اختبار فرضية العجز الثلاثي في الاقتصاد المصري باستخدام أسلوب الانحدار الذاتي غير الخطي ذي الفجوات المبطأة

د. أشرف محمد السيد

مدرس الاقتصاد
كلية التجارة - جامعة الزقازيق
جمهورية مصر العربية

الملخص

تهدف الدراسة إلى اختبار فرضية العجز الثلاثي Triple Deficits في الاقتصاد المصري خلال الفترة 1983-2017، وذلك باستخدام أسلوب الانحدار الذاتي غير الخطي ذي الفجوات المبطأة (Nonlinear Autoregressive Distributed Lags (NARDL الذي تم تطويره من قبل Shin et al.(2014)، وهي بذلك مساهمة بحثية ومواكبة للدراسات التي بدأ يهتم بها الاقتصاديون، من حيث إعادة صياغة النظريات الاقتصادية باستخدام تقنيات قياسية أكثر كفاءة. ويفيد هذا الأسلوب في ورقتنا اختبار فرضية العلاقة غير الخطية بين عجزي المدخرات الحكومية (Buplic Deficit) والادخار الخاص (Privat Deficit) وبين عجز الحساب الجاري (Current Account Deficit).

توصلت الدراسة إلى أن هناك علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة، وأن العلاقة بين عجز الحساب الجاري وبين كل من عجز الادخار الخاص وعجز المدخرات الحكومية تناظرية أو تماثلية Symmetric في الأجل الطويل، حيث تُظهر النتائج معنوية عجزي الادخار الخاص والحكومي، إذ تؤدي زيادتهما بنسبة 1%؛ إلى زيادة عجز الحساب الجاري بنسبة 0.49، و0.58 على الترتيب، وهذا يتفق مع فرضية الدراسة، في حين أن انخفاضهما بنسبة 1% يؤدي إلى زيادة عجز الحساب الجاري بنسبة 0.56، و0.55 على الترتيب، وقد يرجع ذلك إلى تجميد الجزء الأعظم من المدخرات الخاصة والحكومية أو عدم توجيهها لأنشطة استثمارية تساهم في انخفاض عجز الحساب الجاري. كما تشير نتائج نموذج تصحيح الخطأ ECM إلى إمكانية تصحيح الأخطاء قصيرة الأجل للعودة إلى الوضع التوازني طويل الأجل، حيث بلغت (0.83-)، وبهذا فإنّ أي صدمة قصيرة الأجل سوف يتم تصحيحها خلال 14 شهر تقريبًا.

الكلمات المفتاحية: *العجز الثلاثي، عجز الحساب الجاري، عجز الادخار الخاص، عجز المدخرات الحكومية، الانحدار الذاتي غير الخطي ذي الفجوات المبطأة، نموذج تصحيح الخطأ، مصر.*

المقدمة

يعاني الاقتصاد المصري من عجز في رصيد الحساب الجاري خلال معظم سنوات الدراسة (1983-2017)، إذ بلغ أقصاه في سنة 2016 حوالي 19.9 مليار دولار، وبما نسبته 5.9% من الناتج المحلي الإجمالي، إلا أنه انخفض إلى 8.9 مليار دولار، وبما نسبته 3.8% في عام 2017، وقد ترتب على ذلك تصاعد المديونية الخارجية، حيث زادت المديونية الخارجية بحوالي 19.8، و13.3 مليار دولار خلال عامي 2016، 2017 على الترتيب (WDI, 2019) كما يعاني الاقتصاد المصري من عجز مزمن في رصيد الموازنة العامة للدولة خلال فترة الدراسة، إذ بلغ أقصاه في سنة 2016 حوالي 41.7 مليار دولار، وبما نسبته 12.5% من الناتج المحلي الإجمالي، إلا أنه انخفض إلى 25.7 مليار دولار، وبما نسبته 10.9% في عام 2017 (البنك المركزي المصري، سنوات مختلفة).

اهتمت الأدبيات الاقتصادية بدراسة وتحليل أسباب عدم التوازن الخارجي والمالي؛ لدورهما في تحقيق الاستقرار الكلي والنمو الاقتصادي، فقد أُجريت دراسات مكثفه بشأن عجزي الحساب الجاري والموازنة العامة لتحليل العلاقة

* تم استلام البحث في يناير 2022، وقبل للنشر في فبراير 2022، وتم نشره في يونيو 2022.

(معرف الوثائق الرقمي): DOI: 10.21608/aja.2022.116617.1196

بينهما، وأن الدراسات التي أُجريت لتلك النقطة البحثية تدور حول نهجين، أولهما: النهج التقليدي (Keynesian)، وثانيهما: "نهج التكافؤ الريكاردي (REH) Ricardian Equivalence Hypothesis

يشير النهج الكينزي؛ إلى أن هنالك علاقة إيجابية مباشرة تربط بين عجز الموازنة العامة وعجز الحساب الجاري، وتتجه هذه العلاقة من عجز الموازنة العامة إلى عجز الحساب الجاري، ويطلق عليها فرضية العجز المزدوج أو العجز التوأم Twin Deficits Hypothesis (TDH).

وتتعدد آلية انتقال أثر عجز الموازنة إلى عجز الحساب الجاري في النهج الكينزي. فوفقًا للآلية الأولى؛ فإن عجز الموازنة ناتج إما عن زيادة الإنفاق الحكومي أو تخفيض الضرائب أو كلاهما معًا؛ وهو ما يستحث التوسع في إجمالي الطلب الفعال، ومن ثم تزيد الواردات وبالتالي يتدهور رصيد الحساب الجاري (العراقي وعيسى، 2018: 234). أما الآلية الثانية يحددها نموذج موندیل فليمنج Mundell-Fleming. حيث تتمثل الافتراضات الأساسية في حرية انتقال رأس المال في ظل اقتصاد مفتوح، وبالتالي فإن إمكانية الاقتراض أو الاقراض من الأسواق المالية العالمية متاح بسهولة (Fleming, 1962; Mundell, 1963)؛ ولذا فإن زيادة عجز الموازنة، تؤدي إلى زيادة معدلات الفائدة المحلية؛ بما يجاوز معدلات الفائدة العالمية، ومن ثم زيادة تدفقات رؤوس الأموال الأجنبية الوافدة، مما يسبب ارتفاع سعر صرف العملة المحلية مقابل العملات الأجنبية، ولذا ستصبح الصادرات أكثر تكلفه وأقل جذبًا للأجانب، وتصبح الواردات أقل تكلفة للمواطنين، ونتيجة لذلك؛ سينخفض صافي الصادرات ويتحقق عجزًا في الحساب الجاري (Kearney Monadjemi, 1990; Froyen, 1999: 369)، وأخيرًا، يتم تفسير فرضية العجز المزدوج أيضًا من خلال لغز فيلدشتاين-أوريوكا (Feldstein & Horioka, 1980)، فإذا لم تكن المدخرات والاستثمار مرتبطين بشكل كبير، فإن عجزي الموازنة والحساب الجاري يمكن أن يتحركا معًا، لأن استقلالية المدخرات والاستثمار، تعني أن حركة رأس المال مرتفعة.

بينما تشير فرضيه التكافؤ الريكاردي؛ إلى أنه لا توجد علاقة بين عجز الحساب الجاري وعجز الموازنة العامة للدولة، إذ أن اتساع عجز الموازنة العامة نتيجة لتقليص الضرائب (Tax Cut) ذو أثر مؤقت، لابد أن تتلاشى آثاره برجوع الضرائب إلى مستوياتها الأصلية، وأن انخفاض المدخرات الحكومية سيترافق مع زيادة مكافئة في المدخرات الخاصة، نظرًا لأن الأفراد يتوقعون أنه مع انخفاض الادخار العام أو الحكومي سوف يزيد من أعبائهم الضريبية في المستقبل، وعليهم التحسب من الآن بوضع بعض المدخرات لمواجهة تلك الضرائب المتوقعة بالزيادة. أي أن هبوط الضرائب ليس إلا عملية مؤقتة لن يتعد كونها تأجيلاً لدفع الضرائب التي خفضت حاليًا ليُعاد دفعها في وقت لاحق (Vamvoukas,1999: 1094; Ekrem, 2016, 272)، وبالتالي فإن حجم الادخار المحلي لن يتغير نتيجة الانخفاض الأولي للضريبة الذي سيعوضه زيادة الادخار الخاص، ولن تكون هناك حاجه إلى تدفق رأس المال الأجنبي الوافد، وبذلك يتضح من التكافؤ الريكاردي عدم وجود علاقة بين عجز الموازنة الناجم عن الانخفاض الأولي في الضرائب وعجز الحساب الجاري (Yanik, 2006: 1-2)، (عبد العزيز وعلي، 2019: 259).

ومع تحرير حساب رأس المال في معظم دول العالم، تلاشت ضرورة أن تقتصر الاستثمارات المحلية علي المدخرات المحلية، فعندما يكون هناك عجز في المدخرات المحلية، فإن تمويلها من الخارج؛ يؤدي إلى أن يلعب عجز المدخرات الخاصة دورًا، إلى جانب المدخرات الحكومية، في ظهور عجز الميزان الخارجي. وهذا يعني أن كل من عجزي المدخرات الحكومية، والادخار-الاستثمار، يسببا عجزًا في رصيد الحساب الخارجي، وهو ما يعرف بفرضية العجز الثلاثي Triple Deficits (Sen et al., 2014: 339).

إن نظرية العجز الثلاثي هي النسخة الموسعة من نظرية العجز التوأم، وذلك بإضافة عجز الادخار- الاستثمار الخاص إلى المدخرات الحكومية في التأثير على عدم التوازن الخارجي (Szakolczai; 2006: 41). وقد نوقشت نظرية العجز الثلاثي في نفس سياق النهج المستخدم في نظرية العجز التوأم. حيث يتم الربط بين كل من: عجزي الموازنة العامة والمدخرات الخاصة وبين عجز الحساب الجاري.

في هذا السياق، يتمثل الهدف الرئيس لهذه الدراسة في اختبار فرضية العلاقة بين رصيد الحساب الجاري وبين كل من رصيد المدخرات الحكومية ورصيد الادخار الخاص في الاقتصاد المصري، إذ أن الدراسات التي أجريت بشأن الاقتصاد المصري ركزت علي العجز المزدوج، بينما اغفلت اثر رصيد الادخار-الاستثمار الخاص على رصيد الحساب الجاري.

إن التحقق من فرضيه العجز الثلاثي له أهميته لاختيار السياسات الملائمة للتعامل مع عجز المدخرات الحكومية، إما للاقتراض العام أو تعديل معدلات الضرائب. ولهذا السبب، فإن نتائج الدراسة تعتبر مهمة عند متخذ القرارات الاقتصادية في مصر، حيث بلغت الاختلالات الاقتصادية الكلية مستويات خطيره.

تتكون الدراسة من خمسة أقسام بخلاف المقدمة، يعرض القسم الثاني الإطار النظري، وفي القسم الثالث يتم تناول الدراسات السابقة، ويعرض القسم الرابع العجز الثلاثي في الاقتصاد مصر، ويتم عرض المنهجية، بما في ذلك البيانات والنماذج المستخدمة في القسم الخامس. بينما يتم في القسم السادس عرض النتائج التي تم التوصل إليها. وأخيرا يتم تناول خلاصة الدراسة.

الإطار النظري

يستند الإطار التحليلي للعجز الثلاثي على معادلات الدخل القومي، حيث يمكن الحصول على الأساس النظري للعلاقة بين عجز الادخار-الاستثمار الخاص وعجز المدخرات الحكومية وعجز الميزان التجاري (الحساب الخارجي). من خلال معادلة الإنفاق الكينزية، إذ يتكون الناتج المحلي الإجمالي ***(Y)*** في اقتصاد مفتوح من مجموع الاستهلاك الخاص ***(C)***، والاستثمار الخاص ***(I)***، والإنفاق الحكومي ***(G)***، وصافي الصادرات ***(X-M)***، كما في المتطابقة التالية:

$$Y = C + I + G + (X - M) \qquad (1)$$

وحيث إن الدخل الشخصي المتاح ***(Yd)*** يتم توزيعه بين الإنفاق الاستهلاكي الخاص ***(C)*** والمدخرات الخاصة ***(S)***، كما يمثل الدخل القومي بعد استقطاع الضرائب ***(T)***، ويمكن التعبير عنه من خلال المتطابقتين التاليتين :

$$Y_d = C + S \quad (2) \qquad Y_d = Y - T \quad (3)$$

فإن :

$$\therefore Y = C + S + T \quad (4)$$

من ناحية أخرى؛ من المتطابقتين رقما (1)، و(4)؛ فإن:

$$\therefore C + S + T = C + I + G + (X - M) \quad (5) \qquad \therefore (X - M) = C + S + T - C - I - G \quad (6)$$

$$\therefore (X - M) = (S_p - I_p) + (T - G) \quad (7)$$

وتقوم حكومات الدول النامية، ومنها مصر بإنفاق استثماري ومزاحمة قطاع الأعمال، فإن الإنفاق الحكومي ***(G)*** يوزع ما بين إنفاق استهلاكي حكومي ***(C_g)*** وإنفاق استثماري حكومي ***(I_g)*** وتأخذ المعادلة الشكل التالي:

$$(X - M) = (S_p - I_p) + [T - (C_g + I_g)] \quad (8) \qquad \therefore (X - M) = (S_p - I_p) + (T - C_g - I_g) \quad (9)$$

وحيث أن المدخرات الحكومية ***(S_g)*** تمثل الفرق بين حصيلة الضرائب (الإيرادات العامة) والإنفاق الحكومي الاستهلاكي، وتأخذ الشكل التالي:

$$S_g = T - C_g \qquad (10)$$

فإن:

$$(X - M) = (S_p - I_p) + (S_g - I_g) \qquad (11)$$

من المتطابقة رقم (11)، يتضح أن: رصيد الميزان التجاري ***(X – M)*** يتعادل مع كل من: رصيد الادخار- الاستثمار الخاص ***($S_p - I_p$)*** ورصيد الادخار- الاستثمار الحكومي ***($S_g - I_g$)*** ويحدث العجز الثلاثي في حالة حدوث العجز في كل من: ارصدة الميزان التجاري ورصيد الموازنة العامة ورصيد الادخار -الاستثمار الخاص.

الدراسات السابقة

إن الدراسات التي تناولت العجز الثلاثي محدودة، وقد تباينت نتائجها؛ وقد يُعزى ذلك إلى استخدام عينات وطرق تقدير مختلفة. استخدمت الدراسات التطبيقية منهج Bound Test وتحليلات Granger Causality وتحليلات VAR، Au-toregressive Distributed Lag (ARDL)، ومنهجية Fixed Effects.

تم التحقق من صحة فرضية العجز الثلاثي؛ بأن عجزي الموازنة العامة للدولة والادخار-الاستثمار الخاص يسببا العجز في الحساب الجاري، وذلك في دراسات (Chowdhury & Saleh, 2007)، والتي استخدمت منهج Autoregressive Distributed Lag (ARDL)، بالتطبيق على سريلانكا خلال الفترة 1970-2005؛ ودراسة (Shastri et al., 2017) واستخدمت منهج Dynamic Ordi-nary Least Square، لخمس دول في جنوب آسيا، وهي الهند وباكستان وبنجلاديش وسريلانكا ونيبال خلال الفترة 1985-2015،

ودراسة (Ali & Kakar, 2017) بالتطبيق على باكستان خلال الفترة من 1980-2014،باستخدام منهج (ARDL Bound Testing)؛ ودراسة (Tang, 2014) باستخدام بيانات ربع سنوية خلال الفترة (1960- 2013)؛ ودراسة (Bolat et al., 2014) لبولندا والبرتغال وإسبانيا والسويد للفترة (2002-2013)؛ واستخدم منهج Granger Causality؛ ودراسة (Coban & Balikcioglu, 2016) لـ 24 دولة من الدول التي تمر اقتصاداتها بمرحلة انتقالية خلال الفترة (2002-2013)، واستخدمت تحليل Dynamic Panel Data؛ وعليه فإن نتائج هذه الدراسات تقدم أدلة داعمة لفرضية المنهج الكينزي بصحة فرضية العجز الثلاثي. حيث توجد علاقة بين عجز الموازنة وعجز الادخار- الاستثمار الخاص والعجز الخارجي.

بينما توصلت بعض الدراسات إلى عدم صحة فرضية العجز الثلاثي؛ بمعنى عدم وجود علاقة بين عجزي الموازنة العامة للدولة والادخار- الاستثمار وبين عجز الحساب الجاري، ومن تلك الدراسات: (Yeniwati, 2018) بالتطبيق على إندونيسيا خلال الفترة (2003-2016)، واستخدمت منهجية (Vector Autoregression (VAR؛ ودراسة Şen and Kaya (2018) لستة دول من دول الكومنيست باستخدام تحليل السببية Bootstrap Panel Granger خلال الفترة (1994-2015)، وعليه فإن نتائج هذه الدراسات تقدم أدلة داعمة لفرضية التكافؤ الريكاردي، وعدم صحة فرضية العجز الثلاثي، حيث لا توجد علاقة بين عجز الموازنة وعجز الادخار- الاستثمار الخاص والعجز الخارجي.

العجز الثلاثي في الاقتصاد المصري:

تتوافر بيانات من مصادر متعددة عن رصيد الميزان التجاري في مصر، إلا أنها غير متوفرة عن رصيد الادخار – الاستثمار الخاص ورصيد الادخار – الاستثمار الحكومي؛ وهو ما يتطلب القيام بتقديرهما، ويمكن التحقق من دقة التقديرات لهما في ضوء تعادل أرصدة المدخرات الحكومية والخاصة، والتي تتضمن $(S_g - I_g) + (S_p - I_p)$ مع رصيد الميزان التجاري $(X - M)$، كما في المعادلة التالية:

$$(X - M) = (S_p - I_p) + (S_g - I_g) \qquad (12)$$

وحيث أن الادخار الخاص (S_p) هو الفرق بين الادخار الإجمالي (S) والادخار الحكومي(S_g)، وأن الادخار الحكومي هو الفرق بين عجز الموازنة العامة (B_g) والاستثمار الحكومي (I_g)، ويعادل الفرق بين الإيرادات العامة (T) والإنفاق الاستهلاكي الحكومي (C_g) في المعادلتين التاليتين:

$$S_p = S - S_g \qquad (13)$$

$$S_g = B_g - I_g = T - C_g \qquad (14)$$

بالتعويض في المعادلة رقم (12) عن (S_p)، (S_g) من المعادلتين رقما (13)، و(14)، نحصل على المعادلة التالية:

$$(X - M) = (S - B_g + I_g - I_p) + (B_g - 2I_g) \qquad (15)$$

وعليه فإن فجوة المدخرات الخاصة تعادل $(S - B_g + I_g - I_p)$، وفجوة المدخرات الحكومية تعادل $(2I_g - B_g)$

وبالاعتماد على البيانات المتوفرة والمنشورة لدي قاعدة بيانات البنك الدولي وتقارير البنك المركزي المصري، أمكن حساب رصيد المدخرات الحكومية ورصيد المدخرات الخاصة علاوة على رصيد الميزان التجاري المصري خلال الفترة من 1983 إلى 2017 كما في الجدول رقم (1) التالي:

يتضح من الجدول السابق أن الميزان التجاري في مصر يعاني عجزًا مزمنًا خلال فترة الدراسة (1983–2017)، وقد يرجع ذلك لضعف الكفاءة الإنتاجية للمؤسسات وانخفاض مستوى التنافسية للمنتجات المحلية في الأسواق الخارجية. وتمت ملاحظة انخفاض متوسط نسبة العجز التجاري إلى الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة (1991 – 2006) إلى 5.2% بعد أن كانت 12.5% في الفترة السابقة (1983–1990)، وذلك يرجع لسياسات الإصلاح الاقتصادي التي اتخذتها الدولة خلال تلك الفترة، بينما عاود متوسط نسبة العجز في الميزان التجاري إلى الناتج المحلي الإجمالي؛ الارتفاع خلال الفترة (2007–2017) ليبلغ 7.6%، وذلك قد يرجع لعدم الاستقرار السياسي والأمني وتوقف عجلة الإنتاج خلال بعض سنوات الفترة.

كما يتضح من الجدول رقم (1) أن رصيد الادخار-الاستثمار الحكومي(الموازنة العامة) يعاني عجزًا في معظم سنوات الدراسة، فقد بلغ متوسط نسبة عجز الادخار-الاستثمار الحكومي إلى الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة (1983–2006) حوالي 20.1%، إلا أنه انخفض إلى 4.8%، خلال (2006-2017)، وقد يرجع التحسن في انخفاض متوسط نسبة العجز في المدخرات الحكومية؛ للسياسات الإصلاحية في المالية العامة التي اتخذتها الدولة خلال السنوات السبع الأخيرة، بينما حقق رصيد الادخار-الاستثمار الخاص فائضًا في معظم فترة الدراسة، فقد بلغ متوسط نسبة عجز الادخار-الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة (1983-2006) حوالي - 10.2%، وقد يرجع ذلك لأثر مزاحمة الاستثمارات الحكومية للاستثمار الخاص إبان تلك الفترة، إلا أنها انخفضت إلى 2.8% خلال (2006-2017)، وقد يرجع ذلك لانخفاض حجم المدخرات الخاصة؛ نتيجة لارتفاع الأعباء الضريبية، ورفع الدعم عن الطاقة وعن السلع العامة. وعليه فإن تحسن عجز الادخار – الاستثمار الحكومي، كان لسياسات اتخذتها الدولة؛ أدت لتأكل المدخرات الخاصة.

جدول رقم (1)
رصيد العجز التجاري والمدخرات الحكومية والمدخرات الخاصة خلال الفترة من 1983 إلى 2017

Year	عجز الميزان التجاري (ED)		عجز الادخار- الاستثمار الحكومي (GD)		عجز الادخار- الاستثمار الخاص (PD)	
	بالمليون دولار	GDP %	بالمليون دولار	GDP %	بالمليون دولار	GDP %
1983	3492	12.6	6047	21.9	-2555	-9.2
1984	3870	12.5	6476	20.9	-2606	-8.4
1985	3769	11.1	8050	23.7	-4280	-12.6
1986	3461	8.9	6298	16.1	-2837	-7.3
1987	4085	9.9	7044	17.1	-2959	-7.2
1988	6246	15.4	9197	22.7	-2950	-7.3
1989	5783	16.5	5745	16.4	38	0.1
1990	5249	13.2	6274	15.8	-1025	-2.6
1991	2958	6.9	7695	17.9	-4738	-11
1992	1053	2.8	10606	28.4	-9552	-25.5
1993	1981	4.7	11657	27.9	-9677	-23.1
1994	2847	6.1	15984	34.3	-13137	-28.2
1995	3096	6	16879	32.5	-13782	-26.6
1996	3685	6.1	19275	32	-15590	-25.9
1997	4749	7	23068	34.1	-18318	-27.1
1998	8058	10.3	23169	29.5	-15111	-19.3
1999	7490	8.8	17182	20.3	-9692	-11.4
2000	6605	7.3	15816	17.4	-9211	-10.2
2001	4736	4.7	11638	11.7	-6902	-6.9
2002	3826	3.9	7615	7.8	-3790	-3.9
2003	2145	2.4	5036	5.7	-2891	-3.3
2004	1072	1.3	6342	7.6	-5270	-6.4
2005	2032	2.6	8067	10.2	-6035	-7.7
2006	1740	1.9	8430	9.4	-6690	-7.5
2007	5974	5.6	10754	10	-4780	-4.4
2008	9109	7	14507	11.1	-5398	-4.1
2009	12548	7.7	23844	14.6	-11296	-6.9
2010	11465	6.1	20343	10.8	-8878	-4.7
2011	9725	4.4	6940	3.2	2785	1.3
2012	22120	9.4	3067	1.3	19053	8.1
2013	18289	6.5	-7433	-2.7	25722	9.2
2014	25762	8.9	-4948	-1.7	30710	10.6
2015	28207	9.2	2199	0.7	26008	8.5
2016	31813	9.6	2869	0.9	28944	8.7
2017	31751	9.5	15065	4.5	16686	5

المصدر:
1- رصيد الميزان التجاري من قاعدة بيانات البنك الدولي
2- رصيد الادخار - الاستثمار الحكومي (GG)، الادخار - الاستثمار الخاص (PG) من إعداد الباحث.

المنهجية المستخدمة وتوصيف البيانات

هنالك العديد من النظريات والنماذج الاقتصادية التي تفسر العجز أو الفائض في الحساب الجاري للدولة، وإحدى هذه النظريات او النماذج ما يعرف بنموذج «العجز الثلاثي»، والذي يأخذ بعين الاعتبار تأثير عجزي الادخار الخاص، والادخار الحكومي على العجز الخارجي متمثل في عجز الحساب الجاري، ومن هنا يمكن صياغة النموذج على النحو التالي:

$$CAD_t = \beta_0 + \beta_1 PD_t + \beta_2 GD_t + u_t \quad (16)$$

حيث ***CAD*** يمثل المتغير التابع وهو رصيد الحساب الجاري، ويتم التعبير عن الموازنة العامة برصيد الادخار - الاستثمار الحكومي ***GD***، ورصيد الادخار-الاستثمار الخاص ***PD***، بينما $\beta_{1,2}$ تعبر عن معاملات المتغيرات الاقتصادية، t يعبر عن الفترة الزمنية المستخدمة في الدراسة، بينما β_0 تعبر عن ثابت المعادلة، وأخيرًا u_t يشير إلى حد الخطأ، وبإجراء توصيف إحصائي عام للمتغيرات، تبين أنَّ معاملات الارتباط بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع (العمود الأول) ما بين ضعيفة جدًا وقوية جدًا، حيث كان معامل الارتباط بين عجز المدخرات الخاصة ***(PD)*** وعجز الحساب الجاري ***(CAD)*** معنوي وموجب، وبلغت قيمته 0.72، في حين كان معامل الارتباط بين عجز المدخرات الحكومية ***(GD)*** وعجز الحساب الجاري ***(CAD)*** غير معنوي، كما أظهرت النتائج أنّ معامل الارتباط بين عجز المدخرات الخاصة ***(PD)*** وعجز المدخرات الحكومية ***(GD)*** معنوية وسالبة، وبلغت قيمتها 0.76، كما يتضح من الجدول رقم (2):

جدول رقم (2)
توصيف إحصائي عام للمتغيرات
(General Descriptive Statistics)

	CAD	PD	GD
Mean	1908.813	-1428.761	10022.86
Median	971.0000	-4737.654	8066.852
Maximum	19894.20	30709.57	23844.27
Minimum	-3921.700	-18318.47	-7433.221
.Std. Dev	5153.928	13002.40	7252.439
Skewness	1.958017	1.338870	-0.005888
Kurtosis	7.237965	3.753517	3.023471
Jarque-Bera	48.55617	11.28471	0.001006
Probability	0.000000	0.003545	0.999497
Sum	66808.46	-50006.63	350800.0
.Sum Sq. Dev	9.03E+08	5.75E+09	1.79E+09

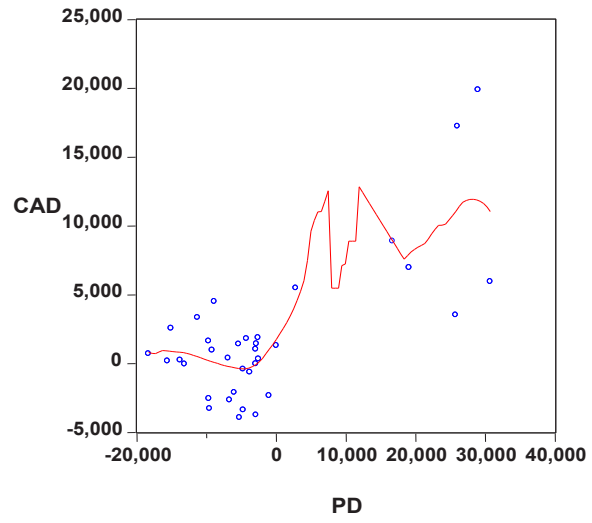
المصدر: من اعداد الباحث باستخدام برنامج E – Views

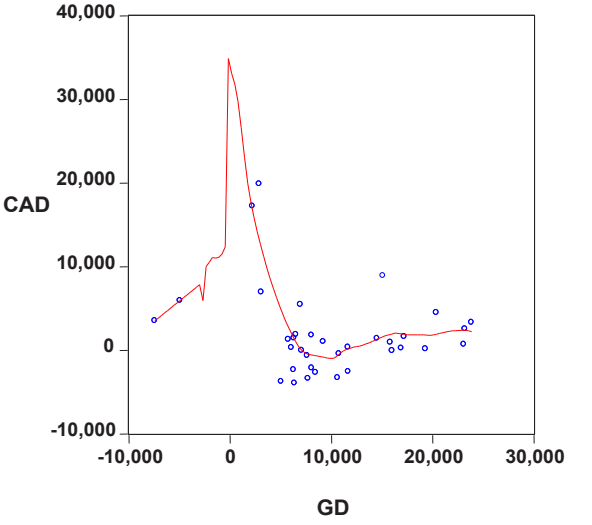
جدول رقم (3)
مصفوفة معاملات الارتباط بين متغيرات النموذج
(Correlation Matrix)

	CAD	PD	GD
CAD	1.00	-	-
PD	*** 0.719425 5.950136	1.000000	-
GD	-0.200913 -1.178180	*** -0.758496 -6.686177	1.00

للمعلمة المقدرة عند مستوىt(*, **, ***) تشير إلى معنوية اختبار معنوية (1%، 5%، 10%) على الترتيب.
المصدر: من اعداد الباحث باستخدام برنامج E – Views

بدراسة تحركات عجز الحساب الجاري (CAD_t)، وعجز الادخار- الاستثمار الحكومي (GD_t)، وعجز الادخار- الاستثمار الخاص (PD_t) بيانيًا في مصر خلال الفترة (1983-2017)، يتبين احتمال عدم خطية العلاقة بين المتغيرات التفسيرية والمتغير التابع، كما يتضح في الشكل البياني رقم (1)





المصدر: من اعداد الباحث باستخدام برنامج E – Views

شكل رقم (1): الرسم البياني لمتغيرات الدراسة

لقد تم تجنب الانحدار الزائف (Spurious Regression)، من خلال التحقق من سكون السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج، وتحديد درجة تكاملها؛ وذلك بإجراء اختبار جذر الوحدة (Unit Root Test)، ويُعد من أهم وأشهر الطرق التي تُستخدم في ذلك - ورغم تعدد اختبارات جذر الوحدة - يُعد اختباري [Augmented Dickey-Fuller (ADF)، Phillips -Perron (P-P)][2] الأكثر استخدامًا في البحوث التطبيقية، ويلاحظ أن من أهم مميزات اختبار (ADF) اضافة عدد مناسب من فترات الإبطاء ($\Sigma^{p}_{i=1}\beta_i \Delta y_{t-i}$)؛ للتخلص من مشكلة الارتباط التسلسلي (الذاتي) بين الأخطاء (Serial Autocorrelation)، وبالتالي يصبح حد الخطأ u_t غير مرتبط ذاتيًا، ويتوزع توزيعًا طبيعيًا بمتوسط صفر وتباين ثابت σ^2_t، ويطلق عليه في هذه الحالة (White Noise)، و.يمكن أن يتم هذا الاختبار في ثلاث حالات بديلة (Gujarati, 2004: 817):

- أن تحتوي معادلة الانحدار على حد ثابت فقط (Intercept)

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

2 يقوم اختبار (ADF) على افتراض أنَّ حد الخطأ مستقل احصائيًا ويتضمن تباين ثابت، بينما اخبار (PP) يعتبر تعديل لإحصاء t في اختبار (ADF) ليأخذ في الاعتبار قيود أقل على حد الخطأ، وبما يسمح بوجود ارتباط ذاتي في حد الخطأ.

- أن تحتوي معادلة الانحدار على حد ثابت واتجاه زمني (Trend & Intercept)

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (18)$$

- ألا تحتوي معادلة الانحدار على ثابت أو اتجاه زمني (None)

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (19)$$

ويتم تحديد أيًا من هذه النماذج البديلة يكون أكثر ملائمة لكل سلسلة على حدة طبقاً لخصائصها، وذلك من خلال: رسم السلسلة الزمنية للمتغير محل الاهتمام وتحديد خصائصها، واختبار معنوية كلٍّ من الاتجاه العام والثابت، لتحديد هل يختلف معنويًا عن الصفر أم لا.

تؤكد أدبيات السلاسل الزمنية؛ منذ (Perron, 1989) على أهمية اختبارات الفواصل الهيكلية (Structural Break) عند دراسة اختبارات جذر الوحدة للسلاسل الزمنية، حيث أوضح Perron أنَّ وجود تحول أو فواصل هيكلية في السلاسل الزمنية تجعل اختبار (ADF) التقليدي ينحاز نحو عدم رفض فرض العدم، أي يكون متحيز باتجاه جذر وحدة كاذب. وهنا ظهر أول اختبار لجذر الوحدة مع وجود تحول هيكلي وهو اختبار Perron، والذي يحتوي على تحول هيكلي واحد خارجي (Exogenously)، ومن هنا سوف يتم الاعتماد على اختبار Zivot & Andrews Dickey-Fuller with Breakpoint (1992)، والتي تمثل تطوير لاختبار Perron وذلك عندما يكون هناك تحول هيكلي واحد فقط داخلي (Endogenously) أي غير معروف. ولكن أشار كلاً من (Bai,1998)، و(Nunes ,1995) إلى ضرورة التأكد مسبقًا من وجود كسر هيكلي في السلسلة، حيث إذا لم يكن هناك تحول هيكلي وتم عمل الاختبار في ظل وجود تحول هيكلي فستكون النتيجة تحول زائف (Spurious Break)، حيث يتجه اختبار جذر الوحدة هنا إلى تقدير نقطة التحول في منتصف السلسلة، على الرغم من أنَّ نقطة التحول لا وجود لها في الواقع.

ويُلاحظ من الشكل رقم (2) أن جميع المتغيرات الاقتصادية سكنت بعد أخذ الفرق الأول، كما يبين الجدول رقم (4) نتائج اختبار سكون السلاسل الزمنية وجذر الوحدة باستخدام اختباري ديكي - فولر الموسع ADF واختبار فيلبس-بيرون PP، إذ تم الاعتماد على معيار SC من أجل تحديد عدد فترات الإبطاء المناسبة لمعادلة الاختبار، ومن هذا الجدول يتبين بأن بعضاً من السلاسل الزمنية ساكن في المستوى والبعض الآخر ساكن في الفرق الأول، وعليه فإن هذه النتائج تعطي مزيداً من المبررات لاستخدام أسلوب الانحدار الذاتي غير الخطي ذي الفجوات المبطأة NARDL.

كما يبين الجدول رقم (5) نتائج اختبار جذر الوحدة للمتغيرات مع نقطة التحول الهيكلي، وقد تم في هذا الاختبار استخدام ثابت واتجاه زمني، وتم الاعتماد على معيار (F-Statistics)؛ من أجل تحديد عدد فترات الإبطاء المناسبة لمعادلة الاختبار، وقد تبين بأن بعضًا من السلاسل الزمنية مستقر في المستوى والبعض الآخر مستقر في الفرق الأول.

الجدول رقم (4)
نتائج اختبارات جذر الوحدة لمتغيرات الدراسة باستخدام اختباري (Unit Root Test) (PP, ADF)
(UNIT ROOT TEST TABLE (PP

		CAD	PD	GD
At Level				
With Constant	t-Statistic	-1.5678	-1.0958	-2.3716
	Prob.	0.4877	0.7061	0.1570
		n0	n0	n0
With Constant & Trend	t-Statistic	-2.1491	-1.4554	-2.2223
	Prob.	0.5013	0.8252	0.4628
		n0	n0	n0
Without Constant & Trend	t-Statistic	-1.3358	-1.1871	-1.0488
	Prob.	0.1647	0.2103	0.2596
		n0	n0	n0
At First Difference				
		d(CAD)	d(PD)	d(GD)
With Constant	t-Statistic	-1.6372	-2.9413	-3.5277
	Prob.	0.4529	0.0514	0.0134
		n0	*	**
With Constant & Trend	t-Statistic	0.0038	-2.7651	-3.4015
	Prob.	0.9946	0.2193	0.0684
		n0	n0	*
Without Constant & Trend	t-Statistic	-2.3273	-3.0187	-3.5850
	Prob.	0.0214	0.0037	0.0008
		**	***	***
UNIT ROOT TEST TABLE (ADF)				
At Level				
		CAD	PD	GD
With Constant	t-Statistic	0.2563	-2.1171	-3.9255
	Prob.	0.9720	0.2396	0.0052
		n0	n0	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-0.4978	-2.5414	-3.8555
	Prob.	0.9784	0.3077	0.0267
		n0	n0	**
Without Constant & Trend	t-Statistic	0.4465	-2.1215	-1.2267
	Prob.	0.8050	0.0344	0.1973
		n0	**	n0
At First Difference				
		d(CAD)	d(PD)	d(GD)
With Constant	t-Statistic	-6.8064	-2.9206	-3.5031
	Prob.	0.0000	0.0537	0.0142
		***	*	**
With Constant & Trend	t-Statistic	-7.2733	-4.5730	-3.3791
	Prob.	0.0000	0.0059	0.0716
		***	***	*
Without Constant & Trend	t-Statistic	-6.7617	-2.9965	-3.5608
	Prob.	0.0000	0.0039	0.0008
		***	***	***

المصدر: من اعداد الباحث باستخدام برنامج E – Views

Notes: a: (*) Significant at the 10%; (**) Significant at the 5%; (***) Significant at the 1% and (no) Not Significant. b: Lag Length based on SIC. c: Probability based on MacKinnon (1996) one-sided p-values.

المصدر: من اعداد الباحث باستخدام برنامج E – Views

شكل رقم (2): شكل المتغيرات المستخدمة في النموذج عند المستوى والفرق الأول

بعد إجراء اختبارات السكون على السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة، أوضحت النتائج أن المتغيرات (PD, GD) ساكنه عند المستوى أي متكاملة من الرتبة صفر (0) I، في حين أن المتغير (CAD) ساكن عند الفرق الأول أي متكامل من الرتبة الأولى (1)I ولذا سوف تعتمد الدراسة في تحليل السلاسل الزمنية لاستقصاء الأثر الديناميكي طويل الأجل على استخدام أسلوب الانحدار الذاتي غير الخطي ذي الفجوات الزمنية المبطأة Nonlinear Autoregressive Distributed Lag. (NARDL)، والذي طوره (Shin et al. , 2014).

ويعتبر أسلوب NARDL توسيعًا أو تعميمًا للتقدير الخطي لأسلوب الانحدار الذاتي ذو الفجوات المبطأة للتكامل المشترك، ARDL، التي طورها (Pesaran et al., 2001)، بحيث يأخذ بعين الاعتبار احتمالية التأثير غير الخطي للمتغيرات المستقلة على المتغير التابع، سواء في الأجل القصير أو الطويل، علاوة على إمكانية تطبيقه بغض النظر عن درجة تكامل أو سكون المتغيرات، سواء كانت متكاملة من الدرجة نفسها، أي من الدرجة (0) I أو (1) I، أو متكاملة من درجات

الجدول رقم (5)

اختبارات جذر الوحدة مع وجود تحول هيكلي

Unit Root with Break Test

At Level			
Variables	t-Statistic	Prob	Break Date
CAD	(4) -4.038388	0.3483	2014
PD	*** (0) -5.542594	0.01 >	2010
GD	** (4) -5.210290	0.0172	2009
At First Difference			
	t-Statistic	Prob	Break Date
(D(CAD	*** (1) -8.166699	0.01 >	(2006)
(D(PD	-	-	-
(D(GD			

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

المصدر: من اعداد الباحث باستخدام برنامج E – Views

مختلفة، أي (0) I و(1) I، ولكن الشرط الوحيد لتطبيق هذا الاختبار هو ألا تكون السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة الثانية (2) I.

تقوم منهجيه (NARDL) كما في ARDL بالكشف عن التأثيرات قصيرة الأجل وطويلة الأجل في معادلة واحدة، وكذلك لا تحتاج بالضرورة إلى سلاسل زمنية طويلة مقارنة بأسلوب التكامل المشترك غير الخطي (TAR or MTAR)، بالإضافة إلى مرونته في استخدام المتغيرات المتكاملة من الرتبة (0) I أو (1) I، بمعنى سواء أكانت المتغيرات ساكنة في المستوى أو الفرق الأول أو المزيج بينهما (Nusair, 2016)، ولا يؤخذ بالحسبان المتغيرات الساكنة في الفرق الثاني، أي ذات رتبة التكامل (2) I (Shahzad et al. , 2017). أيضًا، فإن هذا الأسلوب يمكننا من الكشف عما أطلق عليه (Granger and Yoon, 2002) مصطلح «التكامل المشترك الضمني Hidden Cointegration» بمعنى أنه يتجنب حذف العلاقات غير الملموسة بين الظاهرة والعوامل المفسرة لها بالافتراض الجزافي بخطية العلاقة بينهم، إذ إنَّ أسلوب NARDL يمكننا من اختبار ما إذا كانت العلاقة بين المتغيرات محل الدراسة علاقة تكامل مشترك خطية أو غير خطية أو حتى لا توجد علاقة تكامل مشترك بينهم.

ويأخذ نموذج NARDL شكل المعادلة الآتية :

$$\Delta y_t = \mu - \rho y_{t-1} + \theta^{+} x^{+}_{t-1} + \theta^{-} x^{-}_{t-1} + \sum_{j=1}^{\rho-1} a_j \Delta y_{(t-j)} + \sum_{j=0}^{q-1} \left(\pi^{+}_j \Delta x^{+}_{t-j} + \pi^{-}_j \Delta x^{-}_{t-j}\right) + \varepsilon_t \quad (20)$$

أشار كل من (Fousekis et al., 2016) و(Shahzad et al., 2017)، إلى أن كشف وتحليل مسارات التكيف ومدة اختلال التوازن في أعقاب صدمة موجبة (أو سالبة) يمكن أن توفر معلومات مفيدة عن أنماط عدم التماثل في الأجلين الطويل والقصير.

نتائج النموذج

من أجل تقدير النموذج باستخدام أسلوب NARDL، فإنه سوف يتم إعادة توزيع المتغيرات PD وGD إلى قيم سالبة وأخرى موجبة. وسوف نحصل من خلال إعادة تقسيم متغير رصيد المدخرات الخاصة على متغيرات القيم الموجبة والسالبة له PD^{+} وPD^{-}، كما سيتم تقسيم رصيد المدخرات الحكومية لـ GD^{+} وGD^{-}، ولإجراء هذا الاختبار فإنه يجب اتباع الخطوات التالية:

- ***الخطوة الأولى:*** تتمثل في تحليل نموذج NARDL: إذ يتم تحديد رتبة الاختبار، وذلك من خلال اختيار القيم المتباطئة لمتغيرات النموذج، وقد تم اختيارها حسب معيار Schwarz Criterion (SIC)، وذلك بتضمين حد ثابت، عند مستوى معنوية 5%. كما أنَّ النموذج سيكون محدود بفترتي ابطاء فقط، كما أظهرتها أغلب المعايير عن تحديد Lag Length Criteria، وبتطبيق هذه المعايير جاءت النتيجة كالتالي: Selected Model: NARDL (2, 2, 1, 0, 0)
- ***الخطوة الثانية:*** تتمثل في: تحديد ما إذا كان هناك علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة، بواسطة حساب F Statistics ومقارنته بالحدود الحرجة Critical Value المستخرجة من جداول بيساران Pesaran، ونظراً لأن اختبار F له توزيع غير معياري، فإنّ هناك قيمتين حرجتين لإحصاء هذا الاختبار تتمثل بقيمة الحد الأدنى Lower Critical Bounds (LCB)، والتي تفترض أن المتغيرات متكاملة من الدرجة (0) I. وقيم الحد الأعلى Upper Critical Bounds (UCB)، والتي تفترض أن المتغيرات متكاملة من الدرجة (1) I.

ونلاحظ من الجدول رقم (6) أن قيمة F-statistic (12.80) أكبر من الحد الأعلى عند مستوى معنوية 5%، مما يؤكد رفض فرض العدم القائل بعدم وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، ومن ثم قبول الفرض البديل القائل بوجود علاقة تكامل مشترك بين هذه المتغيرات.

- ***الخطوة الثالثة:*** تتضمن الحصول على مقدرات معلمات الأجل الطويل، وذلك من أجل تحديد أثر عجزي المدخرات الخاصة والمدخرات الحكومية على عجز الحساب الجاري، والتي يمكن تلخيصها في المعادلة التالية:

$$CAt = -114.285 + 0.490\ PD_t^{+} + 0557\ PD_t^{-} + 0.580\ GD_t^{+} + 0.551 GD_t^{-} \quad (21)$$

ويظهر من نتائج الجدول السابق معنوية تغيرات (صدمات) متغيري الدراسة المستقلين (PD, GD) في اتجاههما الصعودي أو النزولي على المتغير التابع (CAD)، حيث تُظهر النتائج معنوية عجزي الادخار الخاص والحكومي، إذ تؤدي زيادتهما بنسبة 1%؛ إلى زيادة عجز الحساب الجاري بنسبة 0.49، و0.58 على الترتيب، وهذا يتفق مع فرضية الدراسة، في حين أن انخفاضهما بنسبة 1% يؤدي إلى زيادة عجز الحساب الجاري بنسبة 0.56، و0.55 على الترتيب، وقد يرجع ذلك إلى تجميد الجزء الأعظم من المدخرات الخاصة والحكومية أو عدم توجيهها لأنشطة استثمارية تساهم في انخفاض عجز الحساب الجاري .

- ***الخطوة الرابعة:*** من اختبار NARDL: تتضمن اختبار التناظر (التماثل)، ومن أجل اختبار وجود علاقة تماثلية (تناظرية) Symmetric (فرضية العدم) باستخدام اختبار Wald Test كالتالي:

$$\left(\theta^{+}=\frac{-\lambda_3^{+}}{\lambda_2}\right)=\left(\theta^{-}=\frac{\lambda_4^{-}}{\lambda_2}\right)=0 \qquad (22)$$

وذلك بالاعتماد على الجدول رقم (8):

وبتطبيق المعادلة السابقة على بيانات الجدول رقم (8) فقد تبين من خلال النتائج الواردة في الجدول رقم (9) أنَّ احصائية اختبار Wald Test، اظهرت وجود علاقة تناظرية في الأجل الطويل (WL) قد بلغت (0.7207) بالنسبة لرصيد الادخار الخاص وهي غير معنوية عند مستوى معنوية 5%، وهو ما يدعونا إلى عدم إمكانية رفض الفرض العدمي والقائل بأن العلاقة بين عجز الحساب الجاري وعجز الادخار الخاص تناظرية أو تماثلية Symmetric في الأجل الطويل، في حين بلغت احصائية اختبار Wald Test (0.8531) بالنسبة لعجز الادخار الحكومي، وهو غير معنوي عند مستوى معنوية 5%، مما يدعونا إلى عدم إمكانية رفض الفرض العدمي والقائل؛ بأن العلاقة بين عجز الحساب الجاري وعجز الادخار الحكومي تناظرية أو تماثلية Symmetric في الأجل الطويل.

الجدول رقم (9)

نتائج اختبار التناظر التماثل

Variable	F-Statistic	.Prob	القرار	النتيجة
PG	**0.131345**	**0.7207**	**Accept H0**	**symmetric**
GG	**0.035140**	**0.8531**	**Accept H0**	**symmetric**

المصدر: من اعداد الباحث باستخدام برنامج E – Views

- ***الخطوة الخامسة:*** تتضمن تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM)، إذ تشير نتائج نموذج تصحيح الخطأ ECM إلى إمكانية تصحيح الأخطاء قصيرة الأجل للعودة إلى الوضع التوازني طويل الأجل، ونظراً لأن حد تصحيح الخطأ معنوي عند مستوى معنوية 5%، كما أنه ظهر بإشارة سالبة، مما يؤكد وجود علاقة توازنيه في الأجل الطويل، حيث بلغت (0.83-)، وبهذا فإنّ أي صدمة قصيرة الأجل سوف يتم تصحيحها خلال 14 شهر تقريبا. كما يوضحه الجدول التالي:

الجدول رقم (6)

نتيجة F Statistics ومقارنتها بالحدود الحرجة Critical Value

Test Statistic	Value	K
Computed F-statistic	12.80254 ***	4
significance level	Lower Bound	Upper Bound
%10	2.2	3.09
%5	2.56	3.49
%2.5	2.88	3.87
%1	3.29	4.37

Notes: a: (*) Significant at the 10%; (**) Significant at the 5%; (***) Significant at the 1%

المصدر: من اعداد الباحث باستخدام برنامج E – Views

ملاحظة: تم الحصول على القيم الحرجة من جدول Pesaran, et al. (2001)، Table CI(iii) Case III: Unrestricted intercept and no trend تشير، K إلى عدد المتغيرات المستقلة في النموذج.

الجدول رقم (7)

Levels Equation

Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Constant	-114.2858	561.9185	-0.203385	0.8408
PD^{+}	0.490960 ***	0.087688	5.598931	0.0000
PD^{-}	0.557738 ***	0.130720	4.266669	0.0003
GD^{+}	0.580309 ***	0.125525	4.623062	0.0001
GD^{-}	0.551179 ***	0.104808	5.258954	0.0000

Notes: a: (*) Significant at the 10%; (**) Significant at the 5%; (***) Significant at the 1% and (no) Not Significant.

المصدر: من اعداد الباحث باستخدام برنامج E – Views

الجدول رقم (8)

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-95.05295	468.2064	-0.203015	0.8411
CAD_{t-1}	-0.831712 ***	0.106287	-7.825165	0.0000
PD^{+}_{t-1}	0.408337 ***	0.086914	4.698198	0.0001
PD^{-}_{t-1}	0.463878 ***	0.120775	3.840847	0.0009
GD^{+}_{t-1}	0.482651 ***	0.112425	4.293099	0.0003
GD^{-}	0.458422 ***	0.097938	4.680721	0.0001

Notes: a: (*) Significant at the 10%; (**) Significant at the 5%; (***) Significant at the 1% and (no) Not Significant.

المصدر: من اعداد الباحث باستخدام برنامج E – Views

وبعد تقدير النموذج تأتي مرحلة فحص النموذج للتأكد من جودته وخلوه من مشاكل القياس، وذلك باستخدام الاختبارات التشخيصية (Diagnostic Tests)، وفقاً للاختبارات التالية:

1- يشير اختبار LM Test إلى عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي Serial Correlation بين الأخطاء، حيث كانت قيمة الاحتمال (0.2855) أكبر من 5%، وهو ما يفيد عدم إمكانية رفض فرض العدم والقائل بغياب مشكلة الارتباط التسلسلي بين الأخطاء.

2- كما يشير اختبار ARCH Test إلى عدم وجود مشكلة اختلاف التباين Heteroskedasticity، حيث كانت قيمة الاحتمال (0.7508) أكبر من 5% وهو ما يفيد عدم امكانية رفض فرض العدم والقائل بثبات التباين. Hemoskedasticity.

3- ويشير اختبار Jarque-Bera إلى عدم امكانية رفض فرضية العدم والقائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيعاً طبيعياً، حيث كانت قيمة الاحتمال (0.662) أكبر من 5%، وهو ما يعني أن الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي.

4- وبالنظر إلى قيمة Prob (F-statistic) والمتعلقة بدلالة النموذج، يُلاحظ أن معنوية (Prob F-statistic) أقل من 5% حيث بلغت قيمتها (0.000001)، وهو ما يُشير إلى جودة النموذج المقدر ككل.

5- كما تشير قيمة معامل التحديد R^2 إلى ارتفاع القوة التفسيرية للمتغيرات المستقلة حيث بلغت قيمته (97%).

6- أن الانحدار المتحصل عليه غير زائف حيث أن (D.W > R2).

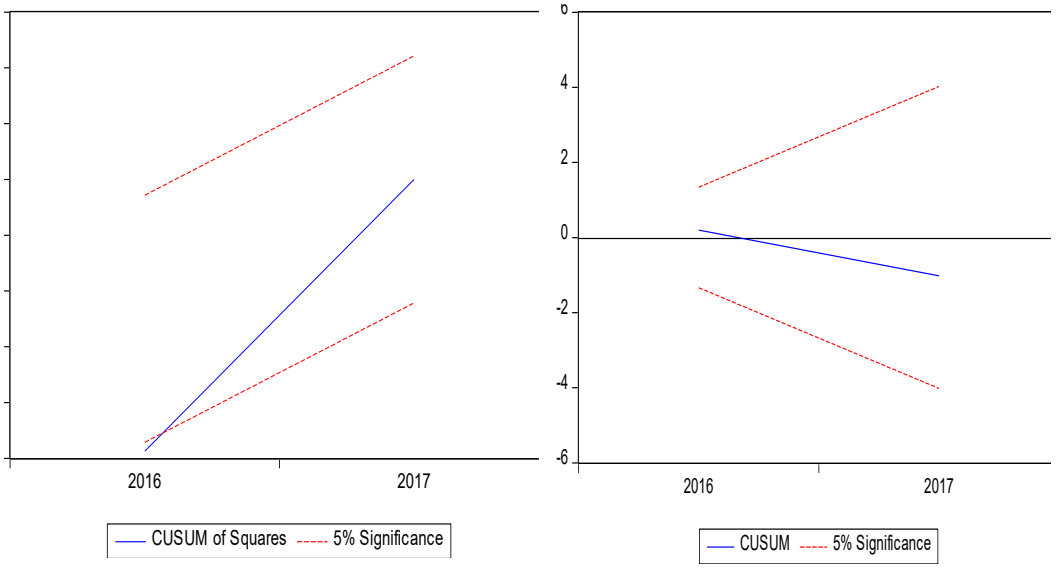
7- لكي نتأكد من خلو البيانات المستخدمة في هذه الدراسة من وجود تحولات هيكلية، أي التأكد من عدم وجود قفزات أو تغيرات مفاجئة في البيانات مع مرور الزمن، فقد استخدمنا اختباري (CUSUM) و(CUSUM If Squares)، وقد تبين كما في الشكل رقم (5) أن القيم الحرجة المحسوبة تقع داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%، وبالتالي فإن هناك استقرارًا وانسجامًا في النموذج المستخدم بين نتائج الأجل الطويل والقصير، وهو ما يمكن توضيحه بالشكل التالي:

الجدول رقم (10)
ECM Regression (Case 3: Unrestricted Constant and No Trend)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(CA_{t-1})$	0.409215	0.082367	4.968208	0.0001
$D(PG^{+}_{t-1})$	0.599430	0.070548	8.496795	0.0000
$D(PG^{+}_{t-1})$	-0.301468	0.064046	-4.707043	0.0001
$D(PG^{-}_{t-1})$	0.808123	0.075765	10.66621	0.0000
DUM_t	9294.994	1228.135	7.568381	0.0000
ECM_{t-1}	-0.831712	0.085285	-9.752156	0.0000

Notes: a: (*) Significant at the 10%; (**) Significant at the 5%; (***) Significant at the 1% and (no) Not Significant.

المصدر: من اعداد الباحث باستخدام برنامج E – Views



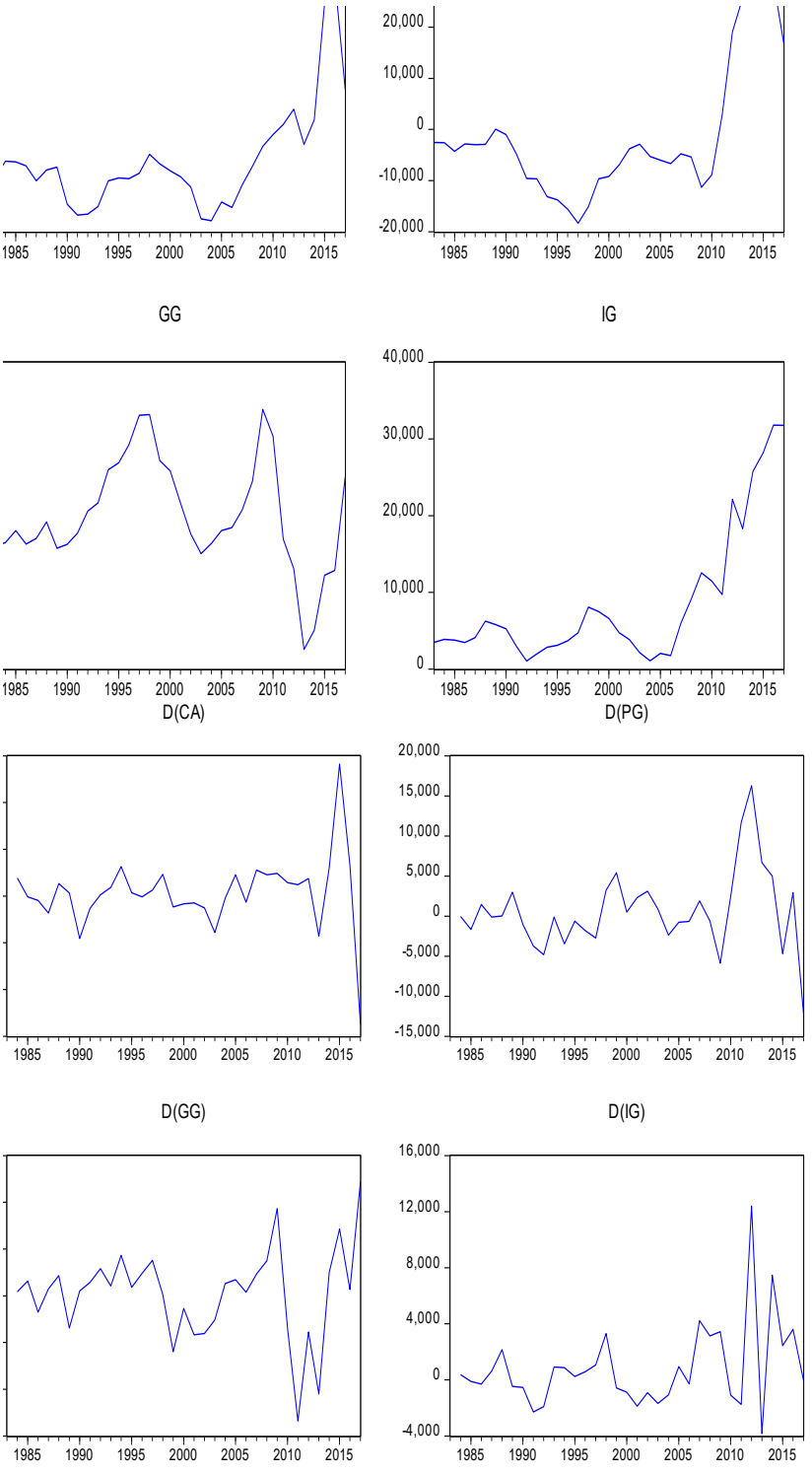
المصدر: من اعداد الباحث باستخدام برنامج E – Views

شكل رقم (3): نتائج اختباري (CUSUM) و(CUSUM If Squares)

نخلص مما سبق بأنه توجد علاقة تكامل مشترك بين عجزي المدخرات الحكومية والادخار الخاص وبين عجز الحساب الجاري، كما أنه توجد علاقة توازنيه طويلة وقصيرة الأجل بين هذه المتغيرات.

الملحق

الرسوم البيانية والجداول الإحصائية



المصدر: من اعداد الباحث باستخدام برنامج E – Views

شكل رقم (1): تحركات المتغيرات عند المستوى وعند الفروق الأولى

جدول رقم (1)
VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1983 2017 — **Included observations: 33**

Excluded	Chi-sq	df	.Prob
Dependent variable: CA			
PG	16.82470	2	0.0002
GG	11.05760	2	0.0040
All	20.86074	4	0.0003
Dependent variable: PG			
CA	10.16201	2	0.0062
GG	11.60837	2	0.0030
All	15.95391	4	0.0031
Dependent variable: GG			
CA	2.087962	2	0.3521
PG	1.817381	2	0.4031
All	4.068750	4	0.3968

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views

جدول رقم (2)
VAR Granger Causality/ Block Exogeneity Wald Tests

Dependent variable: CA

Excluded	Chi-sq	df	.Prob
PG_POS	8.219466	2	0.0164
PG_NEG	8.087588	2	0.0175
GG_POS	10.18138	2	0.0062
GG_NEG	7.083194	2	0.0290
All	25.92973	8	0.0011

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views

جدول رقم (3)

VAR Lag Order Selection Criteria
Exogenous variables: C
Sample: 1983 2017

AIC	SC	HQ
60.07631	60.21372	60.12186
57.45562	58.00527	57.63781
56.51366	*57.47555	*56.83250
*56.48594	57.86007	56.94143

Endogenous variables: CA PG GG
Included observations: 32

Lag	LogL	LR	FPE
0	-958.2210	NA	2.47e+22
1	-907.2899	89.12933	1.81e+21
2	-883.2186	*37.61146	*7.17e+20
3	-873.7751	12.98482	7.28e+20

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views

المراجعُ

أولاً - مراجع باللغة العربية:

- العراقي، بشار؛ وعيسى، حسن. (2018). «العلاقة المتبادلة بين عجز الموازنة وعجز الحساب الجاري-الكويت أنموذجاً»، ***مجلة تكريت للعلوم الإدارية والاقتصادية***، المجلد (4) العدد (4).
- البنك المركزي المصري، ***التقرير السنوي***، أعداد مختلفة.
- عبد العزيز، عبد الجبار؛ وعلي، ماهر. (2019). «تحليل وقياس العجز المزدوج في ا لاقتصادات النفطية: دراسة حالة العراق للمدة 1988 - 2016»، ***المجلة الأكاديمية لجامعة نوروز***، المجلد (8)، العدد (1).

ثانيًا - مراجع باللغة الإنجليزية:

- Ali, W. & Kakar, A. (2017). "Probing the Evidence of Triple Deficit Hypothesis in Pakistan", ***IJSSHE-International Journal of Social Sciences, Humanities and Education***, Vol. 1, No. 1.
- Bolat, S.; Değirmen, S. & Şengönül, A. (2014). "Does Triple Deficits Have (Un) Stable Causality for the EU Members? Evidence from Bootstrap-corrected Causality Tests", ***Procedia Economics and Finance***, 16, pp. 603-6012.
- Bai, J. (1998). "A Note on Spurious Break", ***Econometric Theory***", 14, pp. 663–669.
- Chowdhury, K. & Saleh, A. S. (2007). ***Testing the Keynesian Proposition of Twin Deficits in the Presence of Trade Liberalisation: Evidence from Sri Lanka***, Department of Economics, University of Wollongong,http://ro.uow.edu.au/commwkpapers/174, (access date 11.04.2015).
- Coban, H. & Balikcioglu, E. (2016). "Triple Deficit or Twin Divergence: A Dynamic Panel Analysis", ***The International Journal of Economic and Social Research***, Vol. 12, Year 12, No. 1, pp.271-280.
- Ekrem, Y. (2016). "Current Account Deficit Budget and Savings Gap: Is the Twin or Triplet Deficit Hypothesis Valid in G7 Countries", ***Prague Economic Papers***, Vol. 25, No. 3.
- Feldstein, M. & C. Horioka. (1980). "Domestic Savings and International Capital Flows", ***The Economic Journa***l, 90, pp. 314-329.
- Fleming, J. M. (1962). "Domestic Financial Policies Under Fixed and Under Floating Exchange Rates", ***Staff Papers-International Monetary Fund***, pp. 369-380.
- Fousekis, P.; C. Katrakilidis & Trachanas E. (2016). "Vertical Price Transmission in the US Beef Sector: Evidence from the Nonlinear ARDL Model." ***Economic Modelling***, 52, pp. 499-506.
- Froyen, R. T. (1999). ***Macro Economics Theories and Policies***. 16th ed., New Gersey: Prentice Hall Inc.
- Gujarati, D. N. (2004). "***Basic Econometrics***". 4th Edition, McGraw-Hill Companies.
- Granger, C. W. J. & Yoon, G. (2002). "Hidden Cointegration", ***Department of Economics Discussion Paper 2002-02***, University of California, San Diego. https://doi.org/10.2139/ssrn.313831
- Kearney, C. & Monadjemi, M. (1990). "Fiscal Policy and Current Account Performance: International Evidence on the Twin Defiits". ***Journal of Macroeconomics***, 12, pp.197-220.
- Mundell, R. A. (1963). "Capital Mobility and Stabilization Policy Under Fixed and Flexible Exchange Rates", ***Canadian Journal of Economics and Political Science***, Vol. 29, No. 4. pp. 475- 485
- Nunes, L. C.; Kuan, C. M. & Newbold, P. (1995). "***Spurious Break***" ***Econometric Theory***, 11, pp. 736–749.
- Nusair, S. A. (2016). "The Effects of Oil Price Shocks on the Economies of the Gulf Co-operation Council Countries: Nonlinear Analysis", ***Energy Policy***, Vol. 91, pp. 256-67.

- Perron, P. (1989). "The Great Crash, The Oil Price Shock and the Tnit Root Hypothesis", ***Econometrica***, 57, pp.1361-1401.
- Pesaran, M. H.; Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", ***Journal of Applied Econometrics***, 16 (3), pp. 289-326. http://dx.doi.org/10.1002/jae.616
- Şen, A.; Şentürk, M.; Sancar, C. & Akbaş, Y. E. (2014). "Empirical Findings on Triplet Deficits Hypothesis: The Case of Turkey", ***Journal of Economic Cooperation and Development***, 35, 1, pp. 81-102.
- Şen, H.; Kaya, A. (2018). "Are The Twin or Triple Deficits Hypotheses Applicable to Post-communist
- Countries?", ***Bank of Finland, BOFIT, Discussion Paper***, 3/2016. http://www.suomenpankki.fi/bofit_en/tutkimus/tutkimusjulkaisut/dp/Documents/2016/dp0316.pdf. (Access date 05.04.2016).
- Shahzad, S. J .H.; S. M. Nor; R. Ferrer. & S. Hammoudeh. (2017). "Asymmetric Determinants of CDS Spreads: US Industry-level Evidence Through the NARDL Approach", ***Economic Modelling***, 60, pp. 211-230.
- Shastri, S.; A. K. Giri & Mohapatra, G. (2017). "Assessing the Triple Deficit Hypothesis for Major South Asian Countries: A Panel Data Analysis", ***International Journal of Economics and Financial Issues***, 7 (4), pp. 292-299.
- Shin, Y.; Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014). "***Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in an ARDL Framework***", In William C. Horrace and Robin C. Sickles (Eds.), Festschrift in Honor of Peter Schmidt. New York (NY): Springer Science & Business Media.
- Szakolczai, G. (2006). "The Triple Deficit of Hungary", ***Hungarian Statistical Review***, 10, pp. 40-62.
- Tang, T. C. (2014). "Fiscal Deficit, Trade Deficit and Financial Account Deficit: Triple Deficits Hypothesis with the U. S. Experience", ***Monash University Department of Economics Discussion Paper***, 6, pp.1-13.
- Vamvoukas, G. (1999). "The Twin Deficits Phenomenon: Evidence from Greece", ***Applied Economics***, 31.
- WDI . (2019). https://databank.worldbank.org/reports.aspx?source=2&Topic=7#
- Yanik, Y. (2006). "***The Twin Deficits Hypothesis: An Empirical Investigation***", Graduate School of Social Sciences, Turkish
- Yeniwati. (2018). "Triple Deficit Hypothesis: Has it happened in Indonesia?" Advances in Economics, Business and Management Research, Vol. 64, ***2nd Padang International Conference on Education, Economics, Business and Accounting*** (PICEEBA-2 2018).
- Akbas, Y. E.; Lebe, F. & Zeren, F. (2014). "Testing the Validity of the Triplet Deficit Hypothesis for Turkey: Asymmetric Causality Analysis", ***Journal of Business and Economics***, 7 (14), pp. 137-154.
- Zivot, E. & Andrews, K. (1992). "Further Evidence on the Great Crash, The Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", ***Journal of Business and Economic Statistics***, 10, pp. 251-270.

Testing the Hypothesis of the Triple Deficit in the Egyptian Economy Using Nonlinear Autoregressive Distributed Lags

Dr. Ashraf Mohamed El Sayed
Economics Lecturer
Faculty of Commerce
Zagazig University, Egypt
dr.ashraf.eg@gmail.com

ABSTRACT

This study aims to test the Triple Deficits hypothesis in the Egyptian economy from 1983 to 2017, using the Nonlinear Autoregressive Distributed Lags (NARDL) developed by Shin et al (2014), a research contribution that keeps pace with studies that began. The scientific community around the world is preoccupied with reformulating economic theories using more efficient standard techniques, and in this paper it is useful to test the hypothesis of the non-linear relationship between the savings deficit - private investment, public budget deficits (government savings) and current account deficits.

The study concluded that there is a long-term cointegration relationship between the variables in study, and that the relationship between the current account deficit and both the private savings balance & the government savings balance is symmetric in the long term. The results show the significance of the private and government savings deficits, Increasing them by 1% leads to an increase in the current account deficit by 0.49 and 0.58, respectively, which is consistent with the study hypothesis, whereas a 1% decrease leads to an increase in the current account deficit by 0.56 and 0.55, respectively, and may be due This is due to the freezing of the greater part of private and government savings or not directing them to investment activities that contribute to the decrease in the current account deficit.

The ECM results suggest that short-term errors can be corrected to return to long-term equilibrium, at -0.83, so any short-term shock will be corrected in about 14 months (almost 1.2 years).

Keywords: *Nonlinear Autoregressive Distributed Lags (NARDL), Error Correction Model (ECM).*