

العلاقة بين عجز الموازنة العامة وعجز الحساب الجاري في المملكة العربية السعودية : دراسة تطبيقية باستخدام التكامل المشترك وال العلاقة السببية

حمد بن عبدالعزيز التويجري

أستاذ مساعد

قسم الاقتصاد - كلية العلوم الإدارية

جامعة الملك سعود - الرياض - المملكة العربية السعودية

(قدم للنشر في ١٤١٩/١١/٧ - وقبل للنشر في ٢٠١٤/٣٠/٢)

المستخلص : تسعى هذه الدراسة إلى تحليل العلاقة بين عجز الموازنة العامة وعجز الحساب الجاري في المملكة العربية السعودية ولهذا الغرض تم استخدام منهج تحليل العلاقة السببية المقترن من جرanger Granger بعد تعديله ليأخذ بعين الاعتبار الخصائص الإحصائية للسلسل الزمنية للمتغيرات . كذلك تقوم هذه الدراسة بتطبيق الأساليب الإحصائية الحديثة مثل التكامل المشترك ومنهج تصحيح الأخطاء لاختبار العلاقة السببية المناسبة والذي يفصل بين العلاقة السببية في الأجلين القصير والطويل . أثبتت النتائج الإحصائية وجود علاقة سببية متبدلة بين عجز الموازنة العامة وعجز الحساب الجاري في الأجلين القصير والطويل ، وهذا يعني أن السياسات الاقتصادية التي تستخدمها الدولة لمعالجة العجز في أحد الحسابين ستوثر إيجابياً في تحفيض العجز في الحساب الآخر .

مقدمة

يحدث عجز الموازنة العامة عندما يتجاوز الإنفاق الحكومي على السلع والخدمات الإيرادات الحكومية ، بينما يحدث عجز الحساب الجاري عندما تكون قيمة الميزان التجاري (الصادرات - واردات) مضاعفاً إليه صافي الخدمات والتحويلات الجارية (أو قصيرة الأجل) سالبة .

وترى معظم الدراسات بين عجز الميزان العامة وعجز الميزان التجاري (Volcker, 1984) من خلال تأثير حدوث عجز في الميزانة العامة على أسعار الفائدة التي تؤثر بدورها إيجابياً على سعر صرف العملة المحلية مما يضعف قدرة المنتجات المحلية على المنافسة في الأسواق المحلية والعالمية مما يؤدي إلى حدوث عجز في الميزان التجاري . وحاولت العديد من الدراسات التطبيقية اختبار العلاقة بين عجز الميزانة العامة وعجز الحساب التجاري . فعلى سبيل المثال قام كل من Enders and Lee, 1990; Miller and Russek, 1989; Rosensweig and Tollmen, 1993;) (Abell, 1990) بدراسة هذه العلاقة وكانت النتائج تشير في الغالب إلى وجود علاقة سلبية بين الميزانة العامة والميزان التجاري حيث يؤثر عجز الميزانة العامة على عجز الميزان التجاري .

تبعد أهمية دراسة العلاقة بين عجز الميزانة العامة والحساب الجاري ، وليس الميزان التجاري فقط ، في المملكة العربية السعودية، من أن المملكة العربية السعودية منذ عام ١٩٧٠ كانت تحقق فائضاً في حساب الميزانة العامة والحساب الجاري، واستمر تحقيق الفائض في الحسابين حتى العام ١٩٨٣م عندما بدأ العجز ولا يزال مستمراً في الميزانة العامة مصحوباً بعجز في الحساب الجاري في جميع السنوات ما عدا عام ١٩٩٥م حيث حقق الحساب الجاري فائضاً وإن كان صغيراً . ويرتبط العجز في الميزانة العامة مع العجز في الحساب الجاري من خلال الدور الذي تلعبه الحكومة في الاقتصاد الوطني ، حيث يختلف الدور الاقتصادي لحكومة المملكة العربية السعودية عن دور حكومات كثيرة في الاقتصادات المعاصرة . إن حكومة المملكة العربية السعودية ومن واقع ملكيتها للموارد النفطية تؤثر بصورة جوهرية على الاقتصاد الوطني وذلك من خلال إنفاقها على القطاعات الاقتصادية المختلفة ، حيث تقوم الحكومة ببناء وصيانة التجهيزات الأساسية وكذلك تقديم الإعانات الاقتصادية في العديد من القطاعات بالإضافة إلى توظيف نسبة عالية من المواطنين . ولهذا فإن الانخفاض في إيرادات الصادرات النفطية التي تمثل معظم الإيرادات الحكومية مع استمرار الإنفاق الحكومي مرتفعاً ساهماً في حدوث عجز الميزانة العامة منذ عام ١٩٨٣م.

إن استمرار الإنفاق الحكومي مرتفع وخاصة على الواردات الحكومية من الأسلحة وغيرها من السلع يزيد من الضغط على الميزان التجاري ومن ثم الحساب الجاري . كذلك فإن استمرار الإنفاق الحكومي على بناء وصيانة التجهيزات الأساسية يتطلب وجود عماله وافدة مما يزيد من الضغط على الحساب الجاري من خلال تحويلات هذه العمالة إلى الخارج التي بلغ مجموع تحويلاتها النقدية ٦٠ مليار ريال في عام ١٩٩٦م .

وتهدف هذه الورقة إلى اختبار العلاقة بين عجز الموازنة العامة وعجز الحساب الجاري في المملكة العربية السعودية وذلك باستخدام مفهوم جرanger للعلاقة السببية بين المتغيرات Granger (Causality) لاكتشاف اتجاه التأثير بين العجزين . ويحتوي الجزء الثاني من هذه الدراسة على توضيح لمنهجية الدراسة الذي يشمل شرحاً لمفهوم العلاقة السببية والاختبارات الإحصائية التي سيتم استخدامها لتحديد هذه العلاقة ، ويتم تقديم النتائج الإحصائية في الجزء الثالث، وأخيراً الخاتمة .

منهجية الدراسة

يهدف اختبار العلاقة السببية كما اقترحه (Granger, 1969) ومن ثم طوره (Sims, 1972) إلى تحديد ما إذا كان التغيير في المتغير X يؤدي إلى حدوث تغير في المتغير Y ، فإذا كان المتغير X يساعد على التنبؤ بقيمة المتغير Y فإنه يمكن القول بأن X تسبب Y ، بينما إذا كانت X لا تساعد على التنبؤ بقيمة Y فإن X لا تسبب Y.

يعتمد اختبار (Granger) للسببية على تقدير الدالة التالية :

$$Y = C + \sum_{i=0}^P a_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^q B_j Y_{t-j} + V_t \quad (1)$$

حيث Σ علامة الجمع V_t خطأ عشوائي متوسط يساوي الصفر وتبين يساوي σ^2_v و q, p مقدار الفجوة الزمنية . يشتمل تقدير الدالة السابقة على إجراء نموذج انحدار لـ Y على القيمة الحالية لـ X والقيمة الماضية لـ Y, X ، فإذا كانت معلمات المتغير X معنوية فإنه يمكن القول بأن التغيير في X يؤدي إلى التغيير في Y .

يتطلب إجراء الاختبار السابق تقدير المعادلة رقم (1) باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية، OLS ، ومن ثم إجراء اختبار F للفرضية العدمية H_0 التالية :

$$H_0 : \alpha_i = 0 \text{ for } i = 1, 2, \dots, P$$

ويتم حساب قيمة F كما يلي :

$$F = \frac{RSS_R - RSS_u / p}{RSS_v / T - 2p - 1} \quad (2)$$

حيث :

مجموع مربع الأخطاء من المعادلة رقم (١) غير المقيدة : RSS_u

مجموع مربع الأخطاء من المعادلة رقم (١) مع التقيد : RSS_R

عدد المشاهدات : T .

كما يفترض أن تكون المعلمات B_j متساوية للصفر لجميع $j=1,2,\dots,q$.

إذا كانت قيمة F المحسوبة من المعادلة رقم (٢) أكبر من القيمة الحرجية فإنه يتم رفض الفرضية العدمية التي تشير إلى أن X لا تسبب Y ، أي أنه عندما تكون قيمة F المحسوب أكبر من قيمة F الجدولية فإن X تسبب Y , $Y \rightarrow X$. ولاختبار ما إذا كانت Y تسبب X فإنه يتم تقدير نموذج انحدار L على القيم الماضية L X والقيم الحالية والماضية L Y ومن ثم إعادة الخطوات السابق ذكرها . وإذا كانت نتائج الاختبارين تشير إلى رفض الفرضية العدمية فإن هذا يؤكد وجود علاقة سببية بين المتغيرين $Y \leftrightarrow X$ ، وقد قام كل من (Sims, 1972) و (Gewdk, 1983) بتطوير اختبار Granger وذلك بتقديم اختبارات بدائلة، ولكن الكثير من الدراسات تعيب على الاختبارين الآخرين وجود ارتباط ذاتي للأخطاء العشوائية في نموذجي الاختبار .

ويطلب القيام باختبار اتجاه العلاقة السببية تحديد الفجوة الزمنية الملائمة ولهذا قدّم (Hsiao, 1987) طريقة علمية لتحديد الفجوة الزمنية تعتمد على التوليف بين معيار خطأ التوقع النهائي المقترن من قبل Akaike وطريقة Granger لاختبار العلاقة السببية Final Prediction Error (FPE) وذلك على النحو التالي :

أولاً : يتم تقدير مجموعة من نماذج AR للمتغير Y مع فترات متطابقة مختلفة، حيث إن $I=1,2,\dots,r,\dots,Q$ ، ويتم اختيار أقل قيمة L FPE على سبيل المثال FPEr . بعد ذلك يتم إضافة فجوة زمنية بعد أخرى للمتغير X إلى النموذج حتى يتم التوصل إلى أقل قيمة L FPEr، على سبيل المثال حيث s الفترة الزمنية للمتغير X والتي تدني قيمة FPEr عندما تكون $FPEr,s \leq FPEr$ يعني أن $Y \rightarrow X$. ويمكن اختبار فرضية أن Y تسبب X باستخدام الخطوات السابقة مع استخدام X كمتغير مستقل .

كذلك يتطلب احتبار السببية سكون السلسل الزمنية المستخدمة . ولهذا فإنه يتم إخضاع المتغيرات محل الدراسة إلى احتبار جذر الوحدة للتحقق من درجة تكامل سلاسلها الزمنية . وتوجد اختبارات متعددة لجذر الوحدة ومن أهمها وأكثرها شيوعاً اختبار ديكى-فولر Dicky and Fuller, 1979 . ويمكن توضيح اختبار ديكى-فولر المركب من خلال المعادلة التالية :

$$\Delta X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta \Delta X_{t-i} + V_t \quad (3)$$

حيث تشير Δ إلى الفروق الأولى وتشير m إلى طول الفجوة الزمنية، وينطوي احتبار ديكى-فولر على احتبار فرضية أن $0 < \beta$ مقابل الفرضية البديلة $\beta = 0$ عندما تكون β معنوية وأقل من الصفر فإنه يمكن القول بعدم سكون المتغير X . ويمكن إضافة متغير الزمن t إلى النموذج بحيث تكون معادلة احتبار جذر الوحدة كما يلي :

$$\Delta X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta \Delta X_{t-i} + \lambda t + V_t \quad (4)$$

احتبار العلاقة السببية

لإجراء احتبار Granger للعلاقة السببية بين المتغيرين Y , X فإنه يتم تقدير النموذج التالي :

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=0}^m \beta Y_{t-j} + e_t \quad (5)$$

$$Y_t = \delta_0 + \sum_{i=0}^P \delta_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \lambda X_{t-j} + V_t \quad (6)$$

حيث e_t , V_t حدان عشوائيان بمتوسط حسابي يساوى الصفر وتبالين ثابت . وتكون مجموعة β معنوية أكبر من الصفر عندما يكون التغيير في Y يسبب التغيير في X . وإذا كان التغيير في X يسبب التغيير في Y فإن مجموعة λ تكون معنوية أكبر من الصفر .

وتجدر الإشارة إلى أن احتبار السببية يتطلب معرفة ما إذا كانت المتغيرات متكاملة تكاملاً مشتركة، حيث يعتبر المتغيران Y , X متكاملين تكاملاً مشتركة إذا أمكن الحصول على توليفه خطية ساكنة من هذين المتغيرين غير الساكنين . ويتم معرفة وجود التكامل المشترك عن طريق فحص بوافي نموذج الخدار Y على X لمعرفة ما إذا كانت هذه البوافي ساكنة أم لا، وذلك بإجراء اختبارات جذر الوحدة التي سبق الإشارة إليها، وقد أوضح (Granger 1988) أنه عندما تكون

المتغيرات متكمالة من درجة معينة فإنه لا بد من إضافة حد تصحيح الخطأ Error Correction

لنموذج العلاقة السببية لتصبح كما يلي :

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{t=1}^n \alpha_t X_{t-1} + \sum_{j=0}^m \beta Y_{t-j} + \Theta_1 \hat{V}_{t-1} + e_t \quad (\gamma)$$

$$Y_t = \delta_0 + \sum_{t=0}^P \delta_t \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \lambda X_{t-j} + \Theta_2 \hat{V}_{t-1} + u_t \quad (\lambda)$$

حيث e_t , u_t حدان عشوائيان بمتوسط حسابي يساوي الصفر وبيان ثابت . و \hat{V}_t الخطأ

العشوائي في معادلة التكامل المشترك التالية :

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + V_t \quad (9)$$

يتم إجراء اختبار السببية عندما يكون المتغيران X, Y متكمالين تكاملاً مشتركاً عن طريق تقدير المعادلين (٧) و(٨) حيث يتم تحديد السببية من خلال معنوية قيم مجموعة β ومجموعة λ وكذلك من خلال معنوية حدي تصحيح الخطأ θ_1, θ_2 . وتجدر الإشارة إلى أن معنوية قيم β تدل على وجود علاقة سببية في الأجل القصير حيث توضح تأثير التغيرات في أحد المتغيرين على المتغير الآخر في الأجل القصير بينما يتم تحديد اتجاه السببية في الأجل الطويل من خلال معنوية معامل القيم الماضية كحد تصحيح الخطأ λ . وعندما لا يوجد متكمال مشترك بين X, Y فإنه يتم إجراء الاختبار التقليدي للسببية وذلك عن طريق تقدير المعادلين (٥) و(٦) .

النتائج الإحصائية

تستخدم هذه الدراسة السلاسل الزمنية لكل من العجز في الموازنة العامة (BD) والعجز في الحساب الجاري (CAD) للمملكة العربية السعودية خلال الفترة ١٩٦٩-١٩٩٦ م . وقد تم فحص الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية للمتغيرين محل الدراسة . ويوضح الجدول رقم (١) نتائج اختبارات ديكي-فولر للمتغيرين حيث يوضح العمودان الأول والثاني اختبارات ديكي-فولر للمستويات بدون اتجاه زمني في العمود الأول وبعد إضافة اتجاه زمني في العمود الثاني . بينما يوضح العمودان الثالث والرابع اختبارات ديكي-فولر للفروق الأولى .

جدول رقم (١)

نتائج اختبارات جذر الوحدة

الفروق الأولى		مستويات المتغيرات		المتغير
باتجاه ADF	بدون اتجاه ADF	باتجاه ADF	بدون اتجاه ADF	
-5.15	-5.27	-1.29	-1.91	عجز الموازنة (BD)
-4.54	-4.66	-1.57	-2.31	عجز الحساب الجاري (CAD)
				القيم الحرجية
		-4.37 -3.60 -3.24	-3.72 -2.99 -2.63	1 % 5% 10%

يشير الجدول رقم (١) إلى عدم إمكانية رفض الفرضية العدمية بوجود جذر وحدة للمتغيرات عند مستويات المعنوية ١٪ و ٥٪ بافتراض عدم وجود اتجاه زمني أو بافتراض وجود اتجاه زمني، بينما يوضح الجدول رفض الفرضية العدمية بوجود جذر وحدة عند أحد الفروق الأولى للمتغيرين. ومن هذه الاختبارات يمكن الاستنتاج أن كلا المتغيرين متكمال من الدرجة الأولى (I).

بعد تحديد درجة تكمال السلسل الزمنية محل الدراسة تم اختبار التكامل المشتركة بين عجز الموازنة العامة وعجز الحساب الجاري . ويرى من الجدول رقم (٢) وجود تكامل مشترك بين عجز الموازنة العامة وعجز الحساب الجاري حيث يتضح سكون بوافي التكامل المشتركة في المعادلة رقم (٩) .

الجدول رقم (٢)

نتيجة اختبار التكامل المشتركة

		الاختبار
ADF		عجز الموازنة العامة وعجز الحساب الجاري
-3.34	-3.41	
		القيم الحرجية :
		-2.65 1% -1.95 5% -1.62 10%

وسيتم استخدام المعادلين (٧) و(٨) لاختبار العلاقة السببية .

بعد التأكيد من سكون السلسل الزمنية بعد أحد الفروق الأولى وكذلك بعد معرفة وجود تكامل مشترك بين المتغيرين ومن ثم تحديد الاختبار المستخدم لوجود العلاقة السببية فإنه من الضروري تحديد الفجوة الزمنية الملائمة التي اقترحتها Hsiao التي سبق الإشارة إليها . وتوضح نتائج تحديد الفجوة الزمنية (انظر الملحق ١-٤) أن معادلة العلاقة السببية للتغيير في عجز الموازنة العامة وعجز الحساب الجاري تكون على النحو التالي :

$$\Delta bd = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta bd_{t-1} + \alpha_2 \Delta bd_{t-2} + \beta_0 \Delta cd + \beta_1 \Delta cd_{t-1} + \Theta_1 V_{t-1} + e_t \quad (10)$$

$$\Delta cd = \delta_0 + \delta_1 \Delta bd + \delta_1 \Delta bd_{t-1} + \lambda_1 \Delta cd_{t-1} + \lambda_2 \Delta cd_{t-2} + \Theta_2 V_{t-1} + u_t \quad (11)$$

جدول رقم (٣)

العلاقة السببية

إحصائية F	اتجاه العلاقة السببية
8.05	عجز الحساب الجاري ← عجز الموازنة العامة
7.99	عجز الموازنة العامة ← عجز الحساب الجاري
5.66	قيمة F الحرجة عند مستوى معنوية 1%
3.42	قيمة F الحرجة عند مستوى معنوية 5%

ويتبين من نتائج التقدير (الجدول رقم ٣) أن التغيير في عجز الحساب الجاري يساعد في تفسير التغيير في عجز الموازنة العامة حيث بلغت إحصائية F المحسوبة لعلاقة السببية ٨,٠٥ التي تفوق قيمة F الجدولية . كذلك فإن عجز الموازنة العامة يساعد في تفسير التغيير في عجز الحساب الجاري حيث بلغت قيمة F المحسوبة للعلاقة السببية ٧,٩٩ .

وباستخدام مفهوم السببية المعتمد على التكامل المشترك للتعرف على العلاقة السببية طويلة الأجل بين التغيير في المتغيرين محل الدراسة فإنه يتم تحديد العلاقة من خلال معنوية معامل حد تصحيح الخطأ .

جدول رقم (٤)

العلاقة السببية في الأجل الطويل

إحصائية t لحد تصحيح الخطأ	اتجاهات العلاقة
**-2.83	عجز الحساب الجاري ← عجز الموازنة العامة
**-3.17	عجز الموازنة العامة ← عجز الحساب الجاري

* عند مستوى معنوية 5%

يتضح من الجدولين رقم (٣) و(٤) وجود علاقة سببية متبادلة في الأجلين القصير والطويل بين عجز الموازنة العامة وعجز الحساب الجاري في المملكة العربية السعودية، وهذه النتيجة تتفق مع ما كان متوقعاً سلفاً، حيث إن دور الحكومة في المملكة العربية السعودية هو دور رئيس ومؤثر على الاقتصاد الوطني وذلك من خلال ملكية الدولة للموارد النفطية وكذلك من خلال تأثير الإنفاق الحكومي على القطاعات الاقتصادية المختلفة ، ولهذا فإن السياسات الاقتصادية التي تتحذها الحكومة لمعالجة العجز في أحد الحسابين سيكون لها تأثير على الحساب الآخر وهذا فلا بد لواضعي السياسات الاقتصادية من توقيع الآثار المحتملة للسياسة الاقتصادية المستهدفة لمعالجة عجز الموازنة العامة على عجز الحساب الجاري والعكس صحيح، كذلك فإن وجود علاقة سببية قد يساعد واضعي السياسات الاقتصادية على تحقيق الأهداف المرجوة منها . وعلى سبيل المثال فإن ترشيد الإنفاق الحكومي عن طريق تخفيض الواردات الحكومية سيؤدي إلى تحسين الحساب الجاري.

الخاتمة

هدفت هذه الورقة إلى دراسة العلاقة بين عجز الموازنة العامة وعجز الحساب الجاري في المملكة العربية السعودية التي يعتمد اقتصادها بصفة كبيرة على الدور الذي تقوم به الحكومة، حيث تملك جميع إيرادات الدولة النفطية ومن ثم تؤثر على الاقتصاد عن طريق الإنفاق الحكومي . وقد استخدمت هذه الدراسة منهج تحليل العلاقة السببية المقترن من Granger وتم تطبيقه بعد تعديله ليأخذ بعين الاعتبار الخصائص الإحصائية للسلسل الزمنية للمتغيرين محل الدراسة باستخدام منهج تصحيح الأخطاء الذي يساعد على تحديد العلاقة السببية في الأجلين القصير والطويل نظراً لأن الاختبارات الإحصائية أكّدت على وجود تكامل مشترك بين المتغيرين .

وقد أثبتت النتائج الإحصائية وجود علاقة سببية متبادلة بين عجز الموازنة العامة وعجز الحساب الجاري حيث يسبب التغير في عجز الموازنة تغيراً في عجز الحساب الجاري وكذلك يسبب التغير في عجز الحساب الجاري تغيراً في عجز الحساب الجاري . وقد أثبتت الاختبارات الإحصائية المستخدمة وجود هذه العلاقة السببية في الأجل القصير والأجل الطويل . وهذا يدعم التوقعات السابقة.

أخيراً فإن هذه النتيجة تؤكد على أن السياسات الاقتصادية التي يتم استخدامها لمعالجة العجز في الموازنة العامة ستؤثر على العجز في الحساب الجاري وكذلك فإن السياسات الاقتصادية التي يتم استخدامها لمعالجة العجز في الحساب الجاري ستساعد على تخفيض العجز في الموازنة العامة.

المراجع

أولاً : المراجع العربية

البازعي، محمد (١٩٩٧) "العلاقة بين السياسة المالية والنقدية في الاقتصاد العربي السعودي: دراسة تطبيقية باستخدام التكامل المشترك والعلاقة السببية"، مجلة جامعة الملك سعود، العلوم الإدارية، م ٦٩(١)، ص ص ٣٥-٦٢.

ثانياً : المراجع الإنجليزية

- Abell., John D.** (1990) "Twin deficit During the 1080's: An Empirical Investigation", *Journal of Macroeconomics*, Winter, pp. 81-96.
- Dicky, D. A. and Fuller, W. A.** (1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.
- Enders, Walter, and Bong-Soo Lee** (1990) "Current Account and Budget Deficits: Twins of Distant Cousins?" *Review of Economics Statistics*, August, pp. 63-81.
- Gewdk, J. R.; Messe, R. and Dent, W.** (1988) "Comparing Alternative Tests of Causality In Temporal Systems" *Journal of Econometrics*, vol. 21, pp. 161-194.
- Granger, C. W.** (1988) "Some Recent Development in a Concept of Causality", *Journal of Econometrics*, pp. 199-211.
- Granger, C. W. J.** (1969) "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, vol. 37, pp. 424-438.
- Hsiao, C.** (1987) "Autoregressive Modeling and Money-Income Causality Detection", *Journal of Monetary Economics*, vol. 7, pp. 85-106.
- Miller, Stepher, M., and Frank S. Russek,** (1989) "Are the Deficits Really Related?" *Contemporary Policy Issues*, October. pp. 91-115.
- Rosenswekg, J. and Tollmen E.** (1993) "Fiscal Policy and Trade Adjustment: Are the Deficit Really Twins?", *Economic Inquiry*, October, pp. 380-594.
- Sims, C. A.** (1972) "Money, Income and Causality", *American Economic Review*, vol. 62, pp. 540-552.
- Volcker, Paul A.** (1984) "Facing Up the Twin Deficits", *Challenge*, March/April, pp. 4-9.

(١) ملحق

جدول رقم (١)
تحديد الفجوة الرمزية الملائمة لمعادلة الانحدار
 $\Delta B D = F(\Delta B D_{t-i})$

FPE	مقدار الفجوة
942	1
**712	2
815	3
838	4

* أقل قيمة لخطأ التوقع النهائي

جدول رقم (٢)
تحديد الفجوة الرمزية الملائمة لمعادلة الانحدار
 $\Delta B D = F(\Delta B D_{t-i}, \Delta C D_{t-j})$

FPE	مقدار الفجوة للمتغير التابع	مقدار الفجوة للمتغير التابع
318	0	2
**294	1	2
311	2	2

* أقل قيمة لخطأ التوقع النهائي

جدول رقم (٣)
تحديد الفجوة الرمزية الملائمة لمعادلة الانحدار
 $\Delta c d = F(\Delta c d_{t-i})$

FPE	مقدار الفجوة
190	1
**170	2
193	3
240	4

* أقل قيمة لخطأ التوقع النهائي

جدول رقم (٤)
تحديد الفجوة الرمزية الملائمة لمعادلة الانحدار
 $\Delta c d = F(\Delta c d_{t-i}, \Delta B d_{t-j})$

FPE	مقدار الفجوة للمتغير التابع	مقدار الفجوة للمتغير التابع
318	0	2
**294	1	2
311	2	2

* أقل قيمة لخطأ التوقع النهائي

The Relationship between the Government Budget Deficit and the Current Account Deficit in Saudi Arabia: Testing for Cointegration and Causality

HAMAD A. AL-TWAIGRI

Assistant Professor

Department of Economics

College of Administration Science,

King Saud University, Riyadh, Saudi Arabia

ABSTRACT. This study investigates the causal relationship between the government budget deficit and the current account deficit in Saudi Arabia. The integration and cointegration properties of the data are analysed and the model of Granger is used after adjusting it by using the Error Correction Technique. The results show abi-directional causation between the two deficits. Such a causation eases the work of economic policies used to cure either deficit.