استخدام التكامل المشترك لتقدير أثر الإنفاق العام على الإنفاق الاستهلاكي الخاص في العراق للمدة (١٩٨٠-٢٠٠٨)[١]

الباحثة: نعم عبدالحميد فواز
كلية الزراعة
جامعة الانبار
niamalkubaisi@gmail.com

أ.د. خيري خليل سليم الساطوري
كلية الإدارة والاقتصاد
جامعة الفلوجة
mohamedkhalil195@gmail.com

المستخلص:

تظهر اهمية متغير الإنفاق العام كونه اداة من ادوات السياسة المالية التابعة للسياسة الاقتصادية العامة والتي من جملة اهدافها هو تحقيق الاستقرار الاقتصادي لذلك فهذا المتغير يلعب دوراً في تحقيق استقرار مستوى الاستهلاك الخاص الذي يعتبر المكون الاكبر للدخل القومي فيجب التأكيد على دوره هذا لتحقيق الاهداف المنشودة. لقد اخضعت السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة قبل التقدير إلى اختبار ديكي فولر الموسع لمعرفة استقرار السلسلة الزمنية وبعد التأكد من استقرار السلسلة تم تقدير انحدار كل من الإنفاق الاستهلاكي العام والاستثماري العام على الإنفاق الاستهلاكي الخاص بطريقة المربعات الصغرى (OLS) وتم الحصول على دالة الاجل الطويل ومن ثم تم اجراء اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار جوهانسن Johansen الذي تم التأكيد من خلاله على وجود تكامل مشترك بين المتغيرات محل الدراسة اي وجود علاقة توازنيه طويلة الاجل بين الإنفاق الاستهلاكي الخاص وكل من الإنفاق الاستثماري العام والإنفاق الاستهلاكي العام وبعد ذلك تم اجراء اختبار السببية باستخدام سببية كرانجر الذي اكدت نتائجه على وجود علاقة سببية متبادلة بين مكونات الإنفاق العام وبين الإنفاق الاستهلاكي الخاص.

الكلمات المفتاحية: تكامل مشترك، إنفاق عام، إنفاق استهلاكي خاص.

Using Cointegration to Estimate the Impact of Public Expenditure on Private Consumption Expenditure in Iraq for The Period (1980-2008)

Researcher: Niam Abdul-Hameed Fawaz
College of Agricultural
University of Al-Anbar

Prof. Dr. Khairi Khaleel S. Al-Satury
College of Administration and economics
University of Fallujah

Abstract:

The importance of public expenditure appears as a tool of financial policy related the public economic policy, which among its goals is to achieve economic stability that this variable plays a role in stabilizing the level of private consumption, which is considered the largest component of national income. There should be an emphasis on this role to achieve the desired objectives. The time series for variable of this study was submitted before appreciation to Augmented Dickey- fuller (ADF) Test to know of the stability of the time series and after ensuring the stability of the chain. It was estimated the decline of spending both of public consumer expenditure and public investment expenditure on private consumer expenditure by the mean of the least

[١] بحث مستل من رسالة ماجستير مقدمة الى كلية الادارة والاقتصاد/جامعة الانبار.

squares (OLS) that obtained the function of the long term and then the Cointegration test using Johansen test. Which was confirmed through the presence of Cointegration between the variables under study that means there is an equilibratory relationship of long-term between private consumer spending and both in public investment and public consumer spending. After that a test of causality was done by using Granger Causality which confirmed its results that there is reciprocal causal relationship between the components of public spending and private consumption expenditure.

Keywords: Cointegration, Public Expenditure, Private Consumption Expenditure.

١. **التعريف بالبحث:**

١-١. المقدمة واهمية البحث: احتلت دراسة الاستهلاك أهمية كبيرة في الدراسات الاقتصادية ووضعت العديد من النظريات التي حاولت تفسير وصياغة دالة الاستهلاك ومعرفة العوامل التي تؤثر عليها. كما أن هناك اتفاقاً بين الاقتصاديين على أن الإنفاق الحكومي له علاقة قوية وتأثير كبير على الإنفاق الاستهلاكي الخاص ويختلف هذا التأثير من دولة لأخرى، فبعض الدول يظهر كمكمل للاستهلاك الخاص وفي دول أخرى يظهر كبديل وهذا الأمر يتوقف على حجم الدور الذي تلعبه الدولة ومدى تدخلها في النشاط الاقتصادي، فقد صاغ Schabrt & Linnemann نموذجاً أدخلا الاستهلاك الحكومي ضمن دالة منفعة الأسر ووجدا أن زيادة الاستهلاك الحكومي يعمل على زيادة الاستهلاك الخاص (Ercolani، 2007: 2). إن زيادة الاستهلاك الحكومي سيعمل على رفع الإنتاجية الإجمالية المحلية مما يعمل على رفع الأجور الحقيقية وزيادة الاستهلاك الخاص. كما أكدت دراسات عديدة في مجال دراسة العلاقة بين الاستهلاك الحكومي والخاص أن الاستهلاك الخاص يزداد مع زيادة الاستهلاك الحكومي وهذه العلاقة مشتقة من السلع (ذات الطبيعة الخاصة) المقدمة من الدولة كالتعليم والصحة (Ercolani & Pavoni، 2008: 1-5).

ان هناك العديد من الدراسات التي حاولت معرفة أثر عجز الموازنة (الإنفاق العام أكبر من الإيرادات العامة) على الاستهلاك الخاص ويعد ريكاردو أول من قام بدراسة هذا وأطلق عليه منهج ريكاردو أو تعادلية ريكاردو حيث أوضح بأن عجز الموازنة لا يؤثر على الاستهلاك الخاص وفسر ذلك بأنه في حالة عجز الموازنة فالأفراد يعتبرون ذلك مؤشراً على قيام الدولة برفع الضرائب مستقبلاً وبالتالي فحالة العجز في الموازنة ستعتبر بمثابة تخفيض حالي في الضرائب لذلك الأفراد أما سيعملون على تخفيض استهلاكهم الحالي ويدخرون الزيادة في الدخل لتعويض الانخفاض المتوقع في الدخل مستقبلاً لكي يحافظوا على نفس المستوى من الاستهلاك أو يبقون على استهلاكهم الحالي ويقترضون مستقبلاً لتعويض الانخفاض في دخلهم بفعل الضريبة، وينطبق هذا التحليل في حالة رشادة المستهلك وأن الاستهلاك يعتمد على الدخل الدائم وفي ظل افتراض أن حجم الضرائب التي ستفرض مستقبلاً تكون مساوية لمقدار العجز الحالي في الموازنة العامة الحالي (منير، ٢٠٠٦: ٣٢). في حين يخالف كينز هذا الرأي ويرى أن عجز الموازنة سيؤدي إلى زيادة الاستهلاك الخاص لأن وجود عجز في الموازنة يعني أن الإنفاق العام (الاستهلاكي والاستثماري) يكون أكبر من الإيرادات العامة وهذا يعمل على زيادة الطلب الكلي الناتج من زيادة الدخل بفعل زيادة الإنفاق العام (أثر المضاعف) وهذه تفوق الانخفاض في الدخل بسبب الضريبية بالتالي سيزداد الاستهلاك الخاص بوصفه جزء من مكونات الطلب الكلي (عبيد، ٢٠٠٤: ٦-٧).

لو قمنا بتطبيق هذه التعادلية لوجدنا عدم انطباقها على العراق لكونه لا يمول إنفاقه عن طريق الضرائب إذا فالأثر المتوقع من عجز الموازنة هو أثر إيجابي على الاستهلاك الخاص.

ان العراق بلداً نامياً يلعب القطاع العام دوراً كبيراً في النشاط الاقتصادي لذا فإن لهذا المتغير (الإنفاق العام) دوراً اساسياً في تفسير التقلبات على مستوى الإنفاق الاستهلاكي الخاص. وتشكل فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٨٠-٢٠٠٨ م فترة مهمة تخللتها تطورات كبيرة مرت بالاقتصاد العراقي كون أن فترة منها شغلتها الحرب العراقية-الايرانية وما تبع ذلك من تغيرات على مستوى الإنفاق العام للدولة، من ثم تلا هذه الفترة مرحلة عانى فيها الاقتصاد من تدهور ومن صعوبات جراء فرض الحصار الاقتصادي من ثم الفترة التي تلت الاحتلال وما رافقها من انهيار في بنية الاقتصاد. في هذه الدراسة تم التأكيد على الدور الايجابي الذي يؤثر فيه الإنفاق العام على الإنفاق الاستهلاكي الخاص في جميع المراحل التي مر بها الاقتصاد العراقي وأثبتت النتائج القياسية لهذه الدراسة هذا التأثير الايجابي. أن الغرض الأساسي من الدراسة هو التأكيد لواضعي السياسة الاقتصادية في سعيهم لتحقيق الاستقرار الاقتصادي وكون الاستهلاك الخاص جزء من متغير مهم وهو الدخل القومي الذي ينبغي تحقيق الاستقرار فيه لذلك يجب تحقيق استقرار على مستوى الإنفاق العام من ثم انعكاس ذلك ايجاباً على الاستهلاك الخاص والدخل القومي.

١-٢. مشكلة البحث: تتمثل في دراسة تطور الإنفاق العام الاستهلاكي والاستثماري والعوامل التي تؤثر فيه وانعكاس ذلك على مستوى الإنفاق الاستهلاكي الخاص وذلك لكي يتسنى لواضعي السياسة الاقتصادية معرفة أهمية هذا العامل (الإنفاق الحكومي) والدور الذي يلعبه على مستوى الاستهلاك الخاص في سعيهم لتحقيق الاستقرار على مستوى الاقتصاد القومي باعتباره المكون الأساسي للدخل القومي.

١-٣. هدف البحث:

١-٣-١. دراسة تطور الإنفاق العام بشقيه الاستهلاكي والاستثماري والإنفاق الاستهلاكي الخاص.

١-٣-٢. التأكيد على الدور المهم للدولة على مستوى النشاط الاقتصادي وهي المحرك له لذلك يجب أن يستمر الإنفاق العام مع وجوب ترشيد هذا الإنفاق وتوجيهه الوجهة السليمة نحو مشاريع تزيد القدرة الانتاجية للاقتصاد من جهة وتعمل على زيادة الدخل من جهة اخرى.

١-٣-٣. التأكيد على أن لظاهرة عجز الموازنة (الإنفاق العام أكبر من الايراد العام) تأثيراً إيجابياً على مستوى الاستهلاك الخاص وذلك لأن العراق لا يعتمد في تمويل إنفاقه العام على الضرائب وانما من خلال الاعتماد على عوائد الصادرات النفطية بدرجة كبيرة.

١-٣-٤. استخدام الاختبارات الاحصائية للكشف عن العلاقة السببية بين الإنفاق العام والإنفاق الاستهلاكي الخاص.

١-٤. فرضية البحث:

١-٤-١. هناك علاقة دالية سببية باتجاه واحد بين الإنفاق الاستهلاكي الخاص والإنفاق العام بشقيه الاستهلاكي والاستثماري، فزيادة الإنفاق العام تؤثر على زيادة الإنفاق الاستهلاكي الخاص.

١-٤-٢. هناك علاقة سببية باتجاهين من الإنفاق العام الى الإنفاق الاستهلاكي الخاص وبالعكس.

١-٥. منهج البحث: تم الاعتماد على المنهج الكمي (القياسي) في قياس تأثير الإنفاق الحكومي على الإنفاق الاستهلاكي الخاص.

٢. **النموذج القياسي وتحليل السلاسل الزمنية:** ساهمت دراسة وتحليل السلاسل الزمنية وتطور اساليب هذا التحليل عبر السنوات في إدخال طرق دقيقة للتنبؤ والحصول على نتائج تساعد على اتخاذ القرارات الصحيحة وتؤدي إلى التحليل الصحيح للمتغيرات والعلاقات الاقتصادية وهذا ما يجنبنا الأثار غير السليمة في تحليل السلاسل الزمنية التي قد تفضي إلى نتائج غير صحيحة ومضللة في حالة غياب صفة الاستقرار في السلسلة وهذا يؤدي الى ما يعرف بالانحدار الزائف spurious regression على الرغم من كون معامل التحديد $\bar{R}^2$ عاليا وهذا يعود إلى أن بيانات السلسلة يوجد فيها اختلاف التباين أو تواجد عامل الاتجاه العام الذي يمثل ظروف معينة تؤثر في جميع المتغيرات بنفس الاتجاه أو عكسه.

وهناك العديد من الدراسات التي تؤكد على أنه غالبا ما تحتوي السلاسل الزمنية على جذر وحدة أي عدم استقرارها ومنها دراسة: Plosser and Nilson,1982, Stock and Watson,1989 (القدير، ٢٠٠٢: ١٣).

٢-١. استقرار السلاسل الزمنية: هي أحد الشروط الأساسية في دراسة ومعالجة السلاسل الزمنية واستخدامها في التنبؤ. ان انعدام استقرار السلسلة يؤدي إلى نتائج غير سليمة او صحيحة لكل من t-test, R^2 والتي ستكون أعلى مما هي عليه واحصائية دربن واتسون D.W، والتي ستكون أقل مما هي عليه.

٢-٢. شروط السكون والاستقرار في السلسلة الزمنية: تكون السلسلة مستقرة إذا ما تحققت الشروط الاتية:

أ. ثبات متوسط القيم عبر الزمن:

$$E(Y_t) = \mu \qquad \ldots\ldots (1)$$

ب.ثبات التباين Variance عبر الزمن:

$$Var\,(Y_t) = E\,(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \ldots\ldots (2)$$

ج. يكون التغاير Covariance بين أي قيمتين لنفس المتغير معتمداً على الفجوة الزمنية K بين القيمتين Y_{t-k} , Y_t وليس على القيمة الفعلية للزمن الذي يحسب عنده التغاير اي ان:

$$Cov\,(Y_{t-k}, Y_t) = \sum_{t=1}^{T}(\,Y_{t-k} - m)(Y_t - m) = \gamma_k \ldots\ldots (3)$$

الثوابت:

μ : الوسط الحسابي

σ^2: التباين

γ_k : معامل التغاير

٢-١-١. اختبار استقرارية السلسلة الزمنية: هناك عدة طرق لاختبار استقرارية السلسلة منها اختبار جذر الوحدة Unit Root Test والذي يعود الفضل في تطويره الى كل من ديفيد ديكي ووليم فولر وذلك باستخدام ما يسمى اختبار Dickey-Fuller Test (DF)، واختبار ديكي فولر الموسع Augmented Dickey-fuller (ADF) Test كما يمكن استخدام اختبار فيلبس بيرون Phillips and Perron Test.

٢-١-١-١. اختبار ديكي فولر Dickey and Fuller Test (DF): تتمثل مشكلة جذر الوحدة في عدم استقرار بيانات السلسلة الزمنية، حيث يوجد اتجاه زمني في البيانات، والسلسلة التي يوجد لها جذر وحدة تسمى سلسلة السير العشوائي Random Walk Time Regression

(عطية، ٢٠٠٠: ٦٤٥-٦٥٥). ويستخدم اختبار جذر الوحدة للتأكد من استقرار البواقي وقد عرف هذا الاختبار من قبل ديكي فولر عام ١٩٧٩ من ثم تم تطوير هذا الاختبار وتوسيعه. يتضمن اختبار ديكي فولر البسيط اجراء انحدار ذاتي لكل سلسلة مع الفروق الاولى للمتغير كمتغير تابع وإدخاله بتباطؤ سنة واحدة كمتغير مستقل إضافة إلى تباطؤ الفروق الاولى لهذا المتغير لسنة واحدة. يمكن استعراض هذا الاختبار عن طريق تقدير دالة انحدار ذاتي:

$$Y_t = \beta Y_{t-1} + u_t \ldots\ldots \quad (4)$$

حيث أن:

β: معامل المتغير المستقل

u: حد الخطأ العشوائي ويفترض فيه:

$$E(u_t) = 0$$
$$Var(u) = E(u_t - E(u_t))^2 = \sigma^2$$
$$Cov(u_t, u_j) = 0$$

عندما تكون $\beta \neq 1$ هنا نقبل فرضية العدم H_0 والسلسة تكون ساكنة ويمكن استخدامها في التقدير، أما عندما $\beta = 1$ هنا نقبل الفرضية البديلة H_i والسلسلة تحوي جذر الوحدة أي تكون غير ساكنة وهذا يعني وجود اتجاه عام في البيانات ولا يمكن أن نستخدم الأساليب الإحصائية التقليدية في التقدير لأن النتائج هنا ستكون غير صحيحة لذلك سيتم إعادة صياغة المعادلة السابقة.

بطرح Y_{t-1} من طرفي المعادلة للحصول على الفروق الاولى للمتغير Yt حيث:

$$\Delta Y_t = (B-1)Y_{t-1} + u_t \quad \ldots\ldots (5)$$
$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + u_t \quad \ldots\ldots (6)$$

$\lambda = (B-1)$: معلمة يراد تقديرها

Δ : هي الفروق الأولى

u_t: الخطأ العشوائي

وبعد هذا يتم اختبار السكون وتكون لدينا فرضيتان:

أ. فرضية العدم H_0 حيث $\lambda = 0$:H0 أي ان سلسلة الفروق الاولى تكون مستقرة.

ب. الفرضية البديلة H_i حيث $\lambda < 0$:Hi أي ان السلسلة تكون مستقرة عند مستوياتها الاصلية اي متكاملة من درجة الصفر ويتم رفض فرضية العدم إذا كانت قيمة t المحسوبة أكبر من قيمتها الجدولية.

وعندما تكون السلسة الاصلية مستقرة وساكنة فيقال إنها متكاملة من رتبة الصفر I(0). أما إذا كانت السلسلة غير مستقرة وتستقر عند الفروق الأولى فتسمى متكاملة من الرتبة الأولى Integrated of Order I(1).

تم اجراء اختبار ديكي فولر البسيط باستخدام ثلاث صيغ من الانحدارات الاولى كما في المعادلة (6) اعلاه اما بقية الصيغ فهي كالتالي:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \lambda Y_{t-1} + u_t \quad \ldots\ldots (7)$$
$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_2 t + \lambda Y_{t-1} + u_t \quad \ldots\ldots (8)$$

وكما هو موضح ان المعادلة الاولى بدون حد ثابت واتجاه زمني اما المعادلة الثانية فتم اضافة حد ثابت لكن من دون اتجاه زمني من ثم اضافة القاطع والاتجاه الزمني في المعادلة الثالثة وكما تأخذ جميع الصيغ نفس فرضية العدم السابقة.

إن اختبار ديكي فولر البسيط فيه عيوب أهمها عدم اهتمامه بوجود مشكلة الارتباط الذاتي لحد الخطأ العشوائي وهذا يعني أن تقديرات المربعات الصغرى لا تتسم بالكفاءة (الفراج، ٢٠٠٤: ٦٦).

٢-١-١-٢. اختبار ديكي فولر الموسع Augmented Dickey-fuller(ADF)Test: نظراً للعيوب التي ترافق اختبار ديكي فولر البسيط فيستخدم لذلك اختبار ديكي فولر الموسع أو المعضد والذي تم تطويره عام ١٩٨١ لتفادي سلبيات اختبار ديكي فولر البسيط وهو اكفئ اختبار جذر وحدة كونه يحاول تصحيح الارتباط الذاتي من البواقي عن طريق تضمين دالة الاختبار عدد معين من فروقات المتغير التابع المتباطئ لكي يزيل الارتباط الذاتي (المعجيل، ٢٠٠٤: ٨١) وكما يلي:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \lambda Y_{t-1} \sum_{i=1}^{k} \beta_i Y_{t-1} + u_t \quad \ldots\ldots\ldots (9)$$

وعند اضافة حد ثابت واتجاه عام تصبح المعادلة:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \lambda Y_{t-1} + \beta_2 t + \sum_{i=1}^{k} \beta_i Y_{t-i+1} + u_t \quad \ldots\ldots\ldots (10)$$

يتم استخدام هذا الاختبار بنفس طريقة استخدام ديكي فولر البسيط حيث يتم اختبار احصائية t للمعلمة λ ومقارنتها بقيمتها الجدولية فعندما تكون tالجدولية اكبر من قيمتها المحتسبة هنا سوف نقبل فرضية العدم أي وجود جذر وحدة ومن ثم عدم استقرار السلسلة وهنا يستوجب احتساب الفروق الاولى لها إلى أن تستقر اما اذا كانت القيمة t الجدولية اقل من قيمتها المحتسبة هنا نقبل الفرض البديل أي عدم وجود جذر وحدة وبالتالي استقرار السلسلة، مع ملاحظة ان مقارنة تكون بين القيم المطلقة الجدولية مع نظيرتها المحتسبة بغض النظر عن الاشارة (عطية، ٢٠٠٠: ٦٥٨).

٢-١-١-٣-اختبار فيلبس بيرون Phillips & Perron Test: يبنى هذا الاختبار على تصحيح الارتباط الذاتي في بواقي معادلة اختبار جذر الوحدة من خلال استخدام طرقة لا معلميه Non-Parametric Adjustment لتباين النموذج لكي يأخذ في الاعتبار وجود الارتباط الذاتي ويعكس الطبيعة الحركية في السلسلة. يتضمن الاختبار اولا على حساب جذر الوحدة من ثم تحولي الاحصائية للتخلص من الارتباط الذاتي على التوزيع الاحتمالي للإحصائية الاختبار، يمكن تقدير التباين:

$$\sigma_u^2 = T^{-1} \sum_{i=1}^{T} \hat{u}_t^2 + 2T^{-1} \sum_{J=1}^{L} \sum_{t=j+1}^{T} \hat{u}_t \hat{u}_{t-j} \quad \ldots\ldots (11)$$

حيث ان T هي حجم العينة، L تمثل معامل انهاء التباطؤ.

يعد هذا الاختبار غير حساس لعدم توافر شروط توزيع الحد العشوائي التقليدية وكذلك لا يسمح لأخطاء عشوائية متنوعة ذات تباين متغير ومرتبطة ذاتيا. لاختبار فيلبس بيرون (PP) نفس الصيغ التي يأخذها اختبار ديكي فولر حيث تأخذ الصيغة الاولى من دون قاطع ومن دون اتجاه عام اما الصيغة الثانية فتأخذ قاطع وبدون اتجاه عام والثالثة تتضمن قاطع واتجاه عام يعكس اتجاه السلسلة نحو الزيادة او النقصان.

٢-٢. التكامل المشترك وتصحيح الخطأ Cointegration &Error Correction: يرتبط مفهوم التكامل المشترك بمفهوم استقرارية السلاسل الزمنية وبرزت هذه العلاقة نتيجة التخوف من الحصول على نتائج تحليل زائفة ناتجة عن عدم استقرار السلاسل الزمنية وهنا يتم الربط بين مفهوم النظرية الاقتصادية والتكامل المشترك فيما يتعلق بفكرة العلاقة التوازنية في الاجل الطويل

فالتكامل المشترك ينص على ان وجود علاقة توازنيه بين المتغيرات الاقتصادية في الاجل الطويل اي لا تتباعد عن بعضها في الاجل الطويل بشكل كبير على الرغم من امكانية تباعدها عن التوازن في الاجل القصير (الفراج، ٢٠٠٤: ٦٨).

اي انه بعبارة اخرى فان التكامل المشترك هو تصاحب سلسلتين زمنيتين او أكثر بحيث تؤدي التقلبات في احداهما الى الغاء التقلبات في الاخرى بطريقة تجعل النسبة بين قيمتيهما ثابتة بمرور الزمن وهذا يعني ان بيانات السلاسل الزمنية قد تكون مستقرة كمجموعة. ان هذه العلاقات الطويلة الاجل بين مجموعة المتغيرات تعتبر مفيدة في التنبؤ بقيم المتغير بدلالة مجموعة من المتغيرات المستقلة الاخرى.

يتطلب حدوث التكامل المشترك في حالة ان تكون السلسلتان الزمنيتان متكاملتان من الرتبة الاولى كل على حدة لـ Yt, Xt، وان تكون البواقي الناجمة عن تقدير العلاقة بينهما متكاملة من رتبة الصفر اي انه لكي يكون هناك تكامل مشترك ينبغي تحقيق الشروط التالية:

$$Y_t \sim I(1)$$
$$X_t \sim I(1)$$
$$Y_t = a_1 + bX_t + u_t$$
$$u_t \sim I(0)$$

هنا يلاحظ ان الحد العشوائي متمثلا في البواقي يقيس انحراف العلاقة في الاجل القصير عن اتجاهها التوازني في الاجل الطويل، فلو ان هناك متغيرين يتصفان بخاصية التكامل المشترك فان العلاقة بينهما تكون متجهة لوضع التوازن في الاجل الطويل على الرغم من امكانية انحرافات عن هذا الاتجاه في الاجل الطويل تنعكس هذه الانحرافات في البواقي المتمثلة في:

$$\mu_t = Y_t - a - bX_t \quad \ldots\ldots\ldots (12)$$

ووفقا لهذا النظام يكون في وضع التوازن عندما μt=0 ويكون في حالة عدم التوازن في حال μt≠0. اما تصحيح الخطأ فان هذا الاسلوب يستلزم وجود خليط من المعلومات في مستواها وفي فروقها في نفس المعادلة بسبب ان السلسلة الزمنية عند تحويلها من سلسلة غير مستقرة الى مستقرة ستفقد معلومات مهمة عن العلاقات التي تربط بين السلاسل الزمنية محل الدراسة في الاجل الطويل. ان الاستفادة من المعلومات الموجودة في الانحراف عن علاقة التوازن لسلوكيات المتغيرات تتم من خلال بناء مفهوم التكامل المشترك الذي تم التوصل اليه من خلال كل من Engel&Granger (1987)، Granger (1981) حيث ربطوا العلاقة بين التكامل المشترك للسلاسل الزمنية ونماذج تصحيح الاخطاء من خلال بناء نموذج بصورة تصحيح اخطاء من هذه السلاسل فاذا كان هناك علاقة توازنيه بين مجموعة متغيرات فان الاخطاء التي تحتوي المعلومات المهمة عن الاتجاهات للمتغيرات توضح:

$$\hat{e}_t = X_{1t} - \beta_1 - \beta_2 X_{2t} - \beta_3 X_{3t} \ldots\ldots - \beta_n X_{nt} \ldots\ldots (13)$$

وهنا الخطأ من الفترة السابقة هو:

$$\hat{e}_{t-1} = X_{1t-1} - \beta_1 - \beta_2 X_{2t-1} - \beta_3 X_{3t-1} - \cdots - \beta_n X_{nt-1} \ldots\ldots (14)$$

الذي يشير الى ما يعرف بتصحيح الخطأ ويعبر عن أثر الاختلالات التي تحدث في مستويات المتغيرات X_{n_t}. باستخدام مقدرات سلسلة البواقي لعلاقة الاجل الطويل لتقدير نموذج تصحيح الخطأ والذي يكون:

$$\Delta X_{1t} = a_0 + a_1 \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1} a_{1i} \Delta X_{1_{t-i}} + \ldots + \sum_{i=1} a_{n_i} \Delta X_{n_{t-i}} + \mu_t \ldots\ldots\ldots(15)$$

٢-٢-١. اختبارات التكامل المشترك Cointegration Tests

٢-٢-١-١. اختبار انجل-جرانجر Engel-Granger Test: يسمى ايضا باختبار انجل جرانجر ذات الخطوتين Two Step Engel-Granger For Co integration ويمكن عرض هذه في مجموعة خطوات وهي كما يلي:

أ. يتم اجراء اختبار اولي لتكامل المتغيرات محل الدراسة ويجب ان تكون كشرط اساسي متكاملة من نفس الدرجة ويتم التحقق من درجة تكامل هذه المتغيرات باستخدام احد اختبارات جذر الوحدة للاستقرار Unit Root Tests فاذا كانت نتيجة الاختبار تدل على ان متغيرات السلسلة الزمنية مستقرة يمكن استخدام الطرق الاحصائية التقليدية للتقدير والحصول على نتائج ذات دلالات احصائية واقتصادية دقيقة، اما اذا كانت النتائج تدل على ان المتغيرات محل الدراسة هي متغيرات متكاملة من درجات مختلفة اي عدم وجود تكامل مشترك بين هذه المتغيرات فعليه نستخدم الطرق الاحصائية الحديثة للحصول على الاستدلالات الاحصائية المطلوبة (الزهراني، ٢٠٠٤: ٨١).

ب. تقدير علاقة الاجل الطويل Long-Run Equilibrium Relationship إذا كانت السلاسل الزمنية متكاملة من نفس الدرجة:

$$X_i \sim I(d), d > 0, i = 1,2,3, \ldots\ldots n$$

بتطبيق انحدار التكامل المشترك وفقا للنظرية الاقتصادية من خلال الصيغة التالية:

$$X_{1t} = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \cdots \beta_n X_{nt} + e_t \ldots\ldots (16)$$

فاذا كانت متغيرات السلاسل الزمنية محل الدراسة متكاملة تكاملا مشتركا تكون مقدرات المربعات الصغرى عالية الاتساق ويجب اختبار استقرارية مقدرات سلسلة البواقي في علاقة الاجل الطويل et من النموذج السابق والتي تمثل مقدار الخطأ في علاقة الاجل الطويل باستخدام جذر الوحدة على نموذج الانحدار الذاتي للخطأ التوازن كالآتي:

$$\Delta \hat{e}_t = \beta_1 \hat{e}_{t-1} + \mu_t$$

إذا تم قبول فرضية العدم B1=0 فانه يستنتج بان سلسلة البواقي المقدرة تحتوي على جذر الوحدة اي ان سلسلة البواقي غير مستقرة وهنا نستنتج عدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات السلاسل الزمنية وبالعكس في حالة رفض فرضية العدم فهنا نستنج بان سلسلة البواقي مستقرة ولا تحتوي على جذر وحدة بالتالي وجود تكامل مشترك بين متغيرات السلاسل الزمنية.

تقدير نموذج تصحيح الخطأ، إذا كانت السلاسل الزمنية للمتغيرات متكاملة تكاملا مشتركا فانه يتم استخدام مقدرات سلسلة البواقي لعلاقة الاجل الطويل لتقدير نموذج تصحيح الخطأ والذي يأخذ الشكل التالي:

$$\Delta X_{1t} = a_0 + a_1 \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1} a_{1i} \Delta X_{1_{t-i}} + \sum_{i=1} a_{2i} \Delta X_{2_{t-i}} + \sum_{i=1} a_{ni} \Delta X_{n_{t-i}} + \mu_t \ldots (17)$$

حيث ان سلسلة البواقي المقدرة $\hat{e}_{t-1}$ تقدر الانحراف عن توازن الاجل الطويل للفترة(t-1)، هذا النموذج مشابه لمتجه الانحدار الذاتي VAR لحالة الفرق الاول وعلى ذلك يمكن تطبيق نفس الاساليب المستخدمة في حالة VAR للفرق الاول للحصول على النتائج المطلوبة.

ومن اهم عيوب هذا الاختبار:

أ. يتم تطبيقه على متغيرين فقط.
ب. يفترض وجود متجه وحيد للتكامل المشترك فانه بذلك يعطي توليفة خطية مركبة من جميع متجهات التكامل يصعب تفسيرها منطقيا (المعجيل، مصدر سابق:٦٠).

٢-٢-١-٢. اختبار جوهانس Johansen Test:

نظرا لسلبيات اختبار انجل-جرانجر عمد الباحثون الى استخدام اختبار التكامل الذي اقترحه Johansen1988,Stock and Waston1988 ويعتمد هذه الاختبار على مقدرات الامكانية العظمى Maximum Likelihood في اختبار وتقدير عدة متجهات للتكامل المشترك ويساعد هذا الاختبار على اختبار متجهات التكامل المشترك المقدرة واختبار معلمات سرعة التكيف Adjustment Parameters، كما ان هذه الاختبار يعتمد على طبيعة العلاقة بين رتبة المصفوفة وجذورها بشكل أساسي وقد تم تطوير هذا الاسلوب من قبل كل من Johansen and Juselius1990, Johansen1991.

يعتمد هذا الاختبار على تقدير نموذج متجه الانحدار الذاتي Vector Autoregressive Model باستخدام طريقة الامكان الاعظم Maximum Likelihood حيث تفترض هذه الطريقة وجود P من المتغيرات في متجه الانحدار الذاتي K ويعتبر اختبار جوهانسن (J-J) هو تعميم لاختبار ديكي فولر (DF) لعدة متغيرات ويتم عرض النموذج كالتالي (الفراج، مصدر سابق:٧٠):

$$X_t = \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \beta_3 X_{t-3} + \cdots + \beta_s X_{t-s} + \mu_t \quad \ldots\ldots (18)$$

وبطرح X_{t-1} من الطرفين واجراء عملية حسابية بسيطة على المعادلة السابقة نحصل على العلاقة التالية:

$$\Delta X_t = (\beta_1 - I)X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \beta_3 X_{t-3} + \cdots B_s X_{t-s} + \mu_t \quad \ldots\ldots (19)$$

وبإضافة وطرح $(\beta_1 - I)$ يمكن الحصول على العلاقة التالية:

$$\Delta X_t = (\beta_1 - I)\Delta X_t + (\beta_2 - I)X_{t-2} + \beta_3 X_{t-3} + \cdots B_s X_{t-s} + \mu_t \ldots\ldots (20)$$

وبتكرار هذه العملية ل $(\beta_i - I)$ حيث i=1,2,3,….s نحصل على:

$$\Delta X_t = \pi X_{t-s} + \sum_{i=1}^{s-1} \pi_i \, \Delta X_{t-i} + \mu_t \ldots\ldots (21)$$

حيث تمثل Xt مصفوفة متغيرات السلاسل الزمنية ذات متجه (n*1)، $(X_{1t}, X_{2t}, \ldots . X_{nt})$ وتمثل β_i مصفوفة معلمات النموذج برتبة (n*n)، Mt متجه متغيرات عشوائية برتبة (n*1)، و I هي مصفوفة الوحدة برتبة (n*n) وتحسب π, π_i كما يلي:

$$\pi = \left(I - \sum_{i=1}^{s} \beta_i \right) = \left(\sum_{i=1}^{s} \beta_i - I \right)$$

$$\pi_i = \left(I - \sum_{j=1}^{i} \beta_j \right) = \left(\sum_{j=1}^{i} \beta_j - I \right)$$

وتوضح منهجية جوهانسن رتبة المصفوفة π التي ينبني عليها النتائج الآتية:

أ. إذا كانت رتبة المصفوفة π مساوية للصفر فان المصفوفة تكون صفرية وتكون جميع المتغيرات لها جذر وحدة وغير متكاملة تكاملا مشتركا فيما بينها وبالتالي يصبح النموذج السابق نموذج انحدار ذاتي VAR في الفرق الاول.

ب. إذا كانت المصفوفة تامة الرتبة Rank $\pi = n$ فان جميع المتغيرات ليس لها جذر وحدة اي انها متغيرات ساكنة.

ج. إذا كانت رتبة المصفوفة مساوية للواحد يوجد هنا متجه تكامل مشترك واحد والحد الثابت هو معامل تصحيح الخطأ للنموذج.

د. إذا كانت رتبة المصفوفة خلافا لذلك اي $1 < Rank\,\pi < n$ هنا يوجد عدة متجهات متكاملة تكاملا مشتركا.

٢-٢-١-٣. اختبار العلاقة السببية (سببية جرانجر) Granger Causality:

يعرف جرانجر العلاقة السببية بين المتغيرات الاقتصادية في ان التغير في القيم الحالية والماضية لمتغير ما يسبب التغير في متغير اخر اي ان التغير في Xt الحالية والماضية تسبب التغير في قيم Yt (الحمود، ٢٠٠٤: ٨٨).

ويتضمن اختبار جرانجر للسببية تقدير نموذج الانحدار الذاتي الاتي:

$$Y_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{p} \delta_i Y_{t-1} + \sum_{j-1}^{q} \lambda_j X_{t-j} + \mu_t \ldots\ldots (22)$$

$$X_t = a_0 + \sum_{i=1}^{n} a_i X_{t-j} + \sum \beta_j Y_{t-j} + V_t \ldots\ldots (23)$$

حيث (λ، β، a_i، δ_i) هي معلمات يراد تقديرها، (V_t، μ_t) حدين عشوائيين بتباين ثابت ومتوسط حسابي يساوي الصفر. ويتم تقدير المعادلتين باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS) ويتطلب اختبار السببية اجراء اختبار F للتعرف على معنوية القيم الحالية والسابقة لـ Xt كمجموعة، فاذا كانت F المحسوبة اصغر من القيمة الحرجة لـF فان ذلك يعني رفض فرضية العدم القائلة بوجود علاقة سببية (حسن، الجنابي، ٢٠١١: ١٢٠).

يدلل جرانجر ان وجود تكامل مشترك بين متغيرين يعني وجود علاقة سببية في اتجاه واحد على الاقل، فعند القيام باختبار العلاقة السببية بين المتغيرات محل الدراسة نقوم اولا بفحص درجة التكامل للسلاسل الزمنية للمتغيرات ثم اختبار فرضية وجود تكامل مشترك وتصميم نموذج تصحيح الخطأ واخيرا اختبار العلاقة السببية. يمكن ان تظهر لدينا أربع حالات من انواع العلاقة السببية وهي:

أ. علاقة سببية احادية الجانب unidirectional من X (المتغير المستقل) الى Y (المتغير التابع) تكون واضحة إذا كان معلمات التخلف الزمني لـ X معنوية احصائيا في المعادلة (23)، اي ان $\sum_{j-1}^{q} \lambda_j \neq 0$ ومجموعة معلمات التخلف الزمني المقدرة لـY في المعادلة (23) غير معنوية إحصائيا اي ان ($\sum_{j=0}^{m} \beta_j = 0$)

ب. تكون العلاقة سببية احادية الجانب من Y (المتغير التابع) الى X (المتغير المستقل) تكون واضحة إذا كان معلمات التخلف الزمني لـX غير معنوية احصائيا في المعادلة (22)، اي ان ($\sum_{j-1}^{q} \lambda_j \neq 0$) ومجموعة معلمات التخلف الزمني المقدرة لـY في المعادلة (23) تكون معنوية احصائياً اي ان ($\sum_{j=0}^{m} \beta_j \neq 0$).

ج. علاقة سببية ثنائية bilateral بين X و Y وتظهر عندما تكون مجاميع معلمات Y, X معنوية احصائية في المعادلتين (22) و (23).

د. الاستقلالية وتظهر عندما تكون مجاميع معلمات Y وX غير معنوية احصائياً في المعادلتين (22) و (23).

ويتم توظيف احصائية F لاختبار سببية كرانجر وكما يلي:

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/m}{RSS_{UR/(n-K)}}$$

حيث ان:

RSS_R : مجموع مربعات انحرافات البواقي المقيدة.

RSS_{UR} : مجموع مربعات انحرافات البواقي غير المقيدة.

m: عدد التخلف الزمني.

$n-K$: درجات الحرية.

فاذا كانت قيمة F المحسوبة أكبر من قيمتها الجدولية عند مستوى معنوية نرفض الفرضية الصفرية القائلة بعدم وجود علاقة سببية ونقبل الفرضية البديلة اي وجود علاقة سببية.

٣. **التحليل الكمي لبيانات البحث والنتائج:** باستخدام البيانات المتوفرة عن المتغيرات التي تخضع للدراسة وبعد احتساب أقيامها بالأسعار الثابتة والموجودة في الملحق (١) تم اجراء الاختبارات الاحصائية من ثم اجراء الانحدار لكل من الإنفاق الاستهلاكي الخاص (Con) (المتغير التابع) والإنفاق الاستثماري العام(P_I) والإنفاق الاستهلاكي العام (P_C) (المتغيرات المستقلة) وكانت نتائج التقديرات كالاتي:

٣-١. نتائج اختبار الاستقرارية: لمعرفة استقرارية السلاسل الزمنية تم اجراء اختبار ديكي فولر الموسع لاختبار استقرارية السلسلة الزمنية للمتغيرات محل الدراسة وكانت النتائج كما موضحة في الجدول (١) ادناه:

الجدول (١): نتائج اختبار جذر الوحدة

الخصائص		مع معامل التقاطع
القيم الحرجة	Level 1%	-3.724070
	Level 5%	-2.986225
	Level 10%	-2.632604
P-C	المستويات	3.327976
P-I	المستويات	7.181586
CON	المستويات	5.160294

المصدر: مخرجات برنامج EViews الاصدار السادس.

حيث ان:

P-C: الإنفاق الاستهلاكي العام

P-I: الإنفاق الاستثماري العام

CON: الإنفاق الاستهلاكي الخاص

بعد مقارنة قيمة T* المحتسبة مع قيمها الجدولية يظهر بأن الإنفاق العام الاستهلاكي يظهر مستقر عند مستوى 5% وغير مستقر عند مستوى 1%، بينما يظهر الإنفاق الاستثماري العام والإنفاق الاستهلاكي الخاص تظهر مستقرة عند مستوى 1%، من هنا يتبين لنا عدم وجود جذر الوحدة في السلاسل الزمنية أي إنها مستقرة عند مستوياتها الأصلية بالتالي تعد متكاملة من رتبة الصفر I(0).

٣-٢. نتائج الانحدار المتعدد (تكامل الاجل الطويل): بعد التأكد من استقرارية السلاسل الزمنية يمكن اجراء الانحدار بين مكونات الإنفاق الحكومي (الاستهلاكي والاستثماري) وبين الإنفاق الاستهلاكي الخاص تم الحصول على معادلة الاجل الطويل وكانت كالتالي:

Con=103784.4 + 0.647493P-C + 1.1627964P-I

t= (2.182105) (3.934329) (4.027961)

R^2 = 0.79 $\bar{R}^2 = 0.77 R^2$

D.W= 2.16 $F^* = 45.97$

وجاءت النتائج لعلاقة الاجل الطويل متوافقة مع النظرية الاقتصادية لجميع المتغيرات، كما دلت النتائج ان الإنفاق الاستثماري العام (P-I) يؤثر على الإنفاق الاستهلاكي الخاص بصورة اكبر من المتغير الاخر حيث ان قيمة معامل b_2 تساوي (1.16) واشارته تتفق مع النظرية فإن زيادة مقدارها 10 في الإنفاق الاستثماري العام ستؤدي إلى زيادة بمقدار (11.6) في الإنفاق الاستهلاكي الخاص بينما الإنفاق الاستهلاكي العام (P-C) فهو يؤثر ايضا لكن بصورة اقل وهذا ايضا ما وضحه معامل β_1 اذا بلغت قيمتها (0.64) هذا يعني ان زيادة بمقدار 10 في الإنفاق الاستهلاكي العام ستؤدي إلى زيادة الإنفاق الاستهلاكي الخاص بمقدار (6.4) فقط بافتراض ثبات العوامل الاخرى.

من جهة أخرى فإن اختبار T-test يشير إلى معنوية معلمات النموذج كذلك فإن اختبار - Ftest يشير إلى معنوية كلية عالية للمعادلة وهذا يعني القبول بالفرضية البديلة (Hi) التي تنص على وجود علاقة وثيقة بين الإنفاق الاستهلاكي الخاص والإنفاق العام بشقيه الاستهلاكي والاستثماري، ونرفض فرضية العدم (H0).

يظهر معامل التحديد $\bar{R}^2$ البالغ (0.77) إلى أن 77% من التغيرات في المتغير التابع (الإنفاق الاستهلاكي الخاص) يمكن تفسيرها بالتغيرات في المتغيرات المستقلة (الإنفاق الاستثماري العام والإنفاق الاستهلاكي العام) أما الـ 23% المتبقية فيمكن تفسيرها من خلال متغيرات أخرى لم يتضمنها النموذج كذلك يظهر لنا من معامل الارتباط الذاتي عدم وجود مشكلة ارتباط ذاتي.

٣-٣. نتائج اختبار استقرارية البواقي (انحدار الاجل الطويل): بعد اجراء اختبار جذر الوحدة لبواقي معادلة الانحدار اعلاه كانت النتيجة كما موضحة في الجدول ادناه:

الجدول (٢): نتائج اختبار ديكي-فولر الموسع للبواقي

الخصائص		مع معامل التقاطع
القيم الحرجة	Level 1%	-3.699871
	Level 5%	-2.976263
	Level 10%	-2.627420
ET	المستويات	-5.537232

كذلك يتضح لنا ان البواقي et مستقرة عند مستوى معنوية 1% وهذا يعني ان هناك توازناً طويل الاجل بين مكونات الإنفاق الحكومي الاستهلاكي والاستثماري مع الإنفاق الاستهلاكي الخاص ولا يوجد هناك توازن قصير الاجل او اختلال قصير الاجل.

٣-٤. اختبار جوهانسن للكشف عن التكامل المشترك: ان السلاسل الزمنية للمتغيرات لا تحتوي جذر وحدة وهي جميعها متكاملة من نفس الرتبة مما يعني ان هناك امكانية وجود تكامل مشترك بينها اي امكانية وجود علاقة توازنيه طويلة الاجل بين المتغيرات محل الدراسة. سوف يتم اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار جوهانسن الذي يعتبر أفضل الاختبارات المستخدمة لتقدير متجه التكامل المشترك ويوضح الجدول (٣) النتائج القياسية التي تم التوصل اليها من خلال تطبيق اختبار جوهانسن لاختبار تقدير متجهات التكامل المشترك في العلاقة بين الإنفاق العام والإنفاق الاستهلاكي الخاص. ينقسم الجدول الى قسمين وهما اختبار الاثر Trace واختبار القيمة الذاتية العظمى Maximum Eigen value. يشير العمود الاول من القسم الايمن للجدول على فرضية العدم (وهي رتبة متجه التكامل وتقيس المعلمات المقدرة في هذا النموذج التي تسمى بمتجه التكامل المشترك Cointegration Vector علاقة الاجل الطويل بين المتغيرات) ويشير العمود الثاني الى الفرضية البديلة اما العمود الثالث فيمثل القيم الحرجة للاختبار عند مستوى معنوية 5% والعمود الرابع يشير الى نسبة الامكانية والعمود الخامس يمثل القيمة الذاتية. من الجدول يوضح اختبار الاثر ان القيمة المحسوبة لمعدل الامكانية (213.13) أكبر من القيمة الحرجة (29.80) عند مستوى ثقة 5% مما يعني رفض فرضية العدم H0 بعدم وجود اي متجه للتكامل المشترك وبالتالي قبول الفرضية البديلة Hi بانه يوجد عدد من متجهات التكامل المشترك أكبر من الصفر r>0، كما تبين النتائج ان القيمة المحسوبة لمعدل الامكانية (33.41) أكبر من القيمة الحرجة (15.49) عند مستوى ثقة 5% وهذا يعني رفض فرضية العدم H0 وقبول الفرضية البديلة بوجود أكثر من متجه واحد للتكامل المشترك r>1. ويحدد اختبار القيمة الذاتية العظمى وجود أكثر من متجه للتكامل المشترك كما يبينها الجدول حيث ان القيمة المحسوبة لمعدل الامكانية (179.72) أكبر من القيمة الحرجة (21.72) عند مستوى ثقة 5% وهذا يعني رفض فرضية العدم H0 بعدم وجود اي متجه للتكامل المشترك r=0 وقبول الفرضية البديلة Hi بوجود متجه للتكامل المشترك r=1.

الجدول (٣): نتائج اختبار جوهانسن J-J للتكامل المشترك

١. اختبار الاثر Trace				
فرضية العدم عدد متجهات التكامل المشترك	**الفرضية البديلة**	**القيم الجدولية مستوى ٥%**	**نسبة الامكانية**	**القيمة الذاتية**
r=0	r>0	29.80	213.13	0.999
r≤1	r>1	15.50	33.41	0.615
r≤2	r>2	3.84	8.59	0.281
٢. اختبار القيمة الذاتية العظمى Maximum Eigen value				
r=0	r=1	21.72	179.72	0.999
r=1	r=2	24.26	24.82	0.615
r=2	r=3	3.84	8.59	0.281

المصدر: مخرجات برنامج EViews الاصدار السادس.

كما تبين النتائج ان القيمة المحسوبة لمعدل الامكانية (24.82) هي أكبر من القيمة الحرجة (24.26) عند مستوى ثقة 5% وهذا يعني رفض فرضية العدم H0 وقبول الفرضية البديلة Hi بوجود متجهين للتكامل المشترك. من هذا التحليل يتضح لنا وجود علاقة طويلة الاجل بين الإنفاق الاستهلاكي الخاص وبين الإنفاق العام الاستثماري والإنفاق العام الاستهلاكي في العراق اي انها لا تتباعد عن بعضها في الاجل الطويل.

٣-٥. اختبار السببية: تم توظيف اختبار السببية لكرانجر لمعرفة اتجاه العلاقة السببية بين الإنفاق العام الاستهلاكي (P_C) والاستثماري (P_I) والإنفاق الاستهلاكي الخاص (CON) والجدول (٤) يوضح نتائج هذا الاختبار.

الجدول (٤): نتائج اختبار كرانجر للسببية

اتجاه العلاقة	قيم التخلف الزمني	احصائية F	الاحتمالية
P_I ← CON	2	2.182	0.137
CON ← P_I	2	3.724	0.041
P_I ← CON	2	28.513	0.000
CON ← P_I	2	15.729	0.000
P_I ← CON	3	37.241	0.000
CON ← P_I	3	4.525	0.015
P_I ← CON	3	26.409	0.000
CON ← P_I	3	20.221	0.000
P_I ← CON	4	27.128	0.000
CON ← P_I	4	7.063	0.002
P_I ← CON	4	13.091	0.000
CON ← P_I	4	19.386	0.000
P_I ← CON	5	27.981	0.000
CON ← P_I	5	5.001	0.010
P_I ← CON	5	9.491	0.000
CON ← P_I	5	14.140	0.000

المصدر: مخرجات برنامج الاقتصاد القياسي EViews الاصدار السادس.

من نتائج الجدول اعلاه نجد ان اتجاه العلاقة السببية هو باتجاهين من الإنفاق العام الاستهلاكي والاستثماري الى الإنفاق الاستهلاكي الخاص والعكس وهذا يؤكد على ان هناك علاقة سببية ثنائية باتجاهين بين كلا المتغيرين. كذلك ان هناك علاقة تبادلية وعند فترات ابطاء مختلفة ماعدا حالة واحدة وهي حالة الإنفاق الاستهلاكي الخاص لا يؤثر في الإنفاق الاستثماري العام عند فترة الابطاء الثانية.

٤. الاستنتاجات والتوصيات

٤-١. الاستنتاجات:

أ. اظهرت نتائج اختبارات الاستقرار للسلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة باستخدام اختبار جذر الوحدة على ان المتغيرات الاقتصادية مستقرة عند مستوياتها الاصلية.

ب. ان المتغيرات متكاملة تكاملا مشتركا وتم التوصل الى وجود علاقة توازنيه طويلة الاجل بين متغيرات الدراسة وهذا يعني انها تظهر سلوكا متشابها، كذلك يظهر اختبار جوهانسن للتكامل المشترك وجود أكثر من متجه للتكامل بين المتغيرات محل الدراسة.

ج. تؤكد النتائج القياسية على الاثر الايجابي للإنفاق العام الاستهلاكي والاستثماري على الإنفاق الاستهلاكي الخاص على المدى الطويل كذلك تظهر النتائج ان اثر الإنفاق العام الاستثماري له التأثير الاكبر وهذا ما يظهره معامل ($\beta 2$) للإنفاق الاستثماري العام الذي يقدر بـ (1.1627964) اما الإنفاق الاستهلاكي العام فله تأثير ايجابي ايضا لكن بصورة اقل وهو ما يظهره معامل ($\beta 1$) والذي قدر بـ (0.647493) كذلك فان معامل التحديد يوضح بان 77% من التغيرات في الإنفاق الاستهلاكي الخاص يفسره الإنفاق العام الاستهلاكي والاستثماري، كذلك فان احصائية F تظهر معنوية كلية عالية للمعادلة ويظهر اختبار دربن-واتسون عدم احتواء المعادلة على مشكلة الارتباط الذاتي. نتائج التحليل الكمي تعني أن زيادة مقدارها (10) في الإنفاق العام الاستثماري ستولد زيادة مقدارها (11.6) في الإنفاق الاستهلاكي الخاص بينما زيادة مقدارها (10) في الإنفاق الاستهلاكي العام ستولد زيادة مقدارها (6.5) في الإنفاق الاستهلاكي الخاص.

د. هناك علاقة سببية متبادلة بين الإنفاق العام الاستهلاكي والاستثماري وبين الإنفاق الاستهلاكي الخاص وهذا ما اكده اختبار كرانجر للسببية وعند فترات ابطاء مختلفة (2, 3, 4, 5).

٤-٢. التوصيات:

أ. العمل على زيادة الإنفاق العام في مجال البنى التحتية التي لها أثر إيجابي على زيادة التشغيل وتوليد دخول جديدة ومن ثم زيادة الإنفاق الاستهلاكي الخاص والطلب بصورة عامة من ثم زيادة الانتاج، كذلك فإن هذا سيساهم في زيادة انتاجية القطاع الخاص وحسب شروط الدولة إذ يجب التأكيد على أن الاستثمار الخاص يجب أن يكون لحاجة الاقتصاد.

ب. دعم المشاريع الانتاجية وتقديم القروض والتسهيلات لها والرقابة على عملها بالتالي العمل على زيادة الانتاج والدخل، ومن ثم الطلب وهنا يتوجب وضع قيود على الاستيراد من أجل دعم المنتج المحلي وبالتدريج كي لا يسبب ذلك ارتفاع المستوى العام للأسعار.

ج. العمل على تبني السبل والإجراءات الهادفة إلى زيادة الانتاج والمنافسة في الداخل لكي تستطيع الدولة التخلص من مشكلة احادية جانب الايرادات العامة عن طريق فرض الضرائب.

د. تكثيف جهود الرقابة على أوجه الصرف للنفقات العامة ووضع حد للفساد المالي ومعاقبة المتطاولين على المال العام ووضع عقوبات لكل من يخالف أوامر الصرف.

ه. يتطلب تحقيق الاستقرار أن تكون الأثار المرجوة من الإنفاق تمتد على المدى الطويل وتعمل على زيادة القدرة الانتاجية واستبعاد الحلول الفورية التي قد تخلق أثاراً سلبية على المدى الطويل.

المصادر

أولاً. المصادر العربية:

١. منير، عامر سامي، (٢٠٠٦)، تمويل العجز المالي الحكومي وتأثيراته الاقتصادية في دول مختارة بضمنها العراق، رسالة ماجستير مقدمة الى كلية الإدارة والاقتصاد-الجامعة المستنصرية.

٢. عبيد، د. جمال محمود عطية، (٢٠٠٤)، عجز الموازنة والاستهلاك الخاص في مصر: دراسة تطبيقية، مجلة كلية التجارة -بني سويف-جامعة القاهرة، مصر.
٣. القدير، خالد بن حمد بن عبد الله، (٢٠٠٢)، العلاقة بين كمية النقود والناتج المحلي الاجمالي في دولة قطر دراسة تطبيقية باستخدام التكامل المشترك والعلاقة السببية، السلسة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية، المجلد الرابع، ع٨.
٤. عطية، د.عبد القادر محمد عبد القادر، (٢٠٠٠)، الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق.
٥. الفراج، فراج بن عبد العزيز، (٢٠٠٤)، العلاقة بين المؤشر العام لسوق الاسهم المحلية وبعض المتغيرات الاقتصادية في المملكة العربية السعودية، رسالة ماجستير مقدمة الى جامعة الملك سعود -كلية العلوم الإدارية-قسم الاقتصاد.
٦. المعجيل، محمد صالح بن سليمان، (٢٠٠٤)، محددات سرعة دوران النقود في المملكة العربية السعودية، رسالة ماجستير مقدمة الى جامعة الملك سعود-كلية العلوم الإدارية-قسم الاقتصاد.
٧. الزهراني، بندر بن سالم، (٢٠٠٤)، الاستثمارات الأجنبية المباشرة ودورها في النمو الاقتصادي في المملكة العربية السعودية، رسالة ماجستير مقدمة الى جامعة الملك سعود-كلية العلوم الادارية-قسم الاقتصاد.
٨. الحمود، غدير بنت سعد، (٢٠٠٤)، العلاقة بين الاستثمار العام والاستثمار الخاص في إطار التنمية الاقتصادية السعودية، رسالة ماجستير مقدمة الى جامعة الملك سعود-كلية العلوم الإدارية-قسم الاقتصاد.
٩. حسن، د.كريم سالم، الجنابي، د.نبيل مهدي، (٢٠١١)، العلاقة بين اسعار النفط الخام وسعر صرف الدولار باستخدام التكامل المشترك وسببيةGranger، مجلة كلية الإدارة والاقتصاد للدراسات الاقتصادية والإدارية والمالية -جامعة بابل، العدد ١.

ثانياً. المصادر الأجنبية:

1. Ercolani V., (2007), the relation between private consumption and government spending: theory and some evidence from a DSGE approach, Bocconi University, working paper.
2. Ercolani V. & Pavoni N., (2008), The Effect of Government Consumption on Private Consumption: Macro Evidence from Micro Data, Job market paper, November.

ثالثاً. دوائر حكومية:

١. وزارة المالية، دائرة الموازنة العامة، الحسابات الختامية.
٢. البنك المركزي العراقي، المديرية العامة للإحصاء والابحاث، نشرات سنوية.

الملحق (١): الإنفاق العام الإجمالي، الإنفاق العام الاستهلاكي، الإنفاق العام الاستثماري والإنفاق الاستهلاكي الخاص في العراق (بالأسعار الثابتة لسنة ١٩٩٣ =١٠٠)

السنة	الإنفاق العام P-EXP	الإنفاق العام الاستهلاكي P-C	الإنفاق العام الاستثماري P-I	الإنفاق الاستهلاكي الخاص CON
1980	293.7	176.6	117.2	138
1981	436.3	207.2	229.03	159.2
1982	555.04	302.03	253.01	231.2
1983	464.4	273.4	191.04	262.3
1984	410.5	262.8	147.8	299.3
1985	405.3	282	123.3	310.2
1986	388.9	284.4	104.5	321.6
1987	453.7	353.5	100.3	352.5
1988	511.8	407.1	104.7	386.9
1989	533.7	416.4	117.3	612.2
1990	543.05	435	108.1	968.8
1991	670.1	599.5	70.6	153
1992	1259.4	991.03	268.4	2425.9
1993	68954	50060	18894	100234
1994	7638.5	6577.6	1060.9	21591.7
1995	26456.6	23203.4	3253.3	106638.5
1996	20779.1	19383.8	1395.2	91702.8
1997	23201.9	20455.6	2746.3	177626.6
1998	35254.7	31585.8	3668.9	208803
1999	39584.5	31849.6	3826.04	241209.3
2000	57399.5	44108.1	13291.3	260404.9
2001	79269.5	57099.4	22170.1	311132.6
2002	96449.1	67509.9	28939.2	381333.8
2003	187742.7	139088.3	48654.4	521505.2
2004	1207254.6	1111976.6	95278.4	749325.3
2005	1180817.4	1143499.2	37318.2	1056807.3
2006	1544366.1	931061.09	613305.1	1360641.1
2007	1284762.3	799367.4	485394.7	1828643.5
2008	2225620.3	1602446.6	623173.7	-

المصدر: جمعت البيانات ونقحت من قبل الباحثة واحتسبت بالأسعار الثابتة لسنة ١٩٩٣بالاعتماد على المصادر التالية:

- وزارة المالية، دائرة الموازنة العامة، الحسابات الختامية.
- البنك المركزي العراقي، المديرية العامة للإحصاء والابحاث، عدد خاص ٢٠٠٣، نشرات ٢٠٠٣-٢٠٠٧.