مجلة البحوث المالية والتجارية

المجلد (٢٣) – العدد الأول – يناير ٢٠٢٢

اختبار فرضية العجز التوأم في مصر باستخدام منهجية اختبار سببية جرنجر Granger Causality Test

Testing The Twin Deficits Hypothesis in in Egypt by Using Methodology Granger Causality Test

الدكتور/ حسن أمين محمد محمود

أستاذ مساعد

قسم الاقتصاد –كلية التجارة – جامعة أسوان

رابط المجلة: https://jsst.journals.ekb.eg/

الملخص :

تهدف هذا الدراسة إلى اختبار مدى انطباق فرضية التوأمية بين عجز الميزانية العامة للدولة وعجز الحساب الجاري على الاقتصاد المصري خلال الفترة (١٩٧٦-٢٠٢٠). وباستخدام نموذج ARDL متعدد المتغيرات (يضم أيضا معدل التضخم وسعر الفائدة وسعر الصرف والمعروض النقدي)، ونموذج متجه تصحيح الخطأ VECM وسببية جرانجر Granger Causality، توصلت الدراسة إلى وجود علاقة توازنية بين العجزين فى الأجل الطويل. وفى الأجل القصير كانت السببية ثنائية الاتجاه من عجز الموازنة إلى عجز الحساب الجاري والعكس الصحيح، أى قبول فرضية الروابط العكسية. بينما فى الأجل الطويل كانت السببية أحادية الاتجاه من عجز الحساب الجاري إلى عجز الموازنة العامة ، أى قبول الفرضية العكسية، مما يلقى الضوء على أهمية العوامل الخارجية فى تحديد التوازن الكلي داخل الاقتصاد المصري فى الأجل الطويل. وتوصي الدراسة بالعمل على تقييد السياسة المالية من خلال تحقيق الاستقرار فى سعر الفائدة واستقرار التضخم، مزيد من التنسيق بين السياسة المالية والسياسة النقدية فى الأجل القصير. فضلا عن التركيز على تحقيق استقرار سعر الصرف والتحكم فى مدى انفتاح الاقتصاد المصري على العالم في الأجل الطويل.

الكلمات الرئيسية : العجز التوأم ، عجز الميزانية ، عجز الحساب الجاري ، ARDL ، اختبار سببية جرنجر، VECM ، مصر

Abstract:

This study aims to investigate the applicability of the twinning hypothesis between the state budget deficit and the current account deficit on the Egyptian economy during the period (1976-2020). Using the multivariate ARDL model (which also includes inflation, interest rate, exchange rate and money supply), VECM and Granger causality, the study found an equilibrium relationship between the two deficits in the long run. In the short term, the causation was two-way from the budget deficit to the current account deficit and vice versa, i.e. accepting the hypothesis of inverse links. While in the long term, the causation was one-way from the current account deficit to the general budget deficit, i.e. the reverse hypothesis was rejected, which sheds light on the importance of external factors in determining the overall balance within the Egyptian economy in the long term. The study recommends working on restricting fiscal policy in the short term, and in the long term, the focus should be on external factors.

Keywords: twin deficit, budget deficit, current account deficit, ARDL, Granger causality test, VECM, Egypt

١/ مقدمة :

ظهر مصطلح العجز التوأم Twin Deficits في ثمانينات القرن الماضي في الاقتصاد الأمريكي مع حدوث العجز في الموازنة العامة والميزان التجاري معا، وازداد الاهتمام بالعجز التوأم في التسعينات عندما تبنى كثير من الدول وخاصة النامية منها سياسات التحرر والخصخصة الاقتصادية، حيث باتت العلاقة بين العجزين تظهر الأثر المتبادل بين السياسة المالية والسياسة النقدية. فقد اتضح أن أدوات السياسة المالية كالإيرادات الحكومية والانفاق الحكومي تؤثر بشكل واضح على الحساب الجاري من خلال تأثيراتها على قيمة الصادرات والواردات.

وفي الآونة الأخيرة ، ظهر جليا أن العديد من البلدان المتقدمة والنامية عانت وتعاني من تدهور في عجز الميزانية (BD) وعجز الحساب الجاري (CAD). وعلى الصعيد الدولي، ساهمت التطورات التي أعقبت الأزمة المالية العالمية على وجه الخصوص في الربط بين BD و CAD. كل هذه التطورات تظهر بوضوح أن "فرضية العجز المزدوج" لا تزال شائعة في الأدبيات الاقتصادية.

وتنص فرضية العجز التوأم Twin deficits hypothesis (أو شذوذ العجز المزدوج Twin deficit anomaly أو فرضية العجز الثنائي The double deficit hypothesis) على أن الزيادة في عجز الميزانية تسبب زيادة في عجز الحساب الجاري . ومن ثم ، فإن مشكلة العجز المزدوج تشير إلى حالة الاقتصاد التي يسبب فيها عجز الميزانية زيادة في عجز الحساب الجاري. وهذا المصطلح تم صياغته لوصف العلاقة بين BD وCAD في الولايات المتحدة خلال الثمانينيات (Miller and Russek, 1989، Abell, 1990 ، Dewald and Ulan، 1990). ومع ذلك ، فإن الصلة بين BD و CAD لم يتم اختبارها فى الولايات المتحدة الأمريكية فحسب ، بل تم اختبارها على العديد من البلدان الأوروبية والبلدان النامية ، والتي ظهرت على أنها تحد اقتصادي أساسي.

وقد شهد الاقتصاد المصري منذ التسعينات من القرن الماضي عجزا مزمنا في الميزانية العامة نتيجة زيادة حجم الانفاق الحكومي مقابل انخفاض او ثبات الإيرادات الحكومية، وفي نفس الوقت تزامن مع ارتفاع العجز في الحساب الجاري نتيجة ارتفاع قيمة الواردات عن الصادرات، وبخاصة في السلع المنظورة منها. ونظرا لاستمرار وتزامن حدوث العجزين معا، فقد لجأت الحكومة إلى تطبيق برنامج الاصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي في عام ١٩٩١ لإيجاد حلول لهذين العجزين، فضلا عن الاختلالات الأخرى في سوق الصرف الأجنبي والقروض الأجنبية.

وعلى الرغم من التأثيرات الإيجابية وبعض التحسن التي أحرزها برنامج الاصلاح في الاقتصاد المصري خلال فترات محدودة، إلا إنه خلال العقد الأول من القرن الحادي والعشرين، وكذا الفترة التي تلت فترة الاضطراب السياسي بعد ٢٠١١، انتاب الاقتصاد المصري بعض الاختلالات من جديد نتيجة استمرار العجز التوأم، والذي ظهر هذه المرة مقترنا مع العديد من أوجه الاختلال الأخرى، والتي من أهمها ارتفاع معدلات التضخم وتراجع معدلات التوظف، الأمر الذي تراجعت معه معدلات النمو الاقتصادي.

ومع بدء الاستقرار السياسي في مصر في عام ٢٠١٤، اتجهت الحكومة إلى تطبيق برنامج إصلاح اقتصادي جديد في عام ٢٠١٦ لعلاج ومجابهة الاختلالات العديدة للعجزين.

٢/ الهدف من الدراسة :

تسعى هذه الدراسة لاختبار العلاقة بين عجز الميزانية وعجز الحساب الجاري في الاقتصاد المصري خلال فترة زمنية تخللها تطبيق الاصلاح الاقتصادي مرتين، فضلا عن استخدام العديد من الاجراءات والأدوات للسياسة المالية والنقدية، الأمر الذي من الاهمية بمكان معه اختبار العلاقات الكمية والسببية بين العجزين في الأجلين القصير والطويل، وتحديد أيا منهما هو السبب في الآخر؟

وتهدف الدراسة إلى معرفة مدى قوة العلاقة بين عجز الموازنة والحساب الجاري من خلال اختبار فرضية العجز التوأم باستخدام نموذج متعدد المتغيرات ليعكس العلاقات الهيكلية، واختبار مدى انطباقها في مصر خلال الفترة (١٩٧٦-٢٠٢٠). هذا الهدف وثيق الصلة بالناحية النظرية واهتمامات صانعي السياسات. فمن ناحية يهتم صانعو السياسات بمعرفة إلى أي مدى تساهم تعديلات السياسة المالية في معالجة اختلالات الحساب الجاري ، خاصة في حالة تزايد الاختلالات الحساب الاخير والموازنة العامة . ثانيا على المستوي التنظيري يتم دراسة العلاقة بين عجز الموازنة و عجز الحساب الجاري الجاري في إطار متعدد المتغيرات، وكذلك اشتقاق العلاقة العامة بين تلك المتغيرات.

ولتحقيق الهدف سوف تستخدم الدراسة نموذج الحدود لتوزيعات الانحدار الذاتي المبطأة The Autoregressive Distributive Lag (ARDL) bounds لاختبار وجود التكامل المشترك بين متغيرات النموذج، وهو ما يكافئ اختبار وجود علاقة توازنية فى الأجل الطويل بين عجز الميزانية العامة وعجز الحساب الجاري للتحقق من فرضية العجز المزدوج سواء على المدى القصير أو الطويل. علاوة على ذلك، وإذا كانت هذه العلاقة موجودة نقوم بتحليل اتجاه السببية. في الاجلين القصير والطويل بتوظيف معنوية المتغيرات ونموذج تصحيح الخطأ واستخدام اختبار سببية جرانجر .

٣/ مراجعة الأدبيات ذات الصلة بفرضية العجز التوأم :

يمكن أن نضع التصنيف للأدبيات التى تناولت حول تطور فرضية العجز المزدوج. كالتالي:

- أدبيات تثبت صحة فرضية العجز المزدوج بين الموازن العامة وميزان المدفوعات،
- أدبيات تشير إلى العلاقة السببية العكسية بين الميزانين.
- أدبيات تسلط الضوء على عدم وجود صلة بين الرصيدين.

ويلخص الجدول التالي أساسيات فرضية العجز التوأم :

جدول (١) أساسيات فرضية العجز التوأم

الفرضية	المدخل	اتجاه السببية **Causality**	الرمز
انطباق فرضية العجز التوام	المدخل التقليدي • المدخل الكينزي • مدخل مانيدل– فلامينج	احادية الاتجاه **Unidirectional**	BD → CAD
انطباق السببية العكسية	■ أثر **Laursen–Metzeler** ■الاحلال غير التام بين الأصول ■استهداف الحساب الجاري	احادية الاتجاه **Unidirectional**	CAD → BD
التغذية العكسية		ثنائية الاتجاه **Bidirectional**	BD ↔ CAD
عدم انطباق	المدخل الريكاردي المنهج الضريبي لميزان المدفوعات النظرية النقدية لميزان المدفوعات	عدم وجود سببية **Non-Causality**	BD ↮ CAD

Source: Sinicakova, M., and et. al. (2017), "T***win Deficits Threat in the European Union***", *E&M Economics and Management*, 20(1), pp.144-156.

أولا: المدخل التقليدي: انطباق فرضية العجز المزدوج

السببية احادية الاتجاه من عجز الموازنة الى عجز الحساب الجاري: او *BD → CAD*

ويتفرع الى مدخل Mundell-Fleming **والمدخل الكينزي واللذان يدعمان فرضية العجز التوأم ، فطبقا للمدخلين يوجد علاقة سببية وحيدة الاتجاه** Unidirectional **من عجز الموازنة** BD **الى عجز الحساب الجاري** CAD **او** BD → CAD**، وحسب المدخل الكينزي من خلال منهج الاستيعاب فإن الزيادة في الانفاق الحكومي او خفض الضرائب ومن ثم عجز الموازنة العامة** BD **ستؤدي إلى زيادة الدخل المحلي. وعندما يزداد الدخل المحلي ، فإنه سيشجع على طلب المزيد من الواردات ، وفي النهاية سوف يؤدي الى تدهور الميزان التجاري. وهكذا يصبح عجز الميزانية وعجز الحساب الجاري توامان (**Puah et al.، 2006**).**

ومن ناحية اخرى وطبقا لكل من Mundell-Fleming **من خلال نموذج** IS–LM–BP **وفي ظل افتراض اسعار الصرفة المرنة او المعومة فان الزيادة في عجز الموازنة سيؤدى الى الضغط على اسعار الفائدة بالارتفاع ، وبالتالي زيادة الحاجة الى عنصر راس المال ورفع** appreciation **سعر الصرف وبالتالي زيادة عجز الميزان التجاري، ومن ثم يتبنى هذا المدخل وجود سببية وحيدة الاتجاه من عجز الموازنة إلى عجز ميزان التجارة** (Asrafuzzaman and Gupta, 2013)**.**

وبمعني آخر، وحسب فرضية العجز التوأم التي تستند إلى نموذج (Mundell–Fleming**) فإن عجز الميزانية هو الذي يؤثر ويؤدي إلى زيادة عجز الحساب الجاري، حيث أنه وفي حال حدوث عجز في الموازنة ستقترض الدولة من القطاع الخاص أو من دول أخرى، وبالتالي ستتناقص المدخرات المحلية (العامة والخاصة)، ومع انخفاض المدخرات سترتفع أسعار الفائدة**

لجذب المدخرات الصغيرة، مما يؤدي إلى جذب رؤوس الأموال الأجنبية وهذا يسبب زيادة الطلب على العملة المحلية وبالتالي ارتفاع قيمتها، مما يجعل أسعار الواردات أقل من أسعار السلع المحلية فيزداد الطلب عليها وينخفض -في المقابل- الطلب على الصادرات المحلية، وتكون النتيجة ازدياد العجز في الحساب الجاري (Normandin, 1999).

بصفة عامة، تقوم نظرية العجز التوأم Twin Deficit في الاقتصاد الكلي على أن يجتمع في دولة معينة عجز الميزانية Budget Deficit بالإضافة إلى عجز في الميزان التجاري Trade Deficit أو عجز الميزان الجاري. ويحدث هذا العجز عندما تعاني دولة ما من تباطؤ اقتصادي فتقوم الدولة باتباع سياسة مالية توسعية عن طريق زيادة الانفاق الحكومي وخفض معدلات الضرائب مما يؤدي إلى عجز في ميزانية الدولة لزيادة الانفاق وانخفاض الايرادات الضريبية.

وتقوم الدولة بتمويل هذا العجز بعدة طرق منها إصدار سندات حكومية والتي تجذب المستثمرين الأجانب لشرائها، الأمر الذي يؤدي إلى زيادة الطلب على العملة المحلية للدولة، ومن ثم زيادة الطلب على العملة المحلية بما يرفع من قيمة العملة.

ويتسبب ارتفاع قيمة العملة في أن تكون منتجات هذه الدولة أعلى من وجهة نظر المستوردين من الدول الأخرى، مما يؤدي إلى انخفاض صادرات الدولة وتجد الدولة أيضا أن بضائع الدول الأخرى أصبحت أرخص فتقوم بالاستيراد، أي تنخفض الصادرات وتزداد الواردات. الأمر الذي يؤدي إلى عجز في الميزان التجاري وغالبا عجز في الميزان الجاري، وبالتالي تتحقق نظرية العجز التوأم بوجود عجز في ميزانية الدولة وعجز في ميزانها التجاري.

ويعزز المدخلان السابقان مدخل المنهج النقدية لميزان المدفوعات The Monetary Approach of payment balance والثاني المدخل القائم على نماذج الاقتصاد الجزئي والتوقعات الرشيدةMicroeconomic models and rational anticipations.

المدخل الثاني: التكافؤ الريكاردي: عدم انطباق فرضية العجز التوأم

لا يوجد علاقة سببية بين عجز الموازنة وعجز الحساب الجاري: BD ↮ CAD

على العكس من ذلك فان النهج الريكاردي ينص على أنه لا توجد علاقة سببية بين BD و CAD ولا يقبل هذا النهج أي تأثير لـ BD على CAD أو .BD ↮ CAD.

ووفقًا للنهج الريكاردي ، فإن التخفيض الضريبي أو تخفيض المدخرات العامة بواسطة الحكومة لا تؤثر على عجز الحساب الجاري ، وبالتالي استبعاد احتمال وجود علاقة بين BD و CAD وفقًا لـدراسة (Albu and Pelinescu, 2000) ، ويتفق مع هذا الراي مجموعة كامبردج الجديدة دراسة (Fetherston and Godley, 1978).

حول العجز التوام ، فطبقا لهم فإن الدخل القابل للتصرف يساوي الانفاق الخاص والانفاق الاستثماري الاستثمار، وبالتالي فإن متطايقة الدخل القومي تحقق ان العجز الحكومي يجب أن يقابله عجز متساوٍ في الحساب الجاري. هذا الرأي يتوافق مع نموذج Mundell–Fleming في ظل الحرية التامة لانتقال رأس المال وأسعار الصرف العائمة.

وبشكل محدد، تقترح فرضيات التكافؤ الريكاردي-والتي تخالف فرضيات العجز التوأم- أنه لا توجد أي علاقة بين عجز الميزانية وعجز الحساب الجاري، لأن أثر التخفيض الضريبي الحالي أو زيادة الإنفاق (الأسباب المتوقعة لازدياد العجز) لا تغير من رغبات الاستهلاك والادخار لدى

الأفراد، حيث يتوقع الأفراد العقلانيون أن التخفيض الضريبي الحالي أو إصدار السندات لتمويل زيادة الإنفاق سيشكلان عبء ضريبي على الدخل في المستقبل، وبالتالي سيزيد الأفراد من الادخار لمقابلة هذه العبء في المستقبل. إذاً سيعوض الانخفاض في الادخار الحكومي بزيادة مماثلة له في الادخار الخاص، وبالتالي لن تتغير المدخرات المحلية وفي هذه الحالة لن يكون لعجز الموازنة تأثير على الحساب الجاري.

المدخل الثالث: الفرضية العكسية أو "استهداف الحساب الجاري current account targeting **والتغذية العكسية** feedback Linkage**. ويقبل انصار المدخل وجود ارتباط منطقي بين** BD **و** CAD **سواء في شكل سببية أحادية الاتجاه والسببية ثنائية الاتجاه، فطبقا لمنهج استهداف الحساب الجاري تقر الفرضية بوجود علاقة إيجابية وهامة بين** BD **و** CAD **وعلى عكس فرضية العجز المزدوج فأن اتجاه العلاقة يكون من** CAD **إلى** BD **أو** $CAD \rightarrow BD$

أما الفرضية الاخيرة حول العجز التوأم هي "ارتباط التغذية العكسية"، والذي تقترح وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه Bidirectional Causality **بين** BD **و** CAD **.**

لكن الانتقاد الرئيسي لهذه النظريات هو أنه في دراسة آثار العجز والدين العام على النشاط الاقتصادي تجاهلوا إلى حد كبير: (أ) طريقة تمويل العجز (إصدار الدين أو التمويل النقدي)، (ب) سبب العجز (زيادة الإنفاق الحكومي أو انخفاض الإيرادات الضريبية)، (ج) هيكل الإيرادات الضريبية والإنفاق الحكومي ؛ (د) الفترة التي يتم من خلالها إجراء تمويل ناقص (باستثناء التمييز النيوكلاسيكي بين العجز الدائم والمؤقت)، (هـ) ما إذا كانت السياسة الخارجية متوقعة أو غير متوقعة.

وفي ذلك، يرى Buiter **أن بعض الدراسات الأخيرة لتأثير العجز على النشاط الاقتصادي تبدأ من حقيقة أنه من أجل تقييم تأثير السياسة المالية على الطلب الكلي، من الضروري تطوير نموذج للاقتصاد، وتحديد السياسات الرئيسية (فيما يتعلق بها يمكن أن تكون السياسة توسعية أو مقيدة).**

٥/ مراجعة نتائج الدراسات التطبيقية :

لقد تعددت الدراسات التطبيقية التي تناولت العلاقة بين عجز الموازنة وعجز الحساب الجاري، وكانت نتائج تلك الدراسات مختلفة ومتنوع، حيث توصلت مجموعة من تلك الدراسات إلى وجود ظاهرة العجز المزدوج والتي تتجه من عجز الموازنة إلى عجز الحساب الجاري، وذلك حيث استخدمت دراسة (Abu Bakarr,2014**) تحليل السببية** Toda Yamamoto **ونموذج** ARDL **اعتمادا على بيانات سنوية للفترة (١٩٨٠-٢٠١٢) لتحليل العلاقات قصيرة وطويلة الأجل بين عجز الموازنة وعجز الحساب الجاري في سيراليون. وتوصلت الدراسة إلى أنه في الأجلين القصير والطويل يتسبب عجز الموازنة في عجز الحساب الجاري.**

أما دراسة (Ali, S, and et. al. , 2011**)، فقد تعرضت لتحليل ظاهرة العجز المزدوج في باكستان باستخدام بيانات سنوية للفترة (١٩٧٢-٢٠٠٨)، واستنتجت وجود علاقة طردية بين عجز الموازنة وعجز الحساب الجاري في الأجل القصير والأجل الطويل، وهو ما يدعم فروض النظرية الكينزية.**

أما دراسة (Ganchev,2010)، فقد توصلت إلى وجود تأثير معنوي لعجز الموازنة على عجز الحساب الجاري في بلغاريا باستخدام اختبار السببية لجرانجر، في حين عند استخدام نموذج VAR توصلت الدراسة إلى أن فائض الموازنة العامة يؤدي إلى عجز في الحساب الجاري.

وفي دراسة (السواعي ونوار، ٢٠١٥) تم اختبار العلاقات بين عجز الحساب الجاري، وعجز الموازنة، والاستثمار، والانفتاح التجاري، ومتغيرات الاقتصاد الكلي الأردني باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) خلال الفترة ١٩٧٥- ٢٠١٠. وبينت النتائج أن المتغيرات تتحرك مع بعضها في المدى الطويل. ويدعم التحليل وجهة النظر الكينزية بوجود صلة بين الحساب الجاري وعجز الموازنة والاستثمار التي تقول بوجود ارتباط إيجابي بين عجز الموازنة وعجز الميزان التجاري، وعلاقة سببية من الأول إلى الثاني، وهذا العجز في الموازنة يسبب العجز التجاري؛ وتشير إشارة معلمة الاستثمار السالبة والأقل من ١ إلى وجود فرضية Feldstein–Horiokaوأن الأردن مندمج بأسواق رأس المال العالمية، ووجد أن الانفتاح التجاري يزيد من العجز في الحساب الجاري، وكان للسياسة النقدية دور في زيادة عجز الحساب الجاري، في حين أن سعر الصرف الحقيقي الفعال كان له دور مهم في تخفيض العجز، إلا انه لم يكن للنمو الاقتصادي الحقيقي أي تأثير على العجز.

وفي دراسة (عبد ربة ونشوى، ٢٠٢٠) تم اختبار فرضية العجز التوأم في مصر اعتمادا على اختبارات السببية. وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من العجز في رصيد الحساب الجاري إلى عجز في الموازنة العامة للدولة وهذا يدعم صحة فرضية استهداف الحساب الجاري في مصر، كما توصلت إلى وجود علاقة طردية بين عجز الموازنة العامة وعجز الحساب الجاري في الأجل القصير.

أما في دراسة (Nazier and Essam,2012)، اعتمادا على بيانات سلسلة زمنية للفترة (١٩٩٢-٢٠١٠)، تم استخدام منهجية SVAR لقياس تأثير صدمات السياسة المالية على الحساب الجاري. وتم التوصل إلى وجود ظاهرة Twin Divergence، ورفض ظاهرة العجز المزدوج، وهو ما يتماشى مع نتائج الدراسات التي ركزت على تحليل أثر الصدمات المالية في الأجل القصير.

أما بالنسبة للدراسات التطبيقية على مصر، فغالبية الدراسات سعت للاختبار والتحقق من صحة فرضية العجز التوأم خلال الفترات السابقة لعام ٢٠١٠، لاختبار تأثير سياسات الاصلاح الاقتصادي في التسعينات، حيث سعت دراسة (El-Baz, 2014) إلى الاعتماد على أسلوب التكامل المشترك لجوهانسين واختبار السببية لجرانجز خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠١٢)، وتوصلت إلى رفض فرضة العجز التوأم وتأكيد فرضية السببية المعكوسة، بحيث أن عجز الحساب الجاري يسبب عجز الميزانية العامة في الأجل الطويل. أيضا فإن عجز الحساب الجاري يؤدي إلى تحسن الميزانية العامة في الأجل القصير.

أما دراسة (Marinheiro, 2007) استنتجت أنه توجد علاقة سببية في اتجاه واحد من عجز الحساب الجاري إلى عجز الميزانية العامة، بما يؤكد أيضا الفرضية السببية المعكوسة. فضلا عن رفض فرضية التكافؤ لريكاردو.

أيضا توصلت دراسة (Helmy & Zaki, 2015) إلى رفض فرضية العجز التوأم وأثبت صحة فرضية السببية المعكوسة، كما تم رفض صحة فرضية Feldstein – Horioka نظرا لارتفاع تدفقات رأس المال في مصر.

أما دراسة (Wirasti & Widodo,2017) فقد توصلت إلى رفض فرضية العجز التوأم وصحة فرضية السببية المعكوسة في مصر، الأمر الذي يؤكد على أن عجز الحساب الجاري هو السبب في عجز الميزانية العامة في الأجل الطويل.

ومن الملاحظ أن معظم الدراسات التطبيقية عن مصر تعرضت لتحليل الفترات الزمنية قبل ٢٠١٦، وبالتالي لم تصادف هذه الدراسة في مسح الأدبيات السابقة أي دراسة تختبر العجز التوأم خلال الفترة بعد تطبيق برنامج الاصلاح الاقتصادي الأخير في ٢٠١٦، وهي الفجوة التي تسعى هذه الدراسة إلى تغطيتها باختبار صحة فرضية العجز التوأم خلال الفترة (١٩٨٥-٢٠١٩).

٦/ البيانات والمنهجية ونموذج الدراسة :

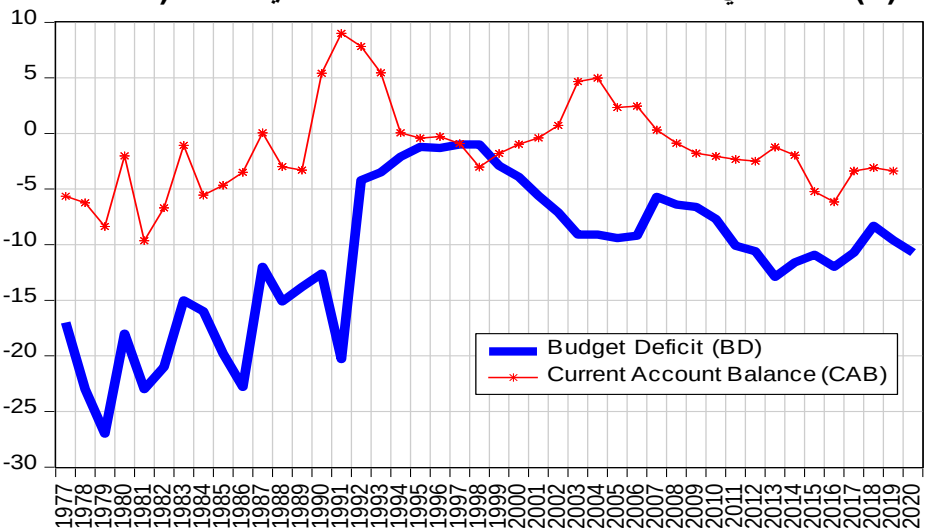
١/٦ البيانات وتحليلها البياني :

تم تجميع البيانات المستخدمة للفترة (١٩٨١-٢٠١٩) من إصدارات البنك المركزي المصري (CBE) (التقرير السنوي لسنوات متفرقة)، وقواعد بيانات صندوق النقد الدولي (IMF)، وقواعد بيانات البنك الدولي (WB). وسوف يتم الاعتماد المتغيرات التالية:

- **عجز الحساب الجاري كنسبة من الناتج المحلي الاجمالي (CAD)، ويشير إلى قيمة السلع والخدمات مقارنة بالصادرات كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي(GDP).**
- **عجز الميزانية كنسبة من الناتج المحلي الاجمالي (BD) ويشير إلى الوضع المالي الذي يتجاوز فيه الإنفاق الإيرادات كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي.**
- **معدل الفائدة على الاقراض كمؤشر لمعدل الفائدة (INT) المبلغ الذي يفرضه المقرض على المقترض.**
- **مؤشر التضخم (INF) على أساس سعر المستهلك، ويعكس النسبة المئوية للتغير السنوي في تكلفة السلع والخدمات للمستهلكين.**
- **المعروض النقدي بالمفهوم الواسع (MS) مقياسا للعرض النقدي، ويشير إلى كمية السيولة في الاقتصاد النقود واشباه النقود بالمليار جنيه.**
- **سعر الصرف الحقيقي (RER) مقاسا بسعر الصرف الاسمي مقسوما على الرقم القياسي لأسعار المستهلكين.**

ويوضح شكل (١) أن عجز الموازنة العامة كنسبة من الناتج BD يتحرك فى نفس اتجاه عجز الحساب الجاري كنسبة من الناتج CAD فى أغلب سنوات الدراسة، الا هناك سنوات يكون الاتجاه متعاكس وتحديدا في السنوات التى تشهد تقلبا ملحوظا، وهي عام ١٩٩٢، ١٩٩٨، ٢٠٠٤. وبالتالي فإن السلسلتين يمكن أن تشتملا على تغير هيكليStructural Break.

شكل (١) التطور في عجز الموازنة وعجز الحساب الجاري بمصر (١٩٧٦-٢٠٢٠)



ولكن الشكل البياني لا يمكنه نفي أو تأكيد أن فرضية العجز التوام تنطبق على الاقتصاد المصري خلال فترة الدراسة، أو علاقات السببية بين العجزين او العلاقة بينهما فى الاجل الطويل والقصير، وبالتالي يجب توظيف بعض الاختبارات القياسية المناسبة وهي:

١. اختبارات جذر الوحدة للتأكد من سكون البيانات فى ظل احتمال وجود تغير أو انكسار هيكلي Structural Break فى السلاسل الزمنية.

٢. اختبار انحدار الذاتي الموزع المبطأ Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) للتأكد من معنوية العلاقات فى الأجل القصير والطويل.

٣. اختبار سببية جرانجر Granger Causality Test للتأكد من اتجاه السببية.

٢/٦ النموذج المستخدم :

وحسب دراسة (Wirasti & Widodo,2017) يمكن توصيف العلاقة الإيجابية بين عجز الموازنة العامة وعجز الحساب الجاري في نموذج الاقتصاد المفتوح كما يلي :

$$Y = C + I + G + (X - M)$$
$$S - (T - G) = I + (X - M)$$

حيث : Y = الناتج المحلي الإجمالي C = الاستهلاك I = الاستثمار G = الإنفاق الحكومي

X = صادرات السلع والخدمات M= واردات السلع والخدمات

أما في المعادلة (٢) ، تمثل :

S = المدخرات الخاصة T = الإيرادات الحكومية من الضرائب

ويمكن استبدال المعادلتين بما يلي:

$$(X - M) = (S - I) + (T - G)$$
$$S = I$$

تفترض المعادلة الاخيرة أن معدلات الادخار والاستثمار مستقرة. وبالتالي ، ومن المعادلة ثم يمكن التوصل إلى ما يلي:

$$(X - M) = (T - G)$$

تشير المعادلة السابقة إلى أن عجز الحساب الجاري يمتلك علاقة إيجابية مع عجز الميزانية الحكومية. وتنص نظرية الاستيعاب الكينزي Keynesian Absorption Theory **على أن زيادة عجز الميزانية الحكومية يمكن أن تشجع الاستيعاب المحلي، حيث يمكن أن يؤدي إلى زيادة مستوى الواردات لتلبية الطلب المحلي. الأمر الذي يمكن أن يقود إلى تراجع مستوى الحساب الجاري. ونظرا لحدوث زيادة كبيرة في الواردات بمستوى يتجاوز الزيادة في الصادرات، يزداد عجز الحساب الجاري.**

إن العلاقة بين عجز الميزانية العامة وعجز الحساب الجاري يمكن توصيفها في نموذج Mundell Flemming **، والذي يؤكد على أن زيادة عجز الميزانية العامة يؤدي إلى زيادة أسعار الفائدة. الأمر الذي يقود إلى المزيد من تدفقات رأس المال وارتفاع نسبي في سعر الصرف المحلي مقابل العملات الأجنبية، بما يؤدي إلى زيادة الواردات الأجنبية وانخفاض الصادرات المحلية، بما يتسبب في زيادة عجز الحساب الجاري.**

ويقوم نموذج الدراسة على استخدام المعادلة الرئيسية المشتقة من فرضية Mundell–Fleming **لقياس العلاقات بين عجز الموازنة وعجز الحساب الجاري في مصر، وذلك اعتمادا على دراسات** (Altintas and Taban,2011) **و**(Wirasti and Widodo,2017) **وذلك من خلال المعادلة التالية:**

$$CAD_t = f(BD_t, INF, INT_t, RER_t, Ms_t) \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots$$

حيث أن :

CAD	**عجز الحساب الجاري كنسبة من الناتج**
BD	**عجز الموازنة العامة كنسبة من الناتج**
INF	**معدل التضخم**
INT	**معدل الفائدة على الاقراض**
RER	**سعر الصرف الحقيقي**
Ms	**عرض النقود الواسع**

وحيث أن هدف الدراسة هو تقدير معلمات الأجل الطويل والقصير واختبار السببية، فان استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية OLS **لا تصلح إلا في حالة سكون السلاسل الزمنية أى عندما تكون السلاسل(كفرادى) متكاملة** integrated **من الرتبة صفر**I(0)**. والسلاسل الزمنية فى الغالب تكون غير ساكنة، وفى هذه الحالة يتم استخدام مدخل التكامل المشترك** Co–integration**. ولكن أيضا فإن طرق تقدير علاقات التكامل المشترك التقليدية مثل** Engle–Granger (1987) , Johansen's (1991, 1995) method, Fully Modified OLS, or Dynamic OLS **تتطلب أن تكون جميع المتغيرات متساوية التكامل ومتكاملة** integrated **من الرتبة الأولى** I(1) **، ولا تصلح فى حالة اختلاف رتب تكامل المتغيرات.**

ولذا سوف تستخدم الدراسة نموذج الحدود لتوزيعات الانحدار الذاتي المبطأة The Autoregressive Distributive Lag (ARDL) bounds **لاختبار وجود التكامل المشترك**

بين متغيرات النموذج، وهو ما يكافئ اختبار وجود علاقة توازنية فى الأجل الطويل بين عجز الحساب الجاري من ناحية وعجز الموازنة وباقي المتغيرات من ناحية اخرى. ومن مميزات نموذج ARDL، والذي قدمه (Pesaran, et. al., 2001)، انه لا يتطلب تساوى رتب المتغيرات، أي يمكن استخدامه فى حالة اختلاف رتب المتغيرات، كما يعطي تقديرات أفضل من النماذج الأخرى فى حالة صغر حجم العينة. كما يمكن استخدام نموذج ARDL فى التقدير بوضع فترات إبطاء مختلفة لكل متغير. لكن الشرط الأساسي الذي يتطلبه نموذج ARDL هو أن لا يكون أى متغير متكامل من الرتبة الثانية I(2)، كما ان التوصيف الصحيح للنموذج بتحديد رتب متغيرات النموذج وعدد فترات الإبطاء بشكل سليم يؤدي إلى التغلب على مشكلة الارتباط السلسلي لبواقي التقدير والحصول على مقدرات جيدة.

ويمثل نموذج ARDL(P, N, R,V, S, M) معادلة انحدار مربعات صغرى تشمل على القيم المبطأة للمتغير التابع Autoregressive وللمتغيرات المفسرة Distributive Lag ، حيث أن P تمثل عدد فترات الإبطاء للمتغير التابع ، والرمز N يشير الى عدد فترات الإبطاء للمتغير المستقل الاول ، والرمز R عدد فترات الإبطاء للمتغير المفسر الثاني وهكذا V، S، M وتبدأ المتغيرات المفسرة من فترة إبطاء صفر. ويتم استخدام معيار مثل (Akaike, Schwarz،...) لتحديد عدد فترات الإبطاء المثلى. وطبقا لمتغيرات الدراسة يمكن تحويل المعادلة (١) إلى نموذج ARDL إلى الشكل التالي:

$$CAD_t = \gamma + \sum_{p=1}^{P} \gamma_p CAD_{t-p} + \sum_{n=0}^{N} \gamma_n BD_{t-n} + \sum_{r=0}^{R} \gamma_r INF_{t-r} + \sum_{v=0}^{V} \gamma_v INT_{t-v} + \sum_{s=0}^{S} \gamma_s RER_{t-s} + \sum_{m=0}^{M} \lambda_m Ms_{t-m} + u_t \quad \ldots\ldots(2)$$

ولاختبار وجود علاقة التكامل المشترك، اقترح (Pesaran et. al.,2001). المعادلة التالية لاختبارات الحدود Bounds Testing، حيث يتم تحويل المعادلة (٢) إلى معادلة فروق أولي Δ بعد تخفيض عدد فترات الإبطاء للمتغير التابع والمتغيرات المستقلة بفترة واحدة ، وإضافة المتغيرات الأصلية كمستويات مبطئة لفترة واحدة، ليصبح النموذج ARDL على الشكل التالي:

ARDL[P-1, N-1, R-1, V-1, S -1, M-1]

$$\Delta CAD_t = \gamma_0 + \delta_1 CAD_{t-1} + \delta_2 BD_{t-1} + \delta_3 INF_{t-1} + \delta_4 INT_{t-1} + \delta_5 RER_{t-1} + \delta_6 Ms_{t-1} + \sum_{p=1}^{P-1} \phi_p CAD_{t-p} \varpi \sum_{n=0}^{N-1} \gamma_n BD_{t-n} + \sum_{r=0}^{R-1} \lambda_r INF_{t-r} + \sum_{v=0}^{V-1} \varphi_v INT_{t-v} + \sum_{s=0}^{S-1} \eta_s RER_{t-s} + \sum_{m=0}^{M-1} \theta_m Ms_{t-m} + \xi_t \quad \ldots\ldots(4)$$

ويتم توظيف نموذج ARDL السابق على النحو التالي:

١) معلمة الأجل القصير تساوي معلمة الفروق الأولى للمتغير المفسر عند فترة إبطاء صفر، فمثلا فإن المعلمة ϕ_1 تكافئ المعلمة $\gamma_{n=0}$ فى المعادلة(٢).

٢) يتم استخدام معلمات المتغيرات الأصلية المبطئة لفترة واحدة فى اختبار وجود علاقة التكامل المشترك، حيث أن الفرض الصفري بعدم وجود تكامل مشترك $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$

مقابل الفرض البديل بوجود تكامل مشترك $\delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq \delta_6 \neq 0$ بين المتغيرات. وتحقق الفرض البديل يعني وجود علاقة توازنية فى الأجل الطويل بين متغيرات النموذج.

ويتم هذا الاختبار بحساب قيمة F-statistics باستخدام اختبار Wald testومقارنتها بالقيم الحرجة التى قدمها كل من Pesaran and Pesaran,2001 ، وتتم مقارنة اF-statistics المحسوبة بقيمتين أو حدين bounds: الأولى: قيمةF الحرجة العليا على افتراض أن المتغيرات متكاملة من الرتبة الأولى، الثانية: قيمةF الحرجة الدنيا على افتراض ان المتغيرات متكاملة من الرتبة صفر. وإذا كانت قيمة F-statistics المحسوبة اكبر من قيمة F-statistics الحرجة العليا فهذا يدل على وجود علاقة تكامل ، ومن ثم وجود علاقة توازنية فى الأجل الطويل بين المتغيرات. وإذا كانت F-statistics اقل من قيمتها الحرجة الدنيا، فان ذلك يدل على عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات. أما اذا كانت قيمة F-statistics المحسوبة تنحصر بين الحدين الأدنى الحرج والأعلى الحرج فان القرار يكون غير حاسم.

ولحساب معلمات الأجل القصير فى نموذجARDL (معادلة تصحيح الخطأ المقيد The Restricted Error Correction Model ECM**) يمكن تحويل المعادلة (٢) إلى معادلة فروق أولي بنفس عدد فترات الإبطاء وإضافة مكون تصحيح الخطأ المبطأ ECT على الشكل التالي:**

$$\Delta CAD_t = \gamma_0 + \sum_{p=1}^{P-1} \phi_p CAD_{t-p} \; \varpi_n \sum_{n=0}^{N-1} \gamma_n BD_{t-n} + \sum_{r=0}^{R-1} \lambda_r LnINF_{t-r}$$
$$+ \sum_{v=0}^{V-1} \varphi_v INT_{t-v} + \sum_{s=0}^{S-1} \eta_s RER_{t-s} + \sum_{m=0}^{M-1} \theta_m Ms_{t-m} + \psi ECT_{t-1} + \xi_t \ldots (6)$$

ثالثا: نتائج الاختبارات :

١-نتائج اختبار جذر الوحدة:

الخطوة الأولي لاختبار وجود التكامل المشترك بين المتغيرات هى اختبار جذر الوحدة كشرط مسبق للتأكد من عدم وجود متغير متكامل من الرتبة الثانية I(2). وحيث أن الشكل رقم(١) يوضح احتمال وجود تغير هيكلي Structural Break بالسلسلتين فى بعض السنوات ، لذا سيتم اختبار وجود جذر الوحدة في ظل افتراض وجود نقطة انكسار (TB)Time Break فى بيانات السلسلة، بالاختبارين التاليين: الأول: (IO) Innovational Outlier ويفترض وجود تغير تدريجي لوسط السلاسل الزمنية. والاختبار الثاني: (AO) Additive Outliers ويفترض وجود انتقال مفاجئ لوسط السلاسل الزمنية، أى بافتراض وجود تغيرات هيكلية مفاجئة في البيانات.

جدول(٢) نتائج اختبار جذر الوحدة فى وجود تغيرات هيكلية◆ ◆

	Innovational Outlier (IO)				additive outliers (AO)			
	المستوى+		الفروق الأولى++		المستوى+		الفروق الأولى++	
المتغير	t-Satistic	TB	t-statistic	TB	t-statistic	TB	t-statistic	TB
CAD	-7.6349	2014	-	-	-4.1530	1989	-6.8471	1993
BD	-6.1240	1992	-		-6.240	1992		
INF	-4.8879	2016	-11.730	2017	-7.5579	2008		
INT	-5.4561	1996			-5.5791	1995		
RER	-4.5888	2005	-4.2620	1991	-3.8461	2006	-6.6060	1991
MS	-5.5793	2018	-		-5.554	2015		
C V+++	-5.175		-4.443		-5.175		-4.443	

*،***، *** معنوية عند مستوى١٠%، ٥% ، ١% على الترتيب . **TB=Time Break**

+ الاختبار باستخدام نموذج المقيد، ++ الاختبار باستخدام نموذج ٠ . +++ **CV** القيمة الحرجة عند ٥%

◆◆ تم إجراء هذا التقدير وجميع التقديرات والاختبارات التالية باستخدام الحزمة**EViews 10.**

ويوضح جدول(٢) نتائج اختبار جذر الوحدة عند افتراض وجود تغيرات هيكلية في السلسلة ، ومنه يتضح من النموذج Innovational Outlier (IO) **والنموذج** additive outliers (AO) **أن سلسلة كل من عجز الموازنة**BD **ومعدل الفائدة** INT **والمعروض النقدي** Ms **ساكنة ومن الرتبة صفر** I(0)**. بينما جاءت نتائج الاختبار متعارضة بين السكون والتكامل من الرتبة الاولي لكل من عجز الحساب الجاري** CAD **ومعدل التضخم** INF **وسعر الصرف الحقيقي**RER**. وبالتالي يمكن التوصل إلى أن هناك اختلاف في رتب المتغيرات، والأهم أنه توجد سلسلة متكاملة من الرتبة الثانية**I(2).

ولذا سوف تستخدم الدراسة نموذج الحدود لتوزيعات الانحدار الذاتي المبطأة The Autoregressive Distributive Lag (ARDL) bounds **لاختبار وجود التكامل المشترك بين متغيرات النموذج.**

٢- نتائج تطبيق نموذج ARDL

نظرا لحساسية نتائج تقدير نموذج ARDL **لعدد فترات الإبطاء، وان عدد مفردات العينة ٤٤ مشاهدة كما يتكون النموذج من ٦ متغيرات، فسوف يتم تحديد عدد فترات الإبطاء القصوى للنموذج ككل لعدد ٢ فترة إبطاء ثم استخدام معيار** Akaike information criterion(AIC) **لاختيار عدد الفترات المثلى لكل متغير فى النموذج. وبتقدير المعادلة (٢) يتضح ان النموذج الأمثل المختار هو** ARDL(2, 0, 0, 0, 1, 2) **، ويوضح الجدول (٣) نتائج تقدير النموذج المختار على أساس ان المتغير التابع هو عجز الموازنة** BD **.**

جدول(٣) نتائج تقدير نموذج ARDL**[١،٠،٠،٠،٠،٢،١] : المتغير التابع عجز الموازنة** BD_t

المتغيرات المستقلة	المعلمة	t-Statistic	Prob
BD(-1)	0.442969***	3.848465	0.0006
BD(-2)	0.294112***	2.616899	0.0138
CAD	0.672974***	4.879105	0.0000

INF	-0.216805*	-1.802679	0.0815
INT	0.528447**	2.325831	0.0270
RER	-2.555006***	-6.464528	0.0000
RER(-1)	2.122830***	6.226163	0.0000
MS	0.004713	0.844841	0.4049
MS(-1)	0.014493	1.293040	0.2059
MS(-2)	-0.023235***	-2.501839	0.0180
Constant	-3.941737	-1.222209	0.2311

***معنوية عند مستوى . **1%**

كما يتضح من جدول(٤) ، أنه نموذجا مقبولا من حيث الجودة (مثل: معامل التحديد–Adj R^2**، معيار** AIC،F–statistic**، واقل قيمة للخطأ المعياري للتقدير** S.E. of regression **)، ويعتبر مقبولا من حيث الاختبارات التشخيصية حيث:**

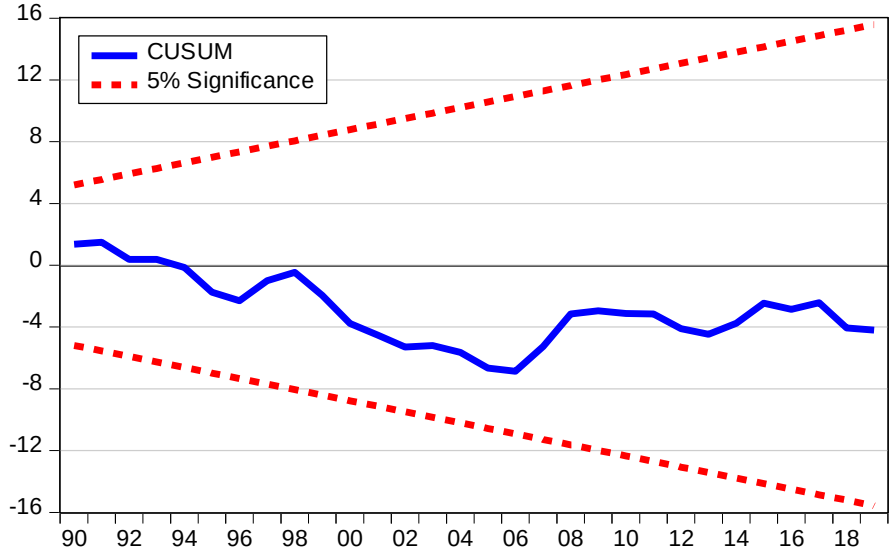
جدول (٤) معايير جودة نموذج ARDL**[(٢، ٠، ٠، ٠، ١، ٢] والاختبارات التشخيصية للبواقى واستقرار المعلمات المتغير التابع عجز الموازنة** BD_t

عدد فترات الابطاء القصوي	**Max Lag=2**
Adjusted R2	**85%**
F-statistic	**24.01**
Prob(F-statistic) ,	**0.000**
D-W	**1.879**
S.E. of regression	**2.545**
Serial correlation(Breusch-Godfrey)	**0.3167**
Prob F(2, 28)	**0.73**
Heteroscedisticity(ARCH test)	**1.222**
Prob. F(10, 30)	**0.32**
Ramsey reset test	**0.109**
Prob.	**0.74**

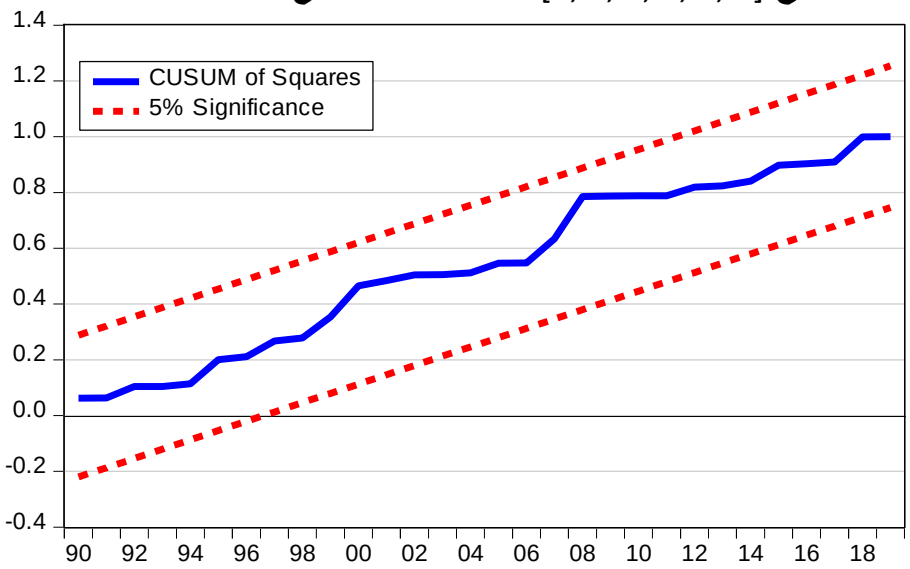
- **يشير إحصاء اختبار**Breusch–Godfrey LM **إلي خلو النموذج من مشكلة الارتباط السلسلي، كما يشير إحصاء اختبار** Jarque–Bera **إلي عدم رفض الفرضية القائلة بأن حدود الأخطاء العشوائية موزعة توزيعًا طبيعيًا في النموذج محل التقدير.**
- **ويشير إحصاء اختبار** ARCH **إلي عدم رفض فرضية العدم القائلة بثبات تباين** Homoscedasticity **لحد الخطأ في النموذج المقدر، كما يشير إحصاء اختبار** Ramsey reset **إلي صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج .**

وللتأكد من استقرار المعلمات المقدرة فان اختبار المجموع التراكمي للبواقى Cumulative sum (CUSUM**) واختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقى** cumulative sum of squares (CUSUMSQ**) يؤكدا على أن المعلمات المقدرة مستقرة لأنها تتقلب حول وسط صفري وداخل الحدين الحرجين الموجب والسالب لمستوى معنوية ٥%، و لا تقع خارج الحدود الحرجة عند مستوى معنوية ٥% من شكلي (٢)، (٣).**

شكل(٢) اختبار المجموع التراكمي للبواقى (Cumulative sum (CUSUM
لنموذج ARDL[2, 0, 0, 0, 1, 2] المتغير التابع عجز الموازنة BD_t



شكل(٣) اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقى Cumulative sum of squares
((CUSUMSQ
لنموذج ARDL[2, 0, 0, 0, 1, 2] المتغير التابع عجز الموازنة BD t



وبعد تقدير المعادلة (٣) لنموذج ARDL[٢، ٠، ٠، ٠، ١، ٢] واستخدام اختبار Wald test فى حساب إحصائية F المشتركة لمعلمات المتغيرات الأصلية المبطئة لفترة واحدة، اتضح ان قيمة F–statistics المحسوبة تساوي ٧,١٢٨ . وبمقارنة قيمة F–statistics المحسوبة بقيم F الدنيا والعليا الحرجة يتضح أن قيمة F المحسوبة اكبر من قيمة F–statistics الحرجة العليا عند مستوي معنوية ١%، أي تقع القيمة المحسوبة خارج الحدود الحرجة (جدول٥).

جدول(٥) قيم F-statistics الحرجة فى ظل وجود ثابت فقط intercept and no trend فى ظل k=٥

	مستوي معنوية ٥%		مستوي معنوية ١%	
	الحد الأدنى I(0)	الحد الأعلى I(1)	الحد الأدنى I(0)	الحد الأعلى I(1)
القيمة الجدولية	**2.734**	**3.92**	**3.657**	**5.256**
القيمة المحسوبة **BD** متغير تابع				
القيمة المحسوبة **CAD** متغير تابع	6.512		**7.128**	

* Critical values for the bounds test: case III: unrestricted intercept and no trend

وبإعادة التقدير للمعادلة (٢) بجعل متغير عجز الحساب الجاري كنسبة من الناتج CAD متغير تابع ومتغير عجز الموازنة العامة كنسبة من الناتج BD كمتغير مستقل مع باقي المتغيرات اتضح أن النموذج الأمثل المختار هو ARDL(١، ١، ٢، ٢، ١، ٢) ، وأن قيمة F-statistics المحسوبة بلغت ٦,٥١٢.

وهذا يدل على وجود علاقة تكامل مشترك، ومن ثم وجود علاقة توازنية فى الأجل الطويل، بين عجز الحساب الجاري كنسبة من الناتجCAD وبين عجز الموازنة العامة كنسبة من الناتج BD ومعدل التضخم INF و معدل الفائدة على الاقراضINT وسعر الصرف الحقيقيRER وعرض النقود الواسع Ms.

لكن عند تقدير المعادلة (٢) باعتبار ان المتغير التابع هو عجز الحساب الجاري توضح النتائج عدم معنوية جميع المتغيرات فى الاجل الطويل.

الاثر فى الأجل الطويل على أساس أن المتغير التابع هو عجز الموازنة BD :

■■ أن عجز الموازنة العامة كنسبة من الناتجBD فى مصر يتحدد طرديا بعجز الحساب الجاري كنسبة من الناتج CAD وبمعنوبة عالية حيث تؤدى زيادة بعجز الحساب الجاري بنقطة واحدة إلى زيادة عجز الموازنة العامة بمقدار ٢,٦ نقطة.

جدول(٦) معلمات الأجل الطويل لنموذج نموذج ARDL[١,٠,٠,٠,٢,١] : المتغير التابع عجز الموازنة BD_t

المتغيرات المستقلة	المعلمة	t-Statistic	Prob
CAD	2.559633***	2.408278	0.0224
INF	-0.824611***	-2.446096	0.0205
INT	2.009930	1.613064	0.1172
RER	-1.643767***	-2.646646	0.0128
MS	-0.015321**	-1.995714	0.0551
Constant	-14.99225	-0.984982	0.3325

***معنوية عند مستوى ١% . **معنوية عند مستوى ٥% .

■■ أن عجز الموازنة العامة كنسبة من الناتجBD فى مصر يتحدد عكسيا بكل من معدل التضخم INF وسعر الصرف الحقيقيRER وعرض النقود الواسع Ms ، وبمعنوبات عالية.

■■ جاء أثر معدل الفائدة على الاقراضINT غير معنوي أى محايدا.

الأثر فى الأجل القصير:

وبتقدير معادلة تصحيح الخطأ لنموذجARDL [١,٠,٠,٠,٠,٢,١] يوضح جدول (٤) نتائج تقدير المعادلة (٤) وهو ما يقيس الأثر في الأجل القصير ومنه يتضح أن:

جدول(٧) معلمات الأجل القصير لنموذج نموذج ARDL[١,٠,٠,٠,٠,٢,١] : المتغير التابع الفروق الاولى لعجز الموازنة Δ BD

المتغيرات المستقلة	المعلمة	t-Statistic	Prob
Δ (BD(-1))	-0.271018***	-2.720413	0.0107
Δ (CAD)	0.745402***	4.852322	0.0000
Δ (INF)	-0.254116****	-3.466081	0.0016
Δ (INT)	0.683976*	1.826703	0.0777
Δ (RER)	-2.565426***	-8.016142	0.0000
Δ (MS)	0.004627	0.999754	0.3254
Δ (MS(-1))	0.022216***	4.036400	0.0003
***ECT* (-1)**	-0.254913****	-6.862463	0.0000

***معنوية عند مستوى * . **1%** معنوية عند مستوى **10%**

■■ أن عجز الحساب الجاري له اثر معنوي كبير وموجب على عجز الموازنة العامة BD في الأجل القصير حيث تبلغ معلمة الفروق الاولى لعجز الحساب الجاري CAD) Δ) حوالي ٠,٧٥

■■ أن معدل التضخم INF Δ سعر الصرف الحقيقي RER Δ لهما أثر معنوي وسالب على عجز الموازنة العامة في الأجل القصير.

■■ جاء اثر عرض النقود الواسع Ms Δموجب وبمعنوية منخفضة.

■■أن معلمة التكيف *ECT* جاءت إشارتها سالبة وبمعنوية عالية وتبلغ سالب ٠,٢٥ ، مما يعنى وجود التوازن فى النموذج فى الأجل الطويل وان نسبة ٢٥% من الخلل يتم تصحيحه سنويا.

وبإعادة التقدير لنموذج تصحيح الخطأ باعتبار أن المتغير التابع هو عجز الحساب الجاري جاء اثر جميع المتغيرات معنويا فى الاجل القصير ، كما بلغت معلمة التكيف *ECT* سالب ٠,٥٠ جاءت وبمعنوية عالية.

نتائج اختبارات السببية :

أولا: فى الاجل القصير

يمكن اختبار السببية فى اطار نموذج ARDL باستخدام طريقتين:

١- احصائية t–Statistic لمعلمات الفروق الاولي للمتغيرات المستقلة بتقدير نموذج تصحيح الخطأ، لو كانت معنوية تتحقق السببية من المتغير المستقل الى المتغير التابع.

٢- احصائية F اختبار Wald test لمعلمات المتغيرات المستقلة حيث أن الفرض الصفري هو: أن المعلمات تساوي الصفر واذا تم رفضه استنادا إلى احتمالية قيم F– Statistic توجد علاقة سببية من المتغير المستقل الى المتغير التابع.

ومن نتائج تقدير المعادلة (٢) بجدول (٣) باعتبار الفروق الاولى لعجز الموازنة العامة للناتج BD المتغير التابع، ومن نتائج تقدير نفس المعادلة باعتبار الفروق الأولى عجز الحساب الجاريCAD المتغير التابع.

جدول(٨) نتائج اختبار السببية فى الاجل القصير باستخدام معنوية t-Statistic و Wald test

%عجز الحساب الجاري للناتج CAD	%عجز الموازنة العامة للناتج BD	المتغير المستقل/ المتغير التابع
t-Statistic(Prob) =4.87(0.00) **F-Wald test(Prob)=23.8** **Prob F(1, 30)0.000**		%عجز الموازنة العامة للناتج BD
	BD : t-Statistic(Prob)=4.1 (0.00) **$BD_{(-1)}$: t-tatistic(Prob)=-3.7(0.00)** **F-Wald test(Prob)=10.336** **Prob F(2, 28)0.005**	%عجز الحساب الجاري للناتج CAD

وحيث ان قيم t–Statistic معنوية للمتغير المستقل سواء كان عجز الحساب الجاري للناتج CAD أو عجز الموازنة العامة للناتج BD، ويمكن عدم قبول الفرض الصفري لاختبار Wald test فإن هناك علاقة سببية في الاتجاهين بين كل عجز الحساب الجاري للناتج CAD أو عجز الموازنة العامة للناتج BD فى الأجل القصير.

ثانيا: فى الأجل الطويل :

على الرغم من أن وجود علاقة معنوية بين متغيرين فى تقدير الانحدار الا انها لا تعني بالضرورة أن العلاقة سببية، كما أن وجود علاقة تكامل مشترك وأن كان يعني تحقق سببية جرانجر فى اتجاه واحد على الأقل ولكنه لا يثبت اتجاه السببية، وبالرغم من ذلك فى معلمة تصحيح الخطأ تساعد على تحديد اتجاه سببية جرانجر وقوته.

وبالتالي يمكن اختبار السببية فى اطار نموذج ARDL باستخدام ٣ طرق:

١- احصائية t–Statistic لمعلمات المتغيرات المستقلة فى الأجل الطويل، لو كانت معنوية تتحقق السببية من المتغير المستقل الى المتغير التابع.

٢- معنوية معلمة تصحيح الخطأ ECT من نموذج تصحيح الخطأ فى اطار نموذج ARD.

٣- اختبار سببية جرنجر Granger Causality Test: ويهدف اختبار Granger Causality Test بين متغيرين إلى تحديد اتجاه التأثير، وهل السببية Causality تسير فى اتجاه واحد؟، أى أن أحد المتغيرات يسبب الآخر وليس العكس؟ أم أن السببية تسير فى اتجاهين؟ او انه لا توجد علاقة بينهما؟ وتقوم فكرة هذا الاختبار على معرفة معنوية أثر المعلومات الماضية فى متغير ما على القيم الحالية للمتغير الآخر.

فإذا كان لدينا متغيرين هما عجز الحساب الجاري CAD وعجز الموازنة BD، وكان المتغيران غير ساكنان، فيمكن اختبار سببية جرنجر Granger Causality **باستخدام نموذج VAR ثنائى المتغيرات المبسط التالى (**Engle and Granger, 1987**) والفروق الأولىΔ للمتغيرات :**

$$\Delta CAD_t = \sum_{j=1}^{p} a_i \Delta CAD_{t-1} + \sum_{j=1}^{q} B_i \Delta BD_{t-j} + \phi_1 \varepsilon_{1t-1} + u_t \qquad (3)$$

$$\Delta BD_t = \sum_{j=1}^{p} a_i \Delta BD_{t-1} + \sum_{j=1}^{q} B_i \Delta CAD_{t-j} + \phi_2 \varepsilon_{2t-1} + u_t \qquad (4)$$

حيث أن :

- ε_{1t-1} **حد تصحيح الخطأ المبطأ لفترة واحدة الناتج من تقدير المعادلة :**

$$CAD_t = \omega_1 + \varphi_1 BD_t + \varepsilon_{1t}$$

- ε_{2t-1} **حد تصحيح الخطأ المبطأ لفترة واحدة الناتج من تقدير المعادلة :**

$$BD_t = \omega_2 + \varphi_2 CAD_t + \varepsilon_{2t}$$

واجراء اختبار Granger Causality Test**، تم الحصول على النتائج التالية:**

الفرض الصفري **H**٠:	**F-Statistic**	**Prob**
CAD does not Granger Cause BD	**3.65426**	**0.0359**
BD does not Granger Cause CAD	**2.04505**	**0.1441**

يتضح عدم قبول الفرض الصفري بأن سببية جرانجر لا تأخذ الاتجاه من عجز الحساب الجاري إلى عجز الموازنة أى قبول الفرض البديل وهو أن سببية جرانجر تأخذ الشكل :

$$\mathbf{CAD \rightarrow BD}$$

لكن فى مقابل قبول الفرض الصفري القائل بأن سببية جرانجر لا تأخذ الاتجاه من عجز الموازنة إلى عجز الحساب الجاري. وبالرجوع إلى جدول (٣) معلمات الأجل الطويل لنموذج نموذج ARDL[١,٠,٠,٠,٠,٢,١] : المتغير التابع عجز الموازنة BD ، وتقدير نموذج ARDL(١، ١، ٢، ٢، ١، ٢) للمتغير التابع عجز الحساب الجاري، يمكن تكوين الجدول التالي:

جدول(٩) نتائج اختبار السببية فى الأجل القصير باستخدام معنوية t-Statistic **و** Wald test

المتغير التابع	**t-Statistic(Prob)** معلمة للمتغير المستقل	**t-Statistic(Prob)** لمعلمة تصحيح الخطأ	**F-Statistic(Prob)** لسببية جرانجر	
BD	معنوية للمتغير CAD	معنوية	معنوية	
CAD	معنوية للمتغير BD	معنوية	غير معنوية	

وبالتالي في الأجل الطويل، فإن السببية تتجه من متغير عجز الحساب الجاري CAD وعجز الموازنة BD أو CAD $\rightarrow$ BD.

الخلاصة والتوصيات :

تهدف الدراسة إلى معرفة مدى قوة العلاقة بين عجز الموازنة والحساب الجاري من خلال اختبار فرضية العجز التوأم باستخدام نموذج متعدد المتغيرات ليعكس العلاقات الهيكلية، واختبار مدى انطباقها في مصر خلال الفترة (١٩٨١-٢٠١٩). ولتحقيق الهدف استخدمت الدراسة نموذج الحدود لتوزيعات الانحدار الذاتي المبطأة The Autoregressive Distributive Lag (ARDL) bounds **لاختبار وجود التكامل المشترك بين متغيرات النموذج، وهو ما يكافئ اختبار وجود علاقة توازنية فى الأجل الطويل بين عجز الميزانية العامة وعجز الحساب الجاري للتحقق من فرضية العجز المزدوج على حد سواء على المدى القصير والطويل. علاوة على ذلك ، وإذا كانت هذه العلاقة موجودة نقوم بتحليل اتجاه السببية. في الاجلين القصير والطويل بتوظيف معنوية المتغيرات ونموذج تصحيح الخطأ واستخدام اختبار سببية جرانجر.**

وحيث أن هدف الدراسة هو تقدير معلمات الأجل الطويل والقصير واختبار السببية فان استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية OLS لا تصلح إلا في حالة سكون السلاسل الزمنية اى عندما تكون السلاسل(كفرادى) متكاملة integrated **من الرتبة صفر**I(0)**. ولذا تم اختبار جذر الوحدة عند افتراض وجود تغيرات هيكلية في السلسلة ، بتوظيف النموذج** Innovational Outlier (IO**) والنموذج** AO) additive outliers**) أن سلسلة كل من عجز الموازنة**BD **ومعدل الفائدة** INT **والمعروض النقدي** Ms **ساكنة ومن الرتبة صفر** I(0)**. بينما جاءت نتائج الاختبار متعارضة بين السكون والتكامل من الرتبة الأولي لكل من عجز الحساب الجاري** CAD **ومعدل التضخم** INF **سعر الصرف الحقيقي. وبالتالي يمكن التوصل إلى أن هناك اختلاف في رتب المتغيرات.**

وكنتيجة لاختبارات جذر الوحدة تم اللجوء إلى اختبار ARDL **للمعادلة (٢) باعتبار عجز الموازنة كمتغير تابع وعجز الحساب الجاري كمتغير مستقل مع باقي المتغيرات حيث يتضح ان النموذج الأمثل المختار هو** ARDL**(٢، ٠، ٠، ٠، ١، ٢)، وأن قيمة** F–statistics **المحسوبة بلغت ٧,١٢٨ وباعادة التقدير للمعادلة (٢) بجعل متغير عجز الحساب الجاري كنسبة من الناتج** CAD **متغير تابع ومتغير عجز الموازنة العامة كنسبة من الناتج** BD **كمتغير مستقل مع باقي المتغيرات اتضح أن النموذج الأمثل المختار هو** ARDL**(١، ١، ٢، ٢، ١، ٢)، وأن قيمة** F– statistics **المحسوبة بلغت ٦,٥١٢.**

وهذا يدل على وجود علاقة تكامل مشترك، ومن ثم وجود علاقة توازنية فى الأجل الطويل، بين عجز الحساب الجاري CAD **وبين عجز الموازنة العامة** BD **والتضخم** INF **و معدل الفائدة على الاقراض** INT **وسعر الصرف الحقيقي** RER **وعرض النقود الواسع** Ms **.**

وفى الأجل الطويل: أمكن التوصل الى أن عجز الموازنة فى مصر (في الأجل الطويل) يتحدد طرديا بعجز الحساب الجاري وبمعنوية عالية حيث تؤدى زيادة بعجز الحساب الجاري بنقطة واحدة إلى زيادة عجز الموازنة العامة بمقدار ٢,٦ نقطة، ويتحدد عكسيا بكل من معدل التضخم

INF وسعر الصرف الحقيقيRER وعرض النقود الواسع Ms ، وبمعنوبات عالية، بينما جاء أثر معدل الفائدة على الاقراضINT غير معنوي اى محايدا. لكن عند تقدير المعادلة (٢) باعتبار أن المتغير التابع هو عجز الحساب الجاري توضح النتائج عدم معنوية جميع المتغيرات فى الأجل الطويل.

وفى الأجل القصير، وبتقدير معادلة تصحيح الخطأ لنموذج ARDL[١,٠,٠,٠,٠,٢,١] يتضح أن عجز الحساب الجاري له أثر معنوي كبير وموجب على عجز الموازنة العامة BD في الأجل القصير حيث تبلغ معلمة الفروق الاولى لعجز الحساب الجاري حوالي ٠,٧٥ ، بينما كان لمعدل التضخم سعر الصرف الحقيقي لهما اثر معنوي وسالب على عجز الموازنة العامة في الأجل القصير ، وأخيرا جاء اثر عرض النقود الواسع موجب وبمعنوية منخفضة .

كما أن معلمة التكيف *ECT* جاءت إشارتها سالبة وبمعنوية عالية وتبلغ سالب ٠,٢٥ ، مما يعنى وجود التوازن فى النموذج فى الأجل الطويل وان نسبة 25% من الخلل يتم تصحيحه سنويا.

وبإعادة التقدير باعتبار ان المتغير التابع هو عجز الحساب الجاري جاء أثر جميع المتغيرات معنويا فى الاجل القصير ، كما بلغت معلمة التكيف *ECT* سالب ٠,٥٠ جاءت وبمعنوية عالية.

وفيما يخص العلاقة السببية في الاجل القصير، وبتوظيف قيم t–Statistic ومعلمات اختبار وWald test فإن هناك علاقة سببية في الاتجاهين بين كل عجز الحساب الجاري للناتج CAD أو عجز الموازنة العامة للناتج BD فى الاجل القصير.

وفى الأجل الطويل: وباستخدام احصائية t–Statistic لمعلمات المتغيرات المستقلة فى الاجل الطويل، ومعنوية معلمة تصحيح الخطأ ECT من نموذج تصحيح الخطأ فى اطار نموذج ARD، واختبار سببية جرنجر Granger Causality Test اتضح أنه في الأجل الطويل، فإن السببية تتجه من متغير عجز الحساب الجاري CAD وعجز الموازنة BD.

وفى ضوء هذه النتائج توصي الدراسة باتخاذ التدابير التالية:

- فى الأجل القصير يجب العمل على تقييد السياسة المالية من خلال تحقيق الاستقرار فى سعر الفائدة واستقرار التضخم، مزيد من التنسيق بين السياسة المالية والسياسة النقدية.
- وفى الأجل الطويل يكون التركيز على تحقيق استقرار سعر الصرف والتحكم فى مدى انفتاح الاقتصاد المصري على العالم.

قائمة المراجع :

Abell, J.D. **(1990), "*Twin Deficits During the 1980's: An Empirical Investigation*",** *Journal of Macroeconomics*, 12 , pp. 81-96

Abu Bakarr, T. (2014), "***Fiscal Deficits and Current Account Imbalances: Evidence from Sierra Leone***", *International Journal of Business and Social Science,* 5, No. 8(1).

Albu, Lucian Liviu & Pelinescu, Elena, 2001. "***Short-Term Forecasting Of Six Macroeconomic Indicators***", Journal for Economic Forecasting, *Institute for Economic Forecasting*, 0(4), pp. 117-119.

Ali, S, and et. al. (2011), "***Old Wine in New Bottles: Testing the Keynesian Preposition of Twin Deficit in Case of Pakistan***", *International Journal of Business and Social Science*, 2 (5).

Asrafuzzaman , Amit R. and Sanat D. (2013), "*An Empirical Investigation of Budget and Trade Deficits: The Case of Bangladesh*,", International Journal of Economics and Financial Issues, *Econjournals*, 3(3), pp. 570-579.

Banday, U. J. and Aneja, R. (2018), "***Does Fiscal Deficit Affect Current Account Deficit in India? An Econometric Analysis***", *Review of Market Integration*, 9 (3), pp. 155-174.

Dewald, V.G. and Ulan, M. (1990), "***The Twin Deficits Illusion***", *Cato Journal*, 9 (3), pp. 689-707.

El-Baz, O. (2014), "***Empirical investigation of the twin deficits hypothesis: The Egyptian case (1990-2012)",*** MPRA Paper No. 53428.

*Engle, R F.,and Granger, Clive W.J., (1987), "**Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing**", Econometrica* .55, pp: 251-276.

Fetherston, M.J. **and Godley, W. (1978)**, "***New Cambridge*" *Macroeconomics and Global Monetarism: Some Issues in the Conduct of UK Economic Policy***", in, K. Brunner and A.H. Meltzer (eds), *Public Policies in Open Economies, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy,* vol. 9(1), pp 33–65.

Ganchev, G. (2010), "***The twin deficit hypothesis: the case of Bulgaria***" *Financial Theory and Practice*, 34 (4), pp. 357-377.

Helmy, O. and Zaki, C. (2015), "***The Nexus between internal and external macroeconomic imbalances: evidence from Egypt***", *Middle East Development Journal,* 9 (2), pp. 198-232.

Marinheiro, C. F. (2007), "***Ricardian equivalence, twin deficits, and the Feldstein–Horioka puzzle in Egypt***", *Journal of Policy Modeling*, 30 (6), pp. 1041-1056.

Miller, S.M. and Russek, F.S. (1989) "***Are the Twin Deficits Really Related?***", *Contemporary Policy Issues*, 8, pp. 91-114.

Nazier, H, and Mona E. (2012) "***Empirical Investigation of Twin Deficits Hypothesis in Egypt (1992-2010)***", *Middle Eastern Finance and Economics*, Issue 17.

Normandin, M. (1999), "***Budget deficit persistence and the twin deficits hypothesis***", *Journal of international economics*, 9(1), pp. 171-193

Puah, C. and et al. (2006), "***Budget-current account deficits nexus in Malaysia***", *Faculty of Economics and Business University Malaysia Sarawak.*

Sakyi, D. and Eric Evans O.. (2016), "***The Twin Deficits Hypothesis in Developing Countries: Empirical Evidence for Ghana***", *International Growth Center.*

Sinicakova, M., and et. al. (2017), "T***win Deficits Threat in the European Union***", *E&M Economics and Management*, 20(1), pp.144-156.

Wirasti, A. & Widodo, T. (2017), "***Twin Deficit Hypothesis and Feldstein-Horioka Hypothesis: Case Study of Indonesia***", *MPRA Paper* No. 77442.

السـواعي، خالد ونهار، أنور، (٢٠١٥)، العجز ***التوأم في ظل المتغيرات النقدية والمالية والنمو الاقتصادي والانفتاح التجاري: حالة الأردن***"، *المجلة الأردنية للعلوم الاقتصادية*، الجامعة الأردنية، ص ص.٩٧-١١٤.

عبد القادر، السيد متولي ، (٢٠١٥)، "***محددات التلوث البيئي في إطار فرضيات منحنى كوزنتس البيئي: دراسة حالة مصر***"، *مجلة الدراسات والبحوث التجارية*، كلية التجارة ، جامعة بنها، العدد الرابع، ٢٠١٥.

عبد ربة، نشوى محمد، (٢٠٢٠)، "***العجز التوأم دراسة حالة مصر للفترة (١٩٧٥-٢٠١٨)***" ، *قسم الاقتصاد والمالية العامة*، كلية التجارة، جامعة طنطا.