإشارة هنا إلى أن بعض الدراسات (الحكمي، 2007) أدخلت متغيراً تفسيرياً آخر هو مستوى السيولة في الاقتصاد، إلا أننا نرى أن إدخال معدل التضخم في دالة الإنفاق الحكومي كمتغير تفسيري يمثل بشكل أو بآخر تأثير مستوى السيولة في الاقتصاد والذي يعبر عنه بنسبة كمية النقود إلى الناتج المحلي الإجمالي.

فرضيات البحث:

يمكننا صياغة الفرضيات التالية المرتبطة بطبيعة العلاقة المتوقعة بين الإنفاق الحكومي و كلٍ من المتغيرات التفسيرية على النحو التالي:

أ- تفترض الدراسة أن الناتج المحلي الإجمالي كمؤشر لقياس التنمية الاقتصادية في سورية يعتبر محدداً أساسياً من محددات الإنفاق الحكومي و يرتبط معه بعلاقة طردية. بمعنى أن الزيادة في الإنفاق الحكومي تكون نتيجة لمعدلات مرتفعة في التنمية الاقتصادية ؟

ب- هناك علاقة طردية بين الإنفاق الحكومي في سورية و معدل التضخم مما يعني اتجاه الإنفاق الحكومي للزيادة لمواجهة التزايد في معدل التضخم ؟

ت- إن النمو المتزايد في عدد السكان وفي معدل التحضر السنوي يضغطان على الإنفاق الحكومي ويجعلانه متزايداً لتلبية الاحتياجات الإضافية من السلع والخدمات التحتية الضرورية الناجمة عن زيادة عدد السكان وانتقال الأفراد من الريف إلى المدينة ؟

ث- تفترض الدراسة أن إجمالي الإنفاق الحكومي يخضع طردياً للتغيرات في درجة الانفتاح الاقتصادي و هذا يعني أن الزيادة في درجة الانفتاح الاقتصادي تقود إلى زيادة في درجة الإنفاق الحكومي ؟

ج- تفترض هذه الدراسة وجود علاقة ثبات أو توازن مستقرة طويلة الآجل بين متغير الإنفاق الحكومي في سورية وجميع المتغيرات التفسيرية أو بعض منها ؟

بيانات الدراسة:

تغطي معطيات هذه الدراسة الفترة الزمنية من عام 1970 إلى عام 2005 و تشتمل على السلاسل الزمنية لكل من الإنفاق الحكومي و للناتج المحلي الإجمالي في الجمهورية العربية السورية بملايين الليرات السورية وبالأسعار الثابتة لعام 2000. و قد أُخذت هذه المعطيات من المجموعة الإحصائية السورية لعدة أعوام وتم استخدام طريقة دوال الـ Spline لإجراء التمديد الداخلي للمعطيات غير المتوفرة. أما متغيرات عدد السكان ودرجة الانفتاح الاقتصادي ومعدل التضخم ودرجة التحضر فقد تم الحصول عليها من مصدرين، مركز الأبحاث الإحصائية والاقتصادية والاجتماعية والتدريب للدول الإسلامية (SESRIC) لعام 2007 وقواعد البيانات الإحصائية للأمم المتحدة (UNSD) لعام 2007.

النتائج والمناقشة:

أولاً- تقدير دالة الإنفاق الحكومي الخطية

نفترض في هذه الدراسة أن تقلبات الإنفاق الحكومي في سورية تخضع لخمسة متغيرات تفسيرية ممثلةً بدالة خطية من الشكل التالي:

$$G = C + \alpha_1 GDP + \alpha_2 Pop + \alpha_3 OE + \alpha_4 Inf + \alpha_5 Urb \qquad (1)$$

حيث:

G : تمثل الإنفاق الحكومي بالأسعار الثابتة لعام 2000 و بملايين الليرات السورية.

C : ثابت دالة الانحدار.

GDP: الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة لعام 2000 و بملايين الليرات السورية.

Pop : إجمالي عدد السكان.

OE : درجة الانفتاح الاقتصادي.

Inf : معدل التضخم.

Urb: نسبة السكان الحضر إلى عدد السكان (معدل التحضر).

الجدول (1) يعرض نتائج تقدير الدالة السابقة للفترة من 1970 إلى 2005 بطريقة المربعات الصغرى العادية. يتضح من هذا الجدول أن جميع المتغيرات التفسيرية باستثناء متغير الانفتاح الاقتصادي تلعب دوراً تفسيرياً للتقلبات في مبالغ الإنفاق الحكومي و هي ذات دلالة إحصائية واضحة عند مستوى دلالة 5% حيث قيمة t المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية عند مستوى الدلالة 5% و المساوية إلى 1.96، و بالتالي فإننا نرفض فرضية العدم القائلة بأن قيمة المعلمة ليست مختلفة معنوياً عن القيمة صفر. بمعنى آخر تساهم هذه المتغيرات التفسيرية في شرح التقلبات في معدلات الإنفاق الحكومي في سورية.

الجدول 1: تقدير دالة الإنفاق الحكومي الخطية

المتغير التفسيري	المعلمة	الإحصاء t	الاحتمالية
C	-320337.3	-1.93	0.0631
GDP	0.164419	5.00	0.0000
POP	-11573.05	-2.74	0.0101
OE	7769.599	0.45	0.6538
INF	432.4661	2.16	0.0382
URB	9363.768	2.22	0.0338
R-squared 0.8391		F- statistic 31.312 Durbin-Watson 0.632	

يمكننا أيضاً من خلال نتائج التقدير المعروضة في الجدول 1 استخلاص بعض النتائج المتعلقة بطبيعة العلاقة بين الإنفاق الحكومي و المتغيرات التفسيرية الأخرى.

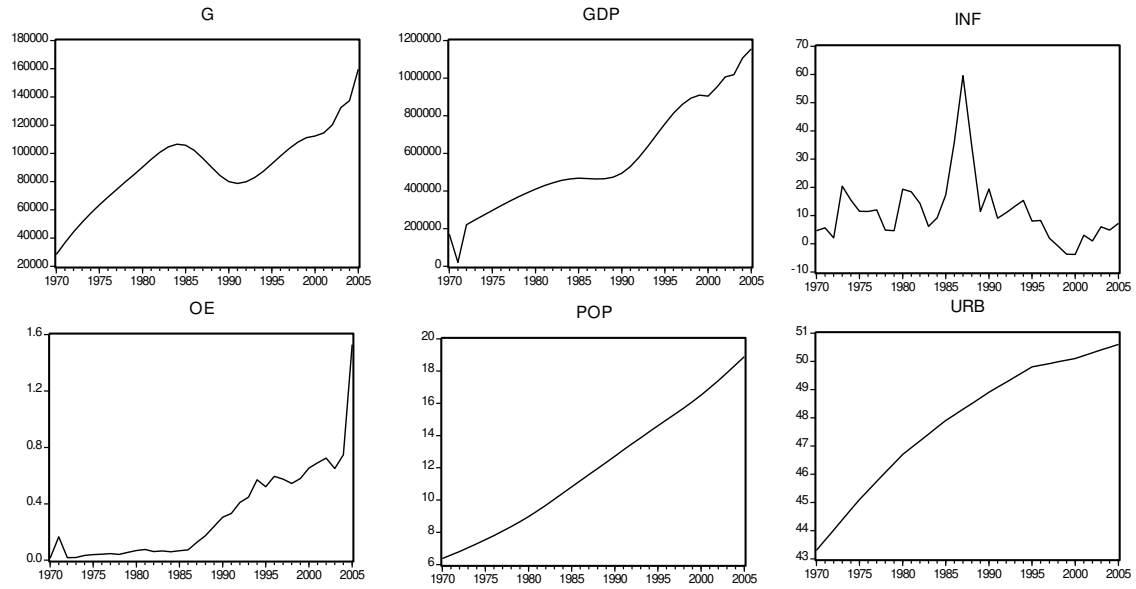
- نلاحظ أولاً وجود علاقة طردية موجبة بين الإنفاق الحكومي ومتغير الناتج المحلي الإجمالي وهذا يتطابق مع النظرية الاقتصادية، بمعنى أنه كلما ازداد الناتج المحلي الإجمالي ازداد الإنفاق الحكومي و لكن يلاحظ من خلال قيمة المعلمة (0.164) أن الزيادة في الإنفاق الحكومي أقل بكثير من الزيادة في الناتج المحلي الإجمالي.

- أما بخصوص متغير إجمالي عدد السكان فهو يتميز بدلالة إحصائية مرتفعة و لكن الإشارة السالبة لمعلمته تشير لوجود علاقة عكسية بين الإنفاق الحكومي وإجمالي عدد السكان. بمعنى آخر فإن الزيادة في عدد السكان تؤدي إلى انخفاض في الإنفاق الحكومي.
- ووفقاً للنتائج أيضاً فإن متغير الانفتاح الاقتصادي ليس ذو دلالة إحصائية، بمعنى أنه ربما لا يساهم كثيراً في تفسير التقلبات في الإنفاق الحكومي. وهنا يمكن أن نشير إلى إمكانية قبول هذه النتيجة، حيث كما سبق و أشرنا في المقدمة، فإن سورية خلال معظم فترة الدراسة كانت تتبع منهجاً اقتصادياً مغلقاً ولا دور بارز فيه للانفتاح الاقتصادي.
- أما فيما يتعلق بمعدل التضخم فالنتائج تتطابق مع النظرية الاقتصادية حيث هناك علاقة طردية بين معدل التضخم و معدلات الإنفاق الحكومي.
- أخيراً، يعتبر متغير درجة التحضر ذو دلالة إحصائية عند مستوى دلالة 6% و يعكس علاقة طردية مع الإنفاق الحكومي، بمعنى أن الزيادة في نسبة سكان المدن تقود إلى زيادة في الإنفاق الحكومي.

تجدر الإشارة إلى وجود مسألة الارتباط الذاتي في الانحدار السابق (القيمة الضعيفة لاختبار داربين واتسون والبعيدة عن القيمة 2). كما أنه يؤخذ على الانحدار السابق عدم التأكد من استقرار السلاسل الزمنية عند مستوياتها (وهذا ما يظهر واضحاً من خلال الشكل 1). هذه الأسباب مجتمعة تدعونا للانتقال إلى الخطوة التالية المتمثلة باختبار استقرار السلاسل الزمنية المدروسة.

ثانياً- اختبار استقرار السلاسل الزمنية Tests de stationnarité

يعتبر موضوع استقرار السلاسل الزمنية من الأمور الهامة التي يتوجب على الباحث أخذها بعين الاعتبار قبل البدء بعمليات التحليل الإحصائي. و في دراسات كثيرة، تبين أن معظم المتغيرات الاقتصادية الكلية غير مستقرة و بالتالي فإن تطبيق الطرائق الإحصائية، و خصوصاً طرق الانحدار، على مستويات هذه المتغيرات يقود إلى نتائج زائفة و غير موثوق بها (NELSON and PLOSSER, 1982). لذلك فإنه من الضروري اختبار فيما إذا كانت السلسلة الزمنية للمتغير موضع الدراسة مستقرة في مستواها أم لا. استقرار السلسلة الزمنية تعني أن التوقع الرياضي والتباين ثابتين مع الزمن، وقد جرت العادة على أخذ لوغاريتم السلسلة لضمان الاستقرار في التباين وحساب الفروقات الأولية لضمان الاستقرار في المتوسط.



الشكل 1: التمثيل البياني لمتغيرات الإنفاق الحكومي (G)، الناتج المحلي الإجمالي (GDP)، معدل التضخم (INF)، درجة الانفتاح الاقتصادي (OE)، إجمالي عدد السكان (POP) و معدل التحضر (URB)

يستخدم لاختبار الاستقرار مجموعة من الاختبارات تسمى اختبارات جذر الوحدة Unit Root Tests نذكر منها اختبار ديكي فولر المركب Augmented Dickey Fuller (ADF)، اختبار فيليب بيرون Phillips-Perron (PP) و اختبار Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS).

يعتمد اختبار ديكي فولر المركب على استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير النماذج الثلاث التالية:

- نموذج بدون مركبة اتجاه عام وبدون ثابت $$\Delta y_t = (\rho - 1) y_{t-1} + \sum_{j=2}^{k} \theta_j \Delta y_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

- نموذج بدون مركبة اتجاه عام ومع ثابت $$\Delta y_t = (\rho - 1) y_{t-1} + \sum_{j=2}^{k} \theta_j \Delta y_{t-j+1} + \alpha + \varepsilon_t \quad (3)$$

- نموذج بمركبة اتجاه عام وثابت $$\Delta y_t = (\rho - 1) y_{t-1} + \sum_{j=2}^{k} \theta_j \Delta y_{t-j+1} + \alpha + \beta t + \varepsilon_t \quad (4)$$

حيث Δ تمثل الفروق الأولى، y_t المتغير المراد اختباره و ε_t متغير الخطأ العشوائي و k عدد فترات الإبطاء بينما α، β، θ_j، ρ معالم مجهولة يراد تقديرها.

لاختبار وجود جذر الوحدة، نختبر فرضية العدم $H_0 : \rho = 1$ مقابل الفرضية البديلة $H_1 : |\rho| < 1$. حيث يتم رفض فرضية العدم المتمثلة بوجود جذر الوحدة و بأن السلسلة مستقرة في مستواها إذا كانت قيمة إحصاء الاختبار المقدرة اكبر من القيمة الجدولية المقترحة من مايكنون (MACKINNON, 1991).

أما بخصوص اختبار "فيليب بيرون" فهو يختلف عن سابقه بافتراضه تصحيحاً غير معلمي لاختبار ديكي فولر المركب في حال وجود ارتباط ذاتي في النموذج المستخدم للانحدار. و يكون لدينا أيضاً ثلاث نماذج للاختبار:

- نموذج بدون مركبة اتجاه عام و بدون ثابت $$\Delta y_t = (\rho - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

- نموذج بدون مركبة اتجاه عام و مع ثابت $$\Delta y_t = (\rho - 1) y_{t-1} + \alpha + \varepsilon_t \quad (6)$$

- نموذج بمركبة اتجاه عام و ثابت $\Delta y_t = (\rho - 1) y_{t-1} + \alpha + \beta t + \varepsilon_t$ (7)

و تبقى الفرضية المختبرة نفسها المعتمدة في الاختبار السابق.

يتم تحديد درجة التأخير (التباطؤ) المناسبة في الانحدار الخاص باختبار ديكي فولر المركب بطريقة تتابعيه (CAMPBELL and PERRON, 1991)، حيث نحدد أولاً رقم أعظمي لـ k نرمز له بالرمز $K_{\max} = Ent\left(12(T/100)^{1/4}\right)$ و يرتبط بعدد المشاهدات T و بعد ذلك نجري الانحدار باستخدام القيم المتتالية من 1 إلى القيمة $K_{\max}$. فإذا كان معامل درجة التأخير (التباطؤ) الأخيرة للمتغير المأخوذ بالفروقات الأولية معنوياً إحصائياً فإننا نعتمد درجة التأخير $K_{\max}$ و إلا فإننا نخفض $K_{\max}$ بوحدة واحدة و نجري الانحدار بقيم متتالية إلى القيمة $K_{\max-1}$ و نفحص من جديد معامل الدرجة الأخيرة للمتغير الأخير المأخوذ بالفروقات الأولية. و نستمر بهذا الإجراء إلى أن نصل إلى معامل معنوي إحصائياً. و في حال عدم حصولنا على أي معامل معنوي فإننا نختار $k = 0$.

أما بخصوص الاختبار KPSS، فهو يختلف عن الاختبارات الأخرى بافتراضه أن السلسلة الزمنية y_t مستقرة وفق فرضية العدم. و يستند هذا الاختبار على استخدام بواقي انحدار المتغير التابع y_t على المتغيرات الداخلية x_t

$$y_t = x_t \delta + u_t \quad (8)$$

للحصول على الاختبار LM المعرّف على النحو التالي:

$$LM = \sum_T S(t)^2 / \left(T^2 f_0\right) \quad (9)$$

حيث تمثل f_0 تقديراً لطيف البواقي Residual spectrum عند التكرار صفر و $S(t)$ تمثل الدالة التراكمية للبواقي، أي: $S(t) = \sum_{r=1}^{t} \hat{u}_r$.

بشكل عام يقال عن السلسلة الزمنية أنها مستقرة في مستواها إذا كانت متكاملة من الدرجة صفر و نرمز لها بالرمز $I(0)$ و بشكل عام فإن درجة تكامل السلسلة تعني عدد الفروقات الأولية الضرورية لجعل السلسلة مستقرة، فإذا كانت السلسلة متكاملة من الدرجة الأولى $I(1)$ ، فإن ذلك يعني احتياجها لفرق أولي واحد بحيث تصبح مستقرة.

كما سبق و أشرنا، تنص فرضية العدم في اختباري ADF و PP على أن السلسلة غير مستقرة و تحتوي على جذر الوحدة مقابل الفرضية البديلة لإستقرار السلسلة. بينما بالنسبة لاختبار KPSS فإن فرضية العدم تعني استقرار السلسة الزمنية.

تم تطبيق الاختبارات الثلاث على معطيات الدراسة و النتائج معروضة في الجدول 2. يلاحظ من هذا الجدول أن الاختبارات الثلاث المستخدمة لا تعطي دائماً نتائج متطابقة تماماً و ذلك بسبب اختلاف طريقة تصميم كل اختبار. و لقد اعتمدنا النتائج المتطابقة بين اختبارين على الأقل. بالخلاصة، يمكن القول بأن جميع متغيرات الدراسة، باستثناء متغير الانفتاح الاقتصادي (OE)، غير مستقرة في مستوياتها. بينما عند أخذ الفرق الأولى لهذه السلاسل فإنها تصبح مستقرة عند مستويات دلالة بين 5 و 10 %. بمعنى آخر، هذه السلاسل متكاملة من الدرجة الأولى، أي $I(1)$ ، و بالتالي يمكن البحث عن إمكانية أن تكون متكاملة تكاملاً مشتركاً.

الجدول 2: اختبارات جذر الوحدة

المتغير	اختبار ADF	اختبار PP	اختبار KPSS
G	-1.531	-1.608	0.1119

0.1769**	-1.199	-8.864***	D(G)
0.163	-1.579	-0.719	GDP
0.047***	-8.559***	-2.156**	D(GDP)
0.202	-1.655	-1.297	POP
0.313*	-3.221**	-11.937***	D(POP)
0.2002*	0.4399	-3.389*	OE
0.1054	-1.694	-1.675	D(OE)
0.2237	-1.533	-1.727	INF
0.2101	-6.701***	-5.460***	D(INF)
0.1923*	-1.510	-1.928	URB
0.0777	-3.422**	-4.422**	D(URB)

***، **، *** تعني قبول فرضية الاستقرار عند مستوى دلالة 1%، 5% و 10% على التوالي.**

يرمز D إلى معامل الفرق فمثلاً D(G) تعني الفرق الأولى للإنفاق الحكومي.

ثالثاً- تحليل التكامل المشترك Analyse de cointégration

تعتبر نظرية التكامل المشترك بلا ريب الاكتشاف الأكثر أهمية خلال السنوات الأخيرة بالنسبة للاقتصاديين وبشكل خاص للباحثين في مجال الاقتصاد القياسي للسلاسل الزمنية. فوجود التكامل المشترك بين مجموعة من المتغيرات يعني باختصار وجود توليفة ما أو توفيقاً ما بين هذه المتغيرات التي تتحرك زمنياً بشكل متشابه. فإذا كان لدينا سلسلتين زمنيتين x_t و y_t ، لهما نفس درجة التكامل و لتكن $I(1)$ فإنهما يحققان تكاملاً مشتركاً إذا أمكن كتابتهما على النحو التالي:

$$z_t = y_t - \alpha x_t \qquad (10)$$

بحيث تكون z_t مستقرة أي $I(0)$. هذا يعني أن المتغيرين يتحركان مع بعضهما البعض عبر الزمن بطريقة متماثلة مع وجود بعض الانحرافات اللحظية بينهما و لكن يبقيان متقاربين و لا يتباعدان كثيراً عن بعضهما البعض. هذه العلاقة الأخيرة هي علاقة توازن بين المتغيرين و يقيس المتغير z_t الانحراف عن قيمة التوازن.

ساهمت هذه الطريقة بإيجاد تقنية رياضية تطبيقية قادرة على مساعدة الباحثين في اختبار توقعاتهم النظرية التي تقول أن هناك تحركاً أو تطوراً مشتركاً بين مجموعة من السلاسل الزمنية الاقتصادية و أن هذا التحرك يأخذ شكلاً من أشكال التوازن على المدى الطويل، أي أن هناك علاقة توازن طويلة الآجل بين تلك السلاسل. و لقد تم البرهان تجريبياً بالنسبة للنماذج التي تفترض شرط التوازن طويل الآجل، بأن السلاسل الزمنية المقدرة لا يجب أن تنحرف عشوائياً الواحدة عن الأخرى (DAVIDSON, HENDRY, SRBA and YEO, 1978).

اختبار التكامل المشترك:

الهدف من اختبار التكامل المشترك هو تحديد فيما إذا كانت مجموعة من السلاسل الزمنية غير المستقرة متكاملة بشكل مشترك أم لا. عادة ما يتم استخدام طريقتين للتأكد من وجود تكامل مشترك بين السلاسل الزمنية. الطريقة الأولى تنسب إلى انجل-كرانجر (ENGLE and GRANGER, 1987) و هي الأكثر استخداماً و ربما الأسهل. أما الطريقة الثانية فهي طريقة جوهانسن (JOHANSEN, 1995).

1- اختبار Engel-Granger

يستند هذا الاختبار على إجراء الانحدار التالي، و ذلك بعد التأكد من أن السلاسل المدروسة تحتوي على جذر الواحدة أي $I(1)$:

$$y_t = \theta' x_t + z_t \qquad (11)$$

حيث يمكن أن تمثل x_t متغيراً تفسيرياً واحداً أو شعاعاً من المتغيرات التفسيرية. يستخدم لتقدير تلك المعادلة طريقة المربعات الصغرى العادية OLS. و بعد ذلك يتم اختبار جذر الوحدة لبواقي المعادلة السابقة لمعرفة فيما إذا أصبحت مستقرة أي $I(0)$:

$$\hat{z}_t = y_t - \hat{\theta}' x_t \qquad (12)$$

من المفيد الإشارة إلى أن اختبارات جذر الوحدة تختبر فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة بينما معظم اختبارات التكامل المشترك تختبر فرضية عدم وجود تكامل مشترك. يمكن استخدام اختبار ADF لهذه الغاية و يسمى مثل هذا الإجراء باختبار التكامل المشترك بواسطة ADF و يرمز له اختصاراً بالرمز CADF-Test.

لا بد من الإشارة أخيراً إلى أن هذا الاختبار لا يصلح إلا في حالة وجود علاقة واحدة للتكامل المشترك، أما إذا كان لدينا عدداً أكبر من ذلك فإننا نستخدم طريقة جوهانسين.

2- اختبار Johansen (Johansen LM estimator)

تستخدم هذه الطريقة لاختبار التكامل المشترك في النماذج المسماة VAR (Vector AutoRegressive)، وتعطي تقديراً فعالاً و متقارباً لشعاع التكامل المشترك (β) و للمعاملات المصححة (α). و يستخدم من أجل ذلك طريقة الإمكانية العظمى Maximum Likelihood أو اختصاراً LM.

لنعتبر النموذج $VAR(p)$ التالي:

$$y_t = A_1\, y_{t-1} + ... + A_p\, y_{t-p} + \mu_0 + \mu_1\, t + \varepsilon_t \qquad (13)$$

حيث تمثل y_t شعاعاً مؤلفاً من k من المتغيرات غير المستقرة، و $A_1,...,A_p$ مصفوفات للمعاملات من الأبعاد $k \times k$. يمكن إعادة كتابة النموذج السابق على النحو التالي (نموذج تصحيح الخطأ):

$$\Delta y_t = \Pi\, y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i\, \Delta y_{t-i} + \mu_0 + \mu_1\, t + \varepsilon_t \qquad (14)$$

$$\text{حيث} \qquad \Pi = \sum_{i=1}^{p} A_i - I \quad ، \quad \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} A_j$$

تعتبر العلاقة الأخيرة مناسبة لاختبار فرضية التكامل المشترك باستخدام رتبة مصفوفة التأثير Π التي تحتوي على المعلومات بخصوص العلاقة طويلة الأجل الممكن وجودها بين مكونات الشعاع y_t . يمكننا ملاحظة الحالات الثلاثة التالية:

- في حال كانت رتبة المصفوفة Π مساوية للصفر $(rg(\Pi) = 0)$ فإن جميع المتغيرات في الشعاع y_t متكاملة من الدرجة 1 و بالتالي ليس للنموذج أية خاصة من خواص التوازن على المدى الطويل.

- في حال كانت رتبة المصفوفة Π كاملة $(rg(\Pi) = k)$ فإن جميع المتغيرات في الشعاع y_t مستقرة.

و في حال كانت $(rg(\Pi) = r \;:\; (0 < r < k))$، فانه يكون لدينا r علاقة تكامل مشترك. و في هذه الحالة يمكن تقسيم المصفوفة Π وفق الشكل التالي: $\Pi = \alpha\,\beta'$ حيث α و β مصفوفات من الرتبة الكاملة ومن الأبعاد $k \times \tau$ و يمثلان على التوالي مصفوفة المعاملات لعلاقة التكامل المشترك ومصفوفة معاملات التصحيح.

وفقاً لفرضية $\Pi = \alpha\,\beta'$، فإن العلاقة بين α و المركبة الجبرية μ_i هامة في تحديد خصائص y_t وكذلك الأوضاع المختلفة التي يمكن تكوينها. فلو أجرينا تقسيماً لـ μ_0 و μ_1 وفقاً لاتجاهات α و $\alpha_\perp$، حيث $\alpha_\perp$ مصفوفة $k \times (k-p)$ متعامدة مع α، يمكننا كتابة التالي:

$$\mu_i = \alpha\,\rho_i + \alpha_\perp\,\delta_i,\ i = 0,1 \qquad (15)$$

حيث $\rho_i = (\alpha'\alpha)^{-1}\alpha'\mu_i$ و $\delta_i = (\alpha'_\perp\alpha_\perp)^{-1}\alpha'_\perp\mu_i$

من الواضح أن القيود المفروضة على μ_0 و μ_1 تؤدي إلى أشكال مختلفة للنموذج العام. وفقاً لـ OSTERWALD-LEMMA (1992)، هناك خمسة أشكال مختلفة لنماذج جزئية يمكن اختبارها لتحديد عدد علاقات التكامل المشترك r:

- $H_1(r): \mu_t = 0$
- $H_2(r): \mu_t = \alpha\,\rho_0$
- $H_3(r): \mu_t = \mu_0$
- $H_4(r): \mu_t = \mu_0 + \alpha\,\rho_1 t$
- $H_5(r): \mu_t = \mu_0 + \mu_1 t$

يستخدم اختبار جوهانسين إحصائيتين لتحديد عدد متجهات التكامل المشترك r:

– اختبار الأثر Trace- statistic لفرضية وجود r شعاع على الأكثر للتكامل المشترك و يعطى بالصيغة التالية:

$$Trace = -T\sum_{i=r+1}^{k}\log\left(1-\hat{\lambda}_i\right) \qquad (16)$$

حيث تمثل $\hat{\lambda}_i$ القيم الذاتية المقدرة Eigenvalue.

– اختبار القيمة الذاتية الأكبر Maximum Eigenvalue لفرضية وجود r شعاع فقط للتكامل المشترك و يعطى بالصيغة التالية:

$$\lambda_{\max} = T\ln\left(1-\hat{\lambda}_{p+1}\right) \qquad (17)$$

لا يعتبر التوزيع الاحتمالي لهذه الاختبارات توزيعاً معيارياً و لقد تم جدولة القيم الحرجة لهما من قبل Osterwald-Lenum (STERWALD-LENUM, 1992).

يبين الجدولين 3 و 4 نتائج تطبيق اختبار التكامل المشترك وفق طريقة جوهانسين لمتغيرات الإنفاق الحكومي و الناتج المحلي الإجمالي و معدل التضخم و عدد السكان و معدل التحضر.

الجدول 3: اختبار التكامل المشترك (اختبار الأثر) وفق طريقة جوهانسين

عدد متجهات التكامل المشترك المفترضة	القيمة الذاتية Eigenvalue	اختبار الأثر Trace Statistic	القيمة الحرجة عند مستوى 5%	الاحتمالية P-value
$r = 0$	0.892756	152.6028	69.81889	0.0000
$r \le 1$	0.686988	76.69277	47.85613	0.0000
$r \le 2$	0.485617	37.20129	29.79707	0.0058

$r \leq 3$	0.340758	14.59850	15.49471	0.0679
$r \leq 4$	0.012622	0.431877	3.841466	0.5111

الجدول 4: اختبار التكامل المشترك (اختبار القيمة الذاتية الأكبر) وفق طريقة جوهانسين

عدد متجهات التكامل المشترك المفترضة	القيمة الذاتية Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	القيمة الحرجة عند مستوى 5%	الاحتمالية P-value
$r = 0$	0.892756	75.91007	33.87687	0.0000
$r \leq 1$	0.686988	39.49149	27.58434	0.0009
$r \leq 2$	0.485617	22.90279	21.13162	0.0308
$r \leq 3$	0.340758	14.16662	14.26460	0.0518
$r \leq 4$	0.012622	0.431877	3.841466	0.5111

نلاحظ من خلال الجدول 4 أن كلا الاختبارين يشير إلى وجود ثلاث متجهات للتكامل المشترك حيث أن القيمة المحسوبة لاختبار الأثر (14.59) أصغر من القيمة الحرجة (15.49) عند مستوى دلالة 5% وبالتالي قبول فرضية العدم القائلة بوجود ثلاث متجهات للتكامل المشترك.

تعني هذه النتيجة وجود توليفة خطية بين الإنفاق الحكومي والمتغيرات التفسيرية التي تم اعتمادها في نموذج التكامل المشترك والتي تشمل الناتج المحلي الإجمالي ومعدل التضخم وعدد السكان ونسبة السكان الحضر إلى الريف. بمعنى آخر، هناك علاقة توازنية طويلة الآجل بين المتغيرات المذكورة، أي أن حركة سيرها تكون متشابهة ولا تختلف كثيراً في مسارها العام.

إن النتيجة المنطقية لوجود جذر الوحدة في بعض متغيرات الدراسة و التكامل المشترك بين هذه المتغيرات تقودنا إلى استخدام نموذج تصحيح الخطأ Le modèle à correction d'erreur. هذا الأخير يستند على متجهات التكامل المشترك و يعتبر النموذج المناسب لتقدير دالة الإنفاق الحكومي في سورية.

رابعاً- نموذج تصحيح الخطأ Le modèle à correction d'erreur

القبول بالتكامل المشترك يعني القبول بوجود علاقة ثبات أو توازن مستقرة بين متغيرات الدراسة وبمعنى آخر فإن تلك المتغيرات تتحرك تحركاً مشتركاً و كل انحراف مؤقت عن القيمة التوازنية يعتبر عشوائياً ووفقاً لنظرية تمثيل كرانجر، فإن لكل نظام متكامل تكاملاً مشتركاً آلية لتصحيح الخطأ مما يمنع المتغيرات من الانحراف بشكل كبير عن قيمتها التوازنية طويلة الآجل. ففي حين أن التكامل المشترك يسمح بتحديد حقيقة وطبيعة التباعد بين السلاسل الزمنية المرتبطة فيما بينها وبالتالي إيجاد النموذج المناسب لسلوكية هذه المتغيرات، فإن نموذج تصحيح الخطأ يسمح بشرح هذه السلوكية ويستخلص منها آلية التحرك. بشكل عام ومبسط يمكن كتابة نموذج تصحيح الخطأ في حالة وجود متغيرين فقط على النحو التالي:

$$\Delta y_t = \alpha_1 z_{t-1} + lagged\left(\Delta x_t, \Delta y_t\right) + \varepsilon_{1t}$$
$$\Delta x_t = \alpha_2 z_{t-1} + lagged\left(\Delta x_t, \Delta y_t\right) + \varepsilon_{2t} \qquad (18)$$

حيث يمثل z_{t-1} حد تصحيح الخطأ الناتج من تقدير علاقة التكامل المشترك بينما ε يمثل حداً عشوائياً مستقراً، $|\alpha_1| + |\alpha_2| \neq 0$. و يشير حد تصحيح الخطأ إلى سرعة الضبط Speed of adjustment من الأجل القصير إلى الأجل الطويل. أي يشير إلى مقدار التغير في المتغير التابع نتيجة لانحراف قيمة المتغير المستقل في

الأجل القصير عن قيمته التوازنية في الأجل الطويل بمقدار وحدة واحدة. و يتوقع أن يكون هذا المعامل سالباً لأنه يشير إلى المعدل الذي تتجه به العلاقة القصيرة الأجل نحو العلاقة طويلة الأجل. (عطية، 2004).

لدينا في دراستنا هذه خمسة متغيرات، الإنفاق الحكومي كمتغير تابع و الناتج المحلي الإجمالي و معدل التضخم و عدد السكان و معدل التحضر كمتغيرات تفسيرية و بالتالي ستتضمن نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ على خمسة معادلات مقدرة، و لكن اهتمامنا هنا سيكون بالنسبة للمعادلة الأولى التي تربط بين الإنفاق الحكومي و باقي المتغيرات التفسيرية.

لتقدير النموذج الشعاعي لتصحيح الخطأ يلزمنا أولاً تحديد علاقة التوازن بين متغير الإنفاق الحكومي ومتغيرات الناتج المحلي الإجمالي و معدل التضخم و عدد السكان و معدل التحضر. تقدير هذه العلاقة أعطى النتائج التالية:

$$G = \underset{(-2.01)}{-281002.6} + \underset{(5.09)}{0.165018}\,GDP + \underset{(2.18)}{429.6843}\,INF + \underset{(-3.12)}{-10429.7}\,POP + \underset{(2.40)}{8301.43}\,URB \qquad (19)$$

تمثل القيم بين قوسين إحصاء ستيودنت المرتبط بالمعاملات المقدرة. و من الواضح أن جميع المعاملات المقدرة مختلفة معنوياً عن الصفر وذات دلالة إحصائية عند مستوى دلالة 5%. يبين الجدول (5) تقدير نموذج تصحيح الخطأ، المشتق أساساً كما رأينا من نموذج التكامل المشترك، و يتضمن نتائج التقدير الخاصة بمتغير الإنفاق الحكومي كمتغير تابع و باقي المتغيرات التفسيرية.

تبدو جودة التقدير للنموذج جيدة من خلال النظر إلى إحصاء فيشر F-statistic (20.14) وإلى معامل التحديد R-squared (0.91) و كذلك من خلال ملاحظة اختبار Jarque-Bera. هذا الأخير يشير إلى أن بواقي نموذج تصحيح الخطأ موزعة توزيعاً طبيعياً، سواء بشكل فردي بالنسبة لبواقي انحدار الإنفاق الحكومي على المتغيرات التفسيرية أوبشكل إجمالي لجميع التقديرات الأخرى Jarque-Bera (joint). كما يظهر اختبار Portmanteau test عدم وجود ارتباط ذاتي في بواقي معادلة انحدار نموذج تصحيح الخطأ. بالإضافة إلى ذلك فإن حد تصحيح الخطأ في معادلة انحدار الإنفاق الحكومي المشار إليه بالرمز z_{t-1} ذو قيمة سالبة (0.905−) ومعنوية إحصائياً، مما يؤكد بالتالي وجود علاقة توازن طويلة الآجل بين الإنفاق الحكومي و باقي المتغيرات التفسيرية. هذه القيمة تعني أنه في حال عدم التوازن قصير الآجل، فإن الإنفاق الحكومي يعود سريعاً إلى مجال توازنه (سرعة الضبط أو التقارب مقدرة بحوالي 90%). بمعنى آخر، حوالي 90% من اختلال التوازن في الإنفاق الحكومي يمكن تصحيحه من فترة زمنية إلى أخرى أي من عام إلى آخر.

الجدول 5: نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ لمتغير الإنفاق الحكومي

ΔG_t		
المتغير	المعامل	إحصائية t
z_{t-1}	-0.905	-3.96
ΔG_{t-1}	-0.221	-1.16
ΔG_{t-2}	1.261	5.68
ΔGDP_{t-1}	0.009	0.36

0.73	0.011	ΔGDP_{t-2}
-2.11	-77.39	ΔINF_{t-1}
-1.16	-42.35	ΔINF_{t-2}
2.11	122737.4	ΔPOP_{t-1}
1.93	224940.1	ΔPOP_{t-2}
-0.99	-14672.10	ΔURB_{t-1}
0.07	1111.963	ΔURB_{t-2}
-4.74	-120038.9	C

R- squared 0.913438
F- statistic 20.14559
اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي
Jarque-Bera 4.962554 P-value 0.08
Jarque-Bera (joint) 16.23986 P-value 0.09
اختبار الارتباط الذاتي
Q_4 – stat 100.5584 P-value 0.0000

كما نلاحظ أيضاً أنه على المدى القصير، يرتبط الإنفاق الحكومي بقيمته السابقة التأخيرية لفترة زمنية واحدة (عام واحد) و لفترتين زمنيتين أيضا (عامين). و كذلك هو الحال مع ارتباط الإنفاق الحكومي بمعدل التضخم للفترة الزمنية السابقة و بإجمالي عدد السكان للفترة السابقة. أما بخصوص الناتج المحلي الإجمالي ومعدل التحضر وعلاقتهما بالإنفاق الحكومي، فإن نتائج التقدير تعطي أهمية أقل لهذين المتغيرين التفسيريين، حيث أن القيم المحسوبة لإحصائية t للمعلمتين المقدرتين لهذين المتغيرين ليست ذات دلالة إحصائية عند مستوى دلالة 10% و بالتالي فإن تأثير هذين المتغيرين على معدلات الإنفاق الحكومي يكون محدوداً.

خامساً- اختبار السببية بمفهوم كرانجر Causalité au sens de Granger

في مجال الاقتصاد القياسي للسلاسل الزمنية، فإن دراسة السببية بين سلسلتين زمنيتين، وفقاً لمفهوم كرانجر، تتم من خلال مفهوم تحسين جودة التنبؤ. سلسلة زمنية ما "تسبب" سلسلة زمنية أخرى إذا كانت المعلومات (البيانات) السابقة المتضمنة في السلسلة الأولى تحسن من جودة التنبؤ للسلسلة الثانية.

ولقد بيّن انجل و كرانجر (ENGLE and GRANGER, 1991) أنه في حال كانت متغيرات الدراسة متكاملة من درجة معينة، فإن الاختبار التقليدي للسببية المنسوب لكرانجر و المستند على نماذج الانحدار الذاتي الشعاعية VAR لم يعد مناسباً. وبالتالي فإنهم ينصحون من أجل ذلك باستخدام نموذج تصحيح الخطأ السابق شرحه في الفقرة السابقة. فاختبار السببية المستند على النموذج الشعاعي لتصحيح الخطأ يمتاز بأنه يكشف العلاقة السببية بين المتغيرات حتى لو كانت المعاملات المقدرة للمتغيرات التأخيرية في نموذج تصحيح الخطأ غير معنوية. و هذه الحالة ظهرت واضحة عند تقديرنا لنموذج تصحيح الخطأ للإنفاق الحكومي. ففي حال وجود متغيرين اثنين فقط x_t و y_t ، فإنه يمكننا إعادة كتابة نموذج تصحيح الخطأ وفق الشكل التالي:

$$\Delta x_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \xi_i \, \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \varphi_i \, y_{t-i} + \tau \, z_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (20)$$

$$\Delta y_t = \psi + \sum_{i=1}^{k} \chi_i \, \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i \, \Delta x_{t-i} + \lambda \, z_{t-i} + \nu_t$$

باستخدام النموذج السابق، نقول أن x_t لا تسبب y_t وفق مفهوم كرانجر إذا تحقق أن $\gamma_i = \lambda = 0$ و نقول أن y_t لا تسبب x_t إذا تحقق $\varphi_i = \tau = 0$.

يبين الجدول 6 نتائج تطبيق اختبار كرانجر للسببية بين متغير الإنفاق الحكومي من جهة وكلٍ من المتغيرات التفسيرية المتكاملة داخلياً معه من جهة أخرى. على سبيل المثال، في حالة متغير الإنفاق الحكومي والناتج المحلي الإجمالي سنختبر التالي:

- هل الإنفاق الحكومي هو السبب في تقلبات الناتج المحلي الإجمالي: $G = f(GDP)$ ؟
- أم أن الناتج المحلي الإجمالي هو السبب في تقلبات الإنفاق الحكومي: $DGP = f(G)$ ؟

كما يمكن، بالإضافة إلى الحالتين التاليتين، اختبار وضعين آخرين:

- وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين المتغيرين المدروسين.
- وجود استقلالية بين المتغيرين المدروسين أي لا وجود لعلاقة سببية بينهما.

تم التحقق من العلاقة السببية بواسطة اختبار كرانجر المستند على نموذج تصحيح الخطأ، حيث تمّ تقدير هذا الأخير لكل ثنائية من المتغيرات (متغير الإنفاق الحكومي و متغير تفسيري واحد) و من ثم استخدمنا إحصاء Wald لاختبار القيود على المعاملات. بعد ذلك تم استخدام اختبار كاي مربع χ^2 لاختبار فرضية عدم وجود علاقة سببية بين متغير الإنفاق الحكومي في سورية و كل متغير من المتغيرات التفسيرية المشمولة في هذه الدراسة مقابل الفرضية البديلة القائلة بوجود مثل هذه العلاقة.

نلاحظ من الجدول (6) وجود علاقة سببية باتجاه واحد بين متغير الإنفاق الحكومي و متغير الناتج المحلي الإجمالي، و اتجاه هذه العلاقة يوحي بأن الناتج المحلي الإجمالي يعتبر سبباً في تقلبات الإنفاق الحكومي حيث في هذه الحالة نرفض فرضية العدم عند مستوى 1% .

الجدول 6: نتائج اختبارات السببية بين متغير الإنفاق الحكومي و المتغيرات التفسيرية

P-value	اختبار χ^2	الفرضية البديلة			فرضية العدم	
0.08	4.853793	H_1 : G يسبب GDP	مقابل	H_0 : G لا يسبب GDP		
0.01	8.898875	H_1 : GDP يسبب G	مقابل	H_0 : GDP لا يسبب G		
0.78	0.486996	H_1 : G يسبب INF	مقابل	H_0 : G لا يسبب INF		
0.19	3.225908	H_1 : INF يسبب G	مقابل	H_0 : INF لا يسبب G		
0.08	5.041389	H_1 : G يسبب POP	مقابل	H_0 : G لا يسبب POP		
0.00	34.92128	H_1 : POP يسبب G	مقابل	H_0 : POP لا يسبب G		
0.05	5.666912	H_1 : G يسبب URB	مقابل	H_0 : G لا يسبب URB		
0.13	4.004078	H_1 : URB يسبب G	مقابل	H_0 : URB لا يسبب G		

كما يلاحظ وجود علاقة سببية باتجاه واحد أيضاً بين متغير الإنفاق الحكومي و إجمالي عدد السكان أي أن إجمالي عدد السكان يعتبر سبباً في زيادة الإنفاق الحكومي. أما بخصوص متغير معدل التحضر و علاقته بالإنفاق الحكومي، فإن نتائج اختبار السببية تشير لوجود علاقة سببية باتجاه واحد بين الإنفاق الحكومي و معدل التحضر، حيث نرفض فرضية عدم وجود علاقة سببية بين الإنفاق الحكومي و معدل التحضر عند مستوى دلالة 5%، بمعنى آخر يعتبر الإنفاق الحكومي سبباً في التقلبات الحاصلة في معدل التحضر. تظهر النتائج أيضاً وجود استقلالية بين

متغيري الإنفاق الحكومي و معدل التضخم، حيث لا نستطيع رفض فرضية العدم في كلا الاتجاهين. بمعنى آخر لا وجود لعلاقة سببية بين هذين المتغيرين. أخيراً، لم يلحظ وجود أي علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين الإنفاق الحكومي وأي من المتغيرات التفسيرية.

الاستنتاجات والتوصيات:

استخدمنا لتقدير دالة الإنفاق الحكومي في سورية نظرية التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ. ولقد اعتمدنا على بيانات سنوية للفترة من عام 1970 إلى عام 2005 لمتغيرات الإنفاق الحكومي كمتغير تابع ومتغيرات الناتج المحلي الإجمالي وعدد السكان ومعدل التضخم والانفتاح الاقتصادي ومعدل التحضر كمتغيرات تفسيرية. ويمكن إيجاز أهم نتائج هذه الدراسة على النحو التالي:

1- أوضحت نتائج تطبيق طريقة الانحدار الخطي مساهمة جميع المتغيرات التفسيرية، ما عدا معدل الانفتاح الاقتصادي، في تفسير التقلبات في معدلات الإنفاق الحكومي في سورية.

2- رغم وجود علاقة طردية بين الإنفاق الحكومي والناتج المحلي الإجمالي، فإن الزيادة في الناتج المحلي الإجمالي تترافق بزيادة ضئيلة في الإنفاق الحكومي أي أن الناتج المحلي الإجمالي في سورية يعتبر محدداً من محددات الإنفاق الحكومي ولكنه ليس المحدد الأساس.

3- بينت نتائج البحث، على عكس التوقعات، أن الزيادة في إجمالي عدد السكان لا تترافق بزيادة في معدلات الإنفاق الحكومي، مما يعني انخفاضاً في متوسط حصة الفرد من السلع والخدمات وبالتالي تدني في مستوى معيشة الفرد.

4- هناك علاقة طردية بين الإنفاق الحكومي ومعدلات التضخم والتحضر. فالزيادة في المعدلين المذكورين تترافق بزيادة في معدلات الإنفاق الحكومي.

5- أوضحت نتائج تطبيق اختبارات جذر الوحدة عدم استقرار متغيرات الدراسة عند مستوياتها (باستثناء متغير الانفتاح الاقتصادي) وبالتالي فهي متكاملة من الدرجة الأولى وتحتاج إلى أخذ الفروقات الأولية لجعلها مستقرة.

6- تبين وجود علاقة توازن طويلة الأجل بين متغير الإنفاق الحكومي ومتغيرات الناتج المحلي الإجمالي وعدد السكان ومعدلي التضخم و التحضر. أي أن لهذه المتغيرات تحركاً زمنياً مشتركاً ولا تتباعد كثيراً فيما بينها، ومن خلال استخدام نموذج تصحيح الخطأ، تبين أن الاختلافات التي تنشأ بين هذه المتغيرات عن القيم التوازنية يمكن تصحيحها من عام إلى آخر بسرعة ضبط توازي 90%.

7- أوضحت نتائج تطبيق اختبار السببية بمعنى كرانجر، وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه بين متغير الإنفاق الحكومي والناتج المحلي الإجمالي بحيث يمكن اعتبار أن الناتج المحلي الإجمالي سبباً في تقلبات الإنفاق الحكومي. كما تبين أيضاً وجود علاقة سببية بين الإنفاق الحكومي و عدد السكان. وبخصوص معدل التحضر، فقد تبين أن الإنفاق الحكومي هو السبب في التقلبات الخاصة بمعدلات التحضر وليس العكس، أي أن الإنفاق الحكومي في المدن يجعل السكان يتوجهون من الريف إلى المدينة. لم تظهر اختبارات السببية وجود علاقة سببية بين الإنفاق الحكومي ومعدل التضخم أي أن البيانات السابقة لأي من المتغيرين لا تساهم في تحسين جودة التنبؤ بالمتغير الآخر.

من خلال النتائج السابقة، تقترح الدراسة التوصيات التالية:

1. اعتبار نموذج تصحيح الخطأ المشار إليه بالمعادلة (19) أفضل نموذج لتقدير دالة الإنفاق الحكومي في سورية. حيث يأخذ هذا النموذج بعين الاعتبار ظاهرة عدم استقرار السلاسل الزمنية وإمكانية تكاملها تكاملاً مشتركاً.
2. اعتماد مخصصات أكثر أهمية للإنفاق الحكومي لتنمية الخدمات التحتية للريف السوري في مختلف القطاعات، الصحية و التعليمية والتشييد و البناء و الكهرباء ... الخ مما له تأثير ايجابي في تخفيف حدة الهجرة الداخلية من الريف إلى المدينة.
3. للمحافظة على متوسط حصة الفرد من السلع والخدمات و عدم تدنيها، يتوجب اعتبار متغير عدد السكان من المحددات الأساسية للإنفاق الحكومي في سورية وزيادة هذا الأخير يجب أن ترتبط مباشرة بزيادة عدد السكان مما ينعكس على تحسن في مستوى معيشة الفرد.
4. بينت نتائج التقدير الإحصائي أن الزيادة في الإنفاق الحكومي أقل من الزيادة في الناتج المحلي الإجمالي. ولذلك لا بد من اعتماد منهجية في سياسات الإنفاق الحكومي تأخذ بعين الاعتبار متغير الناتج المحلي الإجمالي كمؤشر للنمو الاقتصادي وبالتالي تكون معدلات الزيادة في الإنفاق الحكومي تساوي أو تزيد على معدلات الزيادة في الناتج المحلي الإجمالي.

المراجع:

1- الحكمي، علي بن عثمان. *محددات الإنفاق الحكومي في المملكة العربية السعودية*. دورية الإدارة العامة، العدد الرابع، أكتوبر 2007، 533-554.

2- الحكمي، علي بن عثمان. *تحليل العلاقة السببية بين الإنفاق الحكومي و الإيرادات الحكومية في المملكة العربية السعودية*. دورية الإدارة العامة، العدد 42، 2002، 475-493.

3- عطية، عبد القادر. الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية و التطبيق. الدار الجامعية، الإسكندرية، 2004.

4- BALASSA, B. *Exports, policy choices and Economic Growth in Developing Countries after the 1973 Oil shock*. Journal of Development Economics,18 ,2, 1985, 23-35.

5- BIRD, R.M. *Wagner's 'Law' of Expanding state Activity*. Public Finance, Finances Publiques, 26, 1971, 1-26.

6- CAMERON, D.R. *The Expanding of the public Economy: A Comparative Analysis*. American Political Science Review, 72 ,4, 1978, 1243-1261.

7- CAMPBELL, J.Y.; PERRON P. *Pitfalls and opportunities: What macroeconomists should know about unit roots*. NBER Macroeconomics Annual, Vol. 6, 1991, 141-201.

8- DAVIDSON, J.E.H.; HENDRY, D.F.; SRBA, F.; YEO J.S. *Econometric modeling of the aggregate time series relationship between consumer's expenditure in the U.K*. Economic Journal, Vol. 88, 1978, 661-692.

9- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. *Co-integration and error correction: representation estimation and testing*. Econometrica, Vol. 55, n. 2, 1987, 251-276.

10- ENGLE, R.F.; GRANGER C.W.J. *Long-Run Economic Relationships*. Oxford University Press, 1991.

11- GOFFMAN, I. J. *On the Empirical Testing of Wagner's Law: A Technical Note*. Public Finance, Finances Publiques, 23,3, 1968, 359-364.

12- GUPTA, S.P. *Public Expenditure and Economic Growth: A Time Analysis*. Public Finance, Finances Publiques, 22, 4, 1967, 423-461.
13- JOHANSEN, S. *Likelihood-based Inference in cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford, Oxford University Press, 1995.
14- KELLEY, A. C. *Demographic Change and the Size of the Government Sector*. Southern Economic Journal, 43,1976, 1056-1066.
15- MACKINNON, J. *Critical values for cointegration tests. In Engle, R.F. and Granger, C.W.J., editors, Long-Run Economic Relationships: Reading in Cointegration*. Oxford University, Ch.13, 1991, 267-276.
16- MICHAS, N.A. *Wagner's Law of public Expenditures: What is the Appropriate Measurement for a Valid Test*. Public Finance, Finances Publiques, 30,1975, 77-84.
17- MUSGRAVE, R.A. *Fiscal System*s. New Haven and London: Yale University Press, 1969.
18- NELSON, C.R.; PLOSSER, C.I. *Trends and random in macroeconomic time series*. Journal of Monetary Economics, 10, 1982, 139-162.
19- OSTERWALD-LENUM, M. *A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics*. Oxford Bulletin of Economics and statistics, Vol. 54, 1992, 461-471.