مجلة بنها للعلوم الإنسانية الترقيم الدولي الموحد للطباعة:(2537-0170)
العدد (1) الجزء (2) السنة (2022) , (554-527) الترقيم الدولي الموحد الإلكتروني : (2537-0189)
https://bjhs.journals.ekb.eg

تحليل ونمذجة محددات إستدامة الحساب الجاري في مصر

محمد احمد جوده منتصر ابراهيم

قسم الاقتصاد–كلية التجارة–جامعة بنها

ملخص

استهدف البحث الحالي دراسة العلاقة بين تطورات ومحددات إستدامة الحساب الجاري في مصر خلال الفترة الممتدة من عام 1974وحتى عام 2019. وتستعرض الدراسة الإطار النظري وأهم الأدبيات التي تناولت علاقة إستدامة الحساب الجاري والسياسة التجارية. كما تقوم الدراسة بتحليل أداء الحساب الجاري ومكوناته في مصر. ولقياس إستدامة الحساب الجاري، سوف تقوم الدراسة بتطبيق إختبارات التكامل المتناظر (بعد فحص سكون السلاسل الزمنية محل الدراسة). وقد تبين 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. وأشارت نتائج نموذج تصحيح الخطأ ECM إلى إمكانية تصحيح الأخطاء قصيرة الأجل للعودة إلى الوضع التوازني طويل الأجل، ونظراً لأن حد تصحيح الخطأ معنوي عند مستوي معنوية 5%، كما أنه ظهر بإشارة سالبة، مما يؤكد وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل، حيث بلغت قيمة معامل تصحيح الخطأ (1.6– ECT)، وبهذا فإنّ أي صدمة قصيرة الأجل سوف يتم تصحيحها خلال سبع أشهر ونصف تقريبا. كما أظهر النموذج القياسي خلوه من أي مشاكل هيكلية أو قياسية.

الكلمات الافتتاحية : الإستدامة، الحساب الجاري، السياسة التجارية، الصادرات، الورادات، مصر.

JEL Classification: H61,H62,H63 - F32, F34.

1- مقدمة

في ظل معاناة العديد من دول العالم من الإختلالات الخارجية المزمنة، تسببت جائحة COVID–19 في انخفاض حاد في تدفقات التجارة الدولية، وتراجع أسعار السلع Commodity prices وتحركات كبيرة في أسعار الصرف، ولكنها أدت إلى انخفاض محدود في عجز وفوائض الحساب الجاري العالمي. ولا تزال تلوح في الأفق مخاطر موجات العدوى الجديدة وانعكاس تدفقات رأس المال والمزيد من التراجع في التجارة العالمية. يظهر تقرير القطاع الخارجي لصندوق النقد الدولي الصادر في أغسطس 2020، أن عجز الحساب الجاري والفوائض الإجماليه في عام 2019 كان أقل بقليل من 3% من إجمالي الناتج المحلي العالمي، أي أقل بقليل

من العام السابق. تشير أحدث توقعات صندوق النقد الدولي لعام 2020 إلى مزيد من التراجع بنحو 0.3 % من إجمالي الناتج المحلي العالمي، وهو انخفاض أكثر تواضعًا مما حدث بعد الأزمة المالية العالمية قبل 10 سنوات (Martin and Daniel, 2020).

وقد قَدّرَ صندوق النقد الدولي نسبة الحساب الجاري العالمي إلى الناتج المحلي الإجمالي العالمي بـ 2.9% في عام 2019، بانخفاض نسبته 0.2% عن العام الذي سبقه، وأكد أن آفاق الفوائض والعجز في الحسابات الجارية لمختلف دول العالم تبدو هذا العام متقلبة إلى حد بعيد، وذلك بسبب التداعيات الناجمة عن تفشي فيروس «كورونا» المستجد. وقد أدت الجائحة إلى انخفاض حاد في حجم التجارة الدولية، وتراجع أسعار السلع ومزيد من التشدد في شروط التمويل الخارجي (Otaviano,2018).

ومع استمرار عدم اليقين بشأن إستمرار تداعيات كوفيد –19، فإنه من المتوقع أن تشهد الاقتصادات التي تعتمد على القطاعات المتضررة بشدة(مثل النفط والسياحة) أو التي تعتمد على التحويلات Remittances، انخفاضًا في أرصدة حساباتها الجارية بما يتجاوز 2٪ من إجمالي الناتج المحلي. ويلاحظ إنخفاض الإختلالات العالمية بشكل طفيف منذ ذلك الحين. بعد الأرتفاع الكبير لتلك الإختلالات قبل الأزمة المالية العالمية وتلاشيها في أعقاب – الأزمة المالية العالمية، ظل المجموع المطلق للفوائض والعجز قريبا من 3.25% من الناتج المحلي الأجمالي العالمي (تم الإقتراب من خصائص المرحلة الأولي في –تراجع رصيد الحساب الجاري العالمي (المجموع المطلق لجميع الفوائض والعجز) بشكل طفيف وإنخفض إلي 2.9% من الناتج المحلي الأجمالي العالمي العام الماضي، أي أقل بمقدار 0.2% عن عام 2018(IMF,2020).

وقد كان إجمالي أرصدة الحساب الجاري العالمي كحصة من الناتج العالمي حتي العقد الأول من الألفية، أكبر بمرتين مما كانت علية في منتصف الثمانينيات ، في حين زادت مراكز الأصول الأجنبية الصافية بمقدار ثلاثة أضعاف. كما أن الخلل في الحساب الجاري العالمي أخذ في الأرتفاع مع الولايات المتحدة وغيرها من الأقتصاديات المتقدمة الرئيسية التي تعاني من عجز مستمر في الحساب الجاري مقابل بعض الأقتصاديات الناشئة ذات الفوائض الكبيرة. وتجدر الإشارة إلي أن عجز الحساب الجاري للولايات المتحدة الأمريكية لعام 2007 قد إرتفع إلي 6% مقارنة بنحو 2.4٪ في عام 1998. وبالمثل، فقد اتسع عجز الحساب الجاري في منطقة اليورو بما يزيد عن 4٪ من إجمالي الناتج المحلي في عام 2008.. Bracke, Bussière, Fidora and Straub,2010).

تُعد أرصدة الحسابات الجارية مقياسا مهما لواضعي السياسات والمستثمرين لأنها تمثل مؤشرا للأداء الاقتصادي للبلد ومعبرا عن تعاملاته الخارجيه وموقفه من حيث القوة أو الضعف. ولأن "الاختلالات المؤقتة أو قصيرة الأجل في الحساب الجاري تؤدي إلى توقف مشاكل أقل لأنها قد تمثل نتيجة طبيعية لإعادة تخصيص رأس المال إلى البلد حيث يميل عامل الإنتاج إلى تلقي أعلى معدل عائد من ناحية (Hakkio, 1995). ومن

ناحية أخرى، يمثل العجز الضخم والمستمر (طويل الأجل) في الحساب الجاري مشكلة اقتصادية تتطلب استجابة السياسة الاقتصادية، حيث يؤدي ارتفاع العجوزات طويلة الأجل إلى مستوى غير مستدام من المديونية الخارجية، وبالتالي إلى عملية تعديل متخلفة أو مكلفة عن طريق انخفاض الطلب الكلي والنمو الاقتصادي (Lanzafame, 2010).

يتكون الحساب الجاري– الذي يعد أحد أقسام ميزان المدفوعات – من أربعة أقسام: **السلع والخدمات والدخل** (مثل الرواتب ودخل الاستثمار) **والتحويلات من جانب واحد** (على سبيل المثال، تحويلات العاملين بالخارج). وعندما تدخل معاملة جارية الحساب، يتم تسجيلها كائتمان؛ عندما تغادر قيمة الحساب، يتم تمييزها كخصم. في الأساس، يحدث عجز الحساب الجاري عندما يترتب علي المعاملات دفع أموال أكثر مما يتم جلبها إلى الإقتصاد(Baharumshah (and Lau,2003).

وقد تنشأ اختلالات مؤقتة في الحساب الجاري بسبب إعادة تخصيص رأس المال للبلدان التي تعطي عوائد محتملة أعلى لعوامل الإنتاج، وخاصة العوائد الأعلى لرأس المال (وقد تتلاشى مثل هذه الاختلافات في عوائد رأس المال على الأجل الطويل، وبالتالي لا تؤدي إلى اختلالات مستمرة في الاقتصاد. من ناحية أخرى، يميل العجز الكبير والمستمر في الحساب الجاري إلى حدوث مشاكل خطيرة وقد يتطلب استجابة مناسبة من السياسات الأقتصادية. وبشكل أكثر تحديدًا، على المدى الطويل، يؤدي ارتفاع عجز الحساب الجاري إلى إنخفاض قيمة العملة المحلية وزيادة سعر الفائدة المحلي مقارنة بأسعار الفائدة الأجنبية. وينتج عن ذلك زيادة أخرى في حجم الواردات وتراكم الديون الخارجية أكبر مما يفرض بشكل غير مباشر عبئًا أكبر على الأجيال القادمة(Hakkio,op.cit).

وتطبيقيا فقد تم اعتبار النهج متعدد الفترات، الذي قدمة (Sachs,1981)، وتم تطويره بواسطة (Obstfeld and Rogoff, 1996)، باعتباره تطورا نظريا مهما لشرح ما إذا كان عدم التوازن في الحساب الجاري للاقتصاد مستدامًا على الأجل الطويل أم لا. يعتمد هذا النهج على افتراضات التنقل المثالي لرأس المال وسلوك تجانس الاستهلاك.

كما أجرى Holman (2001)، تحليلا لعجز الحساب الجاري واستدامته بالتطبيق على للولايات المتحدة، ووجد أن العجز كان مستدامًا على المدى القريب ومن غير المحتمل أن يتسبب في أي اضطراب في الاقتصاد. ومع ذلك، حذر (Mann,2002)، من أن استمرار عجز الحساب الجاري في الولايات المتحدة سيؤدي إلى صافي الاستثمار الدولي السلبي بشكل متزايد. ومع ذلك، فإن التكيف طويل الأجل مع العجز التجاري الأصغر سيكون ممكنًا من خلال تنفيذ تدابير السياسة المناسبة.

وقد أجرت دراسة(Mark, Panagiotidis and Sharma,2011)، تحقيقًا في استدامة الحساب الجاري الهندي باستخدام البيانات لعام 1950 وما بعده. وكان الشرط الضروري لاستدامة الحساب الجاري هو أن يتم تكامل الصادرات والواردات.

ومما يؤكد على ذلك ما أوضحته دراسة (Özata,2014)، في تركيا، عبر تطبيق نموذج الانحدار الذاتي الهيكلي (SVAR) للتحقيق في آثار واردات الوقود وسياسة الصرف الأجنبي على عجز الحساب الجاري والنمو الاقتصادي في تركيا، تبين وجود علاقة طويلة الأجل بين واردات النفط الحقيقي وسعر الصرف الفعلي الحقيقي والدخل المحلي والحساب الجاري.

وخلصت دراسة (2009) Kim et al، بالتطبيق على (إندونيسيا وكوريا وماليزيا والفلبين وتايلاند)، للفترة (1981– 2003) بيانات ربع سنوية، إلى أن الأزمة الآسيوية لم تكن ناجمة عن عجز الحساب الجاري لهذه البلدان، حيث كانت حساباتهم الجارية على مسار مستدام.

وعلى نطاق أوسع، قيمت دراسة (2018) Giri and Mohapatra، استدامة الحسابات الجارية لمجموعة من خمسة اقتصادات في جنوب آسيا، وهي الهند وباكستان وبنغلاديش وسريلانكا ونيبال للفترة 1985 – 2016. تم استخدام نموذج اختبار التكامل المشترك بواسطة لفحص العلاقة طويلة المدى بين الصادرات والواردات، لكن تقديرات معامل الانحدار ظهرت أنها أقل من واحد بما يشير إلى ضعف الاستدامة.

وفي ذات السياق، إختبرت دراسة (Yaya, Sissoko and Jozefowic, 2016)، استدامة الحساب الجاري لخمس دول في رابطة أمم جنوب شرق آسيا (آسيان): إندونيسيا وماليزيا والفلبين وسنغافورة وتايلاند. وتبين أنه لابد من جعل التكامل مسألة أسياسية من أجل استدامة الحساب الجاري على المدى الطويل لهذه البلدان.

وفي الأمريكيتين، بحثت دراسة (Husein, Jamal and Pier,2019)، الاستدامة طويلة المدى لاختلال الحساب الجاري لعشرين من اقتصادات أمريكا الشمالية واللاتينية خلال الفترة (1970–2016)، إلى وجود علاقة طويلة الأمد بين الواردات والصادرات لإحدى عشرة دولة من أصل عشرين دولة تم فحصها.

وبناء على ما سبق، تتمثل المشكلة الرئيسية للدراسة في السؤال الرئيسي التالي "إلى أي مدى يمكن قياس وتحليل إستدامة الحساب الجاري المصري؟

وينبثق عن هذا التساؤل عدد من الأسئلة الفرعية، هي:

- ما هي تطوارت الحساب الجاري في مصر خلال فترة الدراسة؟
- هل حقق الاقتصاد المصري استدامة الحساب الجاري؟

يهدف البحث إلى" قياس وتحليل محددات إستدامة الحساب الجاري في مصر خلال الفترة (1974-2021). وتعتمد الدراسة – في سبيل اختبار فرضيتها وتحقيق أهدافها –على المنهج التحليلي والمنهج القياسي. يستخدم المنهج التحليلي في استعراض تطور وتحليل الحساب الجاري وعلاقته بالسياسة التجارية في مصر منذ الإنفتاح الاقتصادي عام 1974 حتى2021. وبخصوص المنهج القياسي، فتعتمد الدراسة لدى قياس العلاقة بين السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة على منهج التكامل المشترك. ويتطلب تطبيق منهج التكامل المشترك إجراء اختبارات جذور الوحدة للتأكد من سكون السلاسل الزمنية. وتتسم بيانات السلاسل الزمنية بعدم السكون(اتجاه المتغيرات الاقتصادية للتزايد عبر الزمن). ويترتب على استخدام تلك المتغيرات غير الساكنة فى صورة المستويات Levels ظهور مشكلة الانحدار الزائف (عدم وجود علاقة حقيقية تربط بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة محل الدراسة).

تختبر الدراسة الفرضة الرئيسية التالية: توجد علاقة تبادلية طويلة الأجل بين نسبة الحساب الجاري إلى الناتج كمتغير تابع ومحددات إستدامته كمتغيرات مستقلة (معدل النمو- عجز الموازنة إلى الناتج- التجارة إلى الناتج –سعر الصرف الحقيقي).

2- مراجعة مختصرة للأدبيات:

جذبت محددات الحساب الجاري اهتمام العلماء في أوائل الثمانينيات. هناك بعض الدراسات التجريبية التي تحلل محددات الحساب الجاري، للتأكد من مستوى الحساب الجاري الذي يمكن اعتباره "منتظمًا" للدولة، بناء على مجموعة من سمات الاقتصاد الكلي. وتتضمن هذه الأساسيات الاقتصادية عادة نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، والديموغرافيا، والرصيد المالي وصافي الأصول الأجنبية الأولية. وتستند الدراسات الرئيسية حول تقلبات الحساب الجاري على المدى القصير إلى افتراض أن الحساب الجاري يعمل كحاجز ضد الصدمات المؤقتة للدخل، ولتسهيل الاستهلاك وتحقيق أقصى قدر من الرفاهية. أبرز الدراسات في هذا الاتجاه أجراها (Bussière et al. 2004).

كذلك قدمت دراسة (Chinn & Prasad, 2003)، المحددات متوسطة الأجل للحسابات الجارية لعينة كبيرة من البلدان الصناعية والنامية. واعتمد التحليل على نماذج بانل داتا. وبينت ارتباط أرصدة الحسابات الجارية ارتباطا إيجابيا بأرصدة الموازنة الحكومية والمخزونات الأولية لصافي الأصول الأجنبية.

وعليه، تتعدد المحددات الخاصة بالحساب الجاري وفي مقدمتها (الدخل والتركيبة السكانية والتجارة والخصائص المالية) ورافعات السياسة (سياسات الاقتصاد الكلي والبيئة المؤسسية) التي تؤثر على الحساب الجاري (IMF, 2018).

ويبقى الدخل من أهم محددات أداء الحساب الجاري، حيث يؤدي ارتفاع متوسط نمو الإنتاج أو الإنتاجية إلى تقليل أو زيادة عجز الحساب الجاري. وهذا يعتمد على ما إذا كانت تشير إلى زيادة مؤقتة أو دائمة في الدخل. إذا كان مؤقتًا، سيرتفع الادخار وينخفض العجز، خاصة على المدى القصير(Phillips,2013).

وتأتي التركيبة السكانية كمحدد ثان لحالة الحساب الجاري. ومع ذلك، يمكن أن يكون للنمو في السكان في سن العمل آثار غامضة، مما يؤدي إلى زيادة الادخار والاستثمار من ناحية. ومن ناحية أخرى، يرتبط شيخوخة السكان السريعة بارتفاع الادخار وانخفاض العجز، حيث يشير ذلك جزئيا إلى زيادة طول العمر والخطر بين السكان في سن العمل الحاليين والضغوط المستقبلية على أنظمة المعاشات التقاعدية (IMF,2017).

واستهدفت دراسة (Putri and Aimon, 2018)، تحليل وشرح العلاقة السببية لميزان الحساب الجاري مع متغيرات الاقتصاد الكلي باستخدام أسلوب VAR (Vector Autoregression). استخدمت البيانات الواردة في هذه الدراسة سلاسل زمنية من الربع الأول من عام 2005 إلى الربع الرابع من عام 2015. وأظهرت النتائج أن متغيرات الاقتصاد الكلي ليس لها علاقة سببية بميزان الحساب الجاري في إندونيسيا.

وكشفت دراسة (Behera and Yadav, 2019)، عبر منهجية تصحيح الخطأ لجوهانسن Johansen's VECM، أن الحساب الجاري للهند مدفوع بالعجز المالي، ومعدلات نمو التجارة، والتضخم، والانفتاح التجاري، ونمو الدخل النسبي، وعامل الإعالة العمرية. وفي ذات السياق، أظهرت دراسة (Tang,2019)، أن التكامل المالي قد سهل ارتفاع عجز الحساب الجاري، حيث ألغى الاتحاد النقدي الأوروبي القيود التنظيمية على تدفقات رأس المال عبر الحدود.

وفي جنوب شرق آسيا، بحث دراسة (Aimon,Putri Kurniadi & Ulfa,2020)، المحددات والسببية بين رصيد الحساب الجاري. وباستخدم سلاسل مقطعية للفترة (2000–2017) وللدول (إندونيسيا والفلبين وفيتنام ولاو وميانمار وكمبوديا). أظهرت الدراسة أن هناك ثلاث نتائج مهمة في هذه الدراسة. أولا، يتأثر ميزان الحساب الجاري إيجابياً بالتطور المالي والإنفاق الحكومي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وسعر الصرف الحقيقي، بينما يتأثر سلباً بالاستثمار الأجنبي المباشر. ثانياً، يتأثر الاستثمار الأجنبي المباشر إيجابياً بالناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وسعر الصرف الحقيقي والانفتاح الاقتصادي وميزان الحساب الجاري، بينما يتأثر سلباً بالتضخم. ثالثًا، هناك علاقة سببية بين رصيد الحساب الجاري والاستثمار الأجنبي المباشر، حيث يؤثر المتغيرين بشكل كبير على بعضهما البعض.

وفي سياق استدامة الحساب الجاري، فقد سعت العديد من الدراسات لتقييم استدامة الحساب الجاري لتحديد قدرة الاقتصاد علي تحقيق التوازن الخارجي. ومن بينها دراسة (kalyocu Kaplan 2014) ودراسة

(Hassan et al, 2015) ودراسة sissokoar jozefwocz، اللتين قيمتا استدامة الحساب الجاري في مجموعة الاسيان (أندونيسيا وماليزيا والفلبين وسنغافورة وتايلاند) من خلال تحليل البيانات المقطعية وبالاعتماد علي القيد الزمني للإقتراض خلال الفترة (1981 – 2008)، وتوصلت لوجود إستدامة في الحساب الجاري المجمع لهذه الدول، حيث تتكامل الصادرات مع الواردات ومدفوعات التحويلات والفائدة. أما الدراسة الثانية فقد حللت أوضاع هذة الإستدامة في الأجلين القصير والطويل، وذلك عبر سلسة زمنية تمتد من (1970–2010). وقد ثبتت وجود إستدامة الحساب الجاري في الأجل القصير والطويل معا. وبما يخالف التفسير الشائع لأسباب نشوب أزمة هذة الدول في العام 1997 القائل بأنها ترجع لغياب هذة الإستدامة .

وفي المقابل، وبالاعتماد علي نفس المنهجية في القياس انتهت الدارسة الثالثة لوجود استدامة قوية في الحساب الجاري في حالتي ماليزيا وتايلاند. أما في حالة سنغافورة فهي لديها إستدامة في حسابها الجاري لكنها إستدامة من النوع الضعيفة. أما الحساب الجاري في أندونيسيا والفلبين فلا لايحقق معايير الاستدامة وفي حالة ماليزيا تعارض نتيجة الدراسة السابقة ماتوصلت اليه دراسة (Hassan,2013) بغياب الاستدامة عن الحساب الجاري خلال الفترة من (1980 – 2021).

وفي مجموعة دول البريكس البرازيل والهند وجنوب افريقيا حاولت دراسة (Tastan and aric,2016)، توصلت الدراسة إلى غياب هذه الاستدامة عن حالة البرازيل والهند وتحققها في حالة جنوب إفريقيا وحدها خلال فترة التحليل القياسي. وفي التجربة الهندية حاولت دراسة (Tiwari,2012)، بالاعتماد علي تحليل التكامل المشترك مع الأخذ في الاعتبار التغييرات الهيكلية توصلت الدراسة لوجود استدامة في الاجل الطويل بين الصادرات والواردات الغير نفطية علي عكس الوضع بين الصادرات والواردات النفطية وبما يعني وجود استدامة في الحساب الجاري للهند في التجارة السلعية غير النفطية فقط.

وقد أجرت دراسة(2011) Mark , Panagiotidis and Sharma، تحقيقًا في استدامة الحساب الجاري الهندي باستخدام البيانات لعام 1950 وما بعده. وكان الشرط الضروري لاستدامة الحساب الجاري هو أن يتم تكامل الصادرات والواردات. وحول العوامل المحددة لإستدامة الحساب الجاري، يأت عجز الحساب الجاري كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي كمقياس شائع الاستخدام يحدد استدامة عجز الحساب الجاري. ومما يؤكد على ذلك ما أوضحته دراسة (2014) Özata من اعتماد تركيا على واردات الطاقة عاملاً رئيسياً وراء تضخم عجز الحساب الجاري، حيث كان النهج التقليدي لبحث تحسين الخلل الخارجي يقوم على وظائف الاستيراد والتصدير. وعبر تطبيق نموذج الانحدار الذاتي الهيكلي في تركيا، تبين وجود علاقة طويلة الأجل بين واردات النفط الحقيقي وسعر الصرف الفعلي الحقيقي والدخل المحلي والحساب الجاري.

كما أجرى (2001) Holman، تحليلا لعجز الحساب الجاري واستدامته بالتطبيق على للولايات المتحدة، ووجد أن العجز كان مستدامًا على المدى القريب ومن غير المحتمل أن يتسبب في أي اضطراب في

الاقتصاد. وفي آسيا، أظهرت دراسة (2009) Kim et al، عبر اختبارها استدامة الحساب الجاري للاقتصادات الآسيوية المتأثرة بخمسة أزمات (أي إندونيسيا وكوريا وماليزيا والفلبين وتايلاند)، للفترة (1981–2003) بيانات ربع سنوية، واختبارات جذر الوحدة، خلصت الدراسة إلى أن الأزمة الآسيوية لم تكن ناجمة عن عجز الحساب الجاري لهذه البلدان، حيث كانت حساباتهم الجارية على مسار مستدام.

وعلى نطاق أوسع، قيمت دراسة (2018) Giri and Mohapatra، استدامة الحسابات الجارية لمجموعة من خمسة اقتصادات في جنوب آسيا، وهي الهند وباكستان وبنغلاديش وسريلانكا ونيبال للفترة 1985 – 2016. تم استخدام نموذج اختبار التكامل المشترك بواسطة لفحص العلاقة طويلة المدى بين الصادرات والواردات، لكن تقديرات معامل الانحدار ظهرت أنها أقل من واحد بما يشير إلى ضعف الاستدامة.

ورغم ذلك، تعاني غالبية اقتصادات جنوب آسيا من عجز مستمر في حسابها الجاري إلى جانب ارتفاع الاقتراض الخارجي، مما يثير الشكل في استدامة التزامهم الخارجي على المدى الطويل. وقد بحثت دراسة (Sahoo, Suresh and Umakant,2016)، بالتطبيق على تجمع دول السارك خلال الفترة (1980–2014). ووجدت أن الحساب الجاري لجزر المالديف وسريلانكا مستدام على المدى الطويل، بينما بالنسبة لبقية اقتصادات جنوب آسيا، فإن الحساب الجاري غير مستدام. هذه النتائج لها آثار سياسية مهمة.

وفي ذات السياق، إختبرت دراسة (2016) Yaya, Sissoko and Jozefowic، استدامة الحساب الجاري لخمس دول في رابطة أمم جنوب شرق آسيا (آسيان): إندونيسيا وماليزيا والفلبين وسنغافورة وتايلاند. وقد بينت أنه لتسريع النمو الاقتصادى وتحقيق النمو والتقدم الثقافى والاستقرار والسلام الاقليمى بين الدول الاعضاء، لابد من جعل التكامل مسألة أسياسية من أجل استدامة الحساب الجاري على المدى الطويل لهذه البلدان.

وفي الأمريكتين، بحثت دراسة (2019) Husein, Jamal and Pier، الاستدامة طويلة المدى لاختلال الحساب الجاري لعشرين من اقتصادات أمريكا الشمالية واللاتينية خلال الفترة (1970–2016)، وبعد إجراء اختبارات جذر الوحدة التي تسمح بفواصل هيكلية محددة داخليًا وتستخدم العديد من تقنيات التكامل المشترك، توصلت إلى وجود علاقة طويلة الأمد بين الواردات والصادرات لإحدى عشرة دولة من أصل عشرين دولة تم فحصها.

وفي اليونان، درس (Sophocles et al,2010)، عوامل الاقتصاد الكلي والمالية والهيكلية الرئيسية التي شكلت تطورات الحساب الجاري في اليونان خلال الفترة من 1960 إلى 2007 ومناقشة هذه التطورات فيما يتعلق بقضية الاستدامة الخارجية.

وفي إسبانيا، بين نهاية عام 2016 ونهاية الربع الأول من عام 2019، انخفض فائض الحساب الجاري للاقتصاد الإسباني من 2.3٪ إلى 0.7٪ من الناتج المحلي الإجمالي (أرقام تراكمية لمدة 12 شهرًا). على

الرغم من استمراره في الفائض، إلا أنه من الواضح أن الاتجاه طظ هابطا جراء الأزمة التي عانها الاتحاد الأوروبي من 2008 و2012(Singla,2019).

وعادة، فإن الاختلالات العالمية الخاصة بالحساب الجاري عادة ما تتصدر النقاشات سواء للدول كمجموعات أو فرادى. ففي العقد الأول من القرن العشرين، قبل الأزمة العالمية لعام 2008، سلطت الأضواء على الاختلالات الكبيرة في الحساب الجاري، حيث تعاني الولايات المتحدة والعديد من الدول الأوروبية من عجز كبير في الحساب الجاري، والذي يبدو أنه تم تمويله من خلال فوائض كبيرة في الحساب الجاري من جانب الصين، والأسواق الناشئة الأخرى في شرق آسيا، ومصدري النفط. بحلول عام 2018، تقصلت هذه الفوائ للغاية. ثانيا، تقلصت حصة الصين من الحساب الجاري العالمي، لكن إجمالي رصيد الحساب الجاري لآسيا المتقدمة (واليابان) أظهر متانة ملحوظة كما بين دراسة(Setser, 2016).

ونتيجة لذلك، فإن التدفقات الرأسمالية المتصاعدة لتمويل عجز الحساب الجاري يمكن أن تكون تغيرًا كبيرًا في سعر الصرف مع احتمال حدوث تداعيات عالمية. بالإضافة إلى ذلك، هناك دائمًا خطر محتمل بحدوث اختلالات تجارية ضخمة قد تجبر الاقتصادات التي تعاني من عجز على التحول إلى تدابير حمائية. وفقًا لذلك، لتحليل محددات عدم توازن الحساب الجاري العالمي، من الضروري التحقق مما إذا كان اتجاه رصيد الحساب الجاري مستمرًا أم لا (Clower and Ito ,2011).

3- تطور مؤشرات أداء السياسة التجارية في مصر خلال فترة الدراسة

وتعد مصر ذات تاريخ طويل من تدخل الدولة على نطاق واسع في الاقتصاد. ومع ذلك ففي منتصف عقد السبعينيات، تحولت الدولة المصرية لإنتهاج سياسة الانفتاح الاقتصادي والتحول إلى اقتصاد السوق، بداية من تشجيع تدفقات رؤوس الأموال العربية والأجنبية، وسيعا نحو تحقيق تنمية شاملة. ومن حيث التحرير المتعدّد الأطراف، كانت مصر عضوًا في الاتفاقية العامة للتعرفة الجمركية والتجارة (GATT) منذ العام 1970، وعضوًا في منظمة التجارة العالمية (WTO) منذ إنشائها في العام 1995، مع البلدان النامية (WTO,2005).

وفي التسعينيات وحتى العقد الأول من الألفية الثانية، أصبحت السياسة التجارية في مصر أكثر انفتاحا على المستويات الفردية والإقليمية والمتعددة الأطراف. ولوحظ وجود تحرّك في اتّجاه تنويع الشركاء التجاريين الرئيسيين لمصر في التسعينات، تمّ خلالها توقيع اتفاقيات التجارة التفضيلية مع الدول الأفريقية والعربية والأوروبية. وكانت الحوافز والضغوط الداخلية والخارجية للانخراط في مثل هذه الاتفاقيات التجارة التفضيلية تدفع بها المصالح الاقتصادية والإرادة السياسية. وبالتوازي مع تحرير التجارة في التسعينات، حدثتْ عملية إصلاح التجارة.

كذلك، فمنذ أوائل عام 2000، ساعدت وتيرة الإصلاحات الهيكلية، بما في ذلك السياسات المالية والنقدية والخصخصة وتشريعات الأعمال الجديدة، مصر على التحرك نحو اقتصاد أكثر توجهاً نحو السوق ودفعت زيادة الاستثمار الأجنبي، مما ساعد على تحويل مصر إلى اقتصاد سوق أكثر حداثة. أدت الإصلاحات والسياسات إلى تعزيز نتائج النمو السنوي للاقتصاد الكلي. ومصر جزء من عدد من المبادرات التجارية الإقليمية والعالمية، وقد انضمت إلى منظمة التجارة العالمية في عام 1995. وتشارك مصر في العديد من اتفاقيات التجارة التفضيلية، والتي تلعب دورًا متزايد الأهمية في سياستها التجارية. بالإضافة إلى الاتفاقيات التفضيلية مع الاتحاد الأوروبي، ورابطة التجارة الحرة الأوروبية، وتركيا والميركوسور، فإن مصر طرف في اتفاقية التجارة الحرة العربية، والسوق المشتركة لشرق وجنوب إفريقيا كوميسا وإتفاقية أغادير. وتستفيد مصر من مخططات نظام الأفضليات المعمم في عدة دول. من ناحية أخرى، تقدم مصر وصولا محسنا إلى الأسواق لأقل البلدان نموا. وتشارك مصر أيضا في الاتفاقية الإطارية الخاصة بـ نظام الأفضليات التجارية لمنظمة التعاون الإسلامي، والذي لا يزال ساري المفعول (The International Trade Centre,2021).

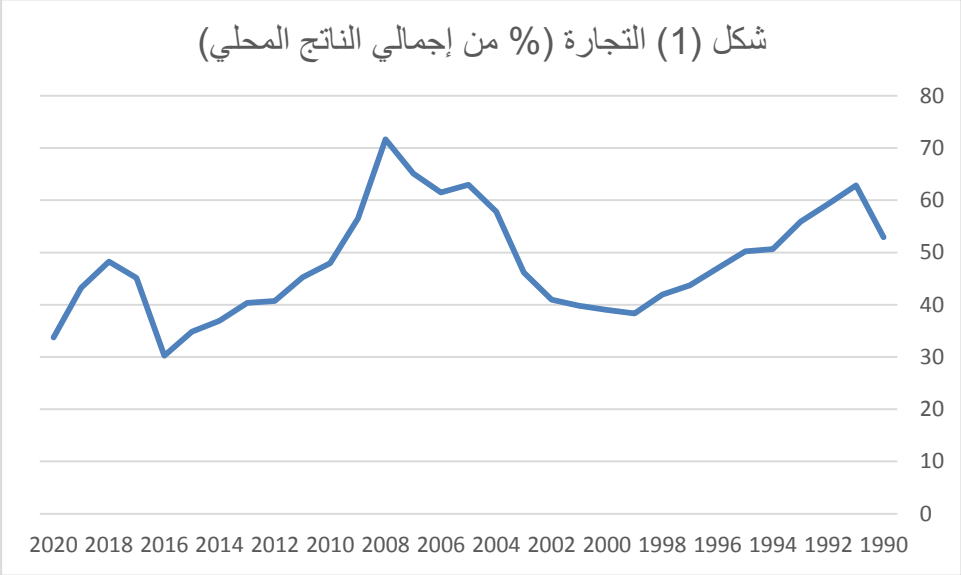
وفي عبارة أخرى، تشارك مصر بنشاط في النظام التجاري متعدد الأطراف. وفي يونيو 2017، صدقت مصر محليًا على اتفاقية تيسير التجارة، ولكن لا يزال يتعين عليها تقديم صك قبول الاتفاقية إلى منظمة التجارة العالمية. أخطرت مصر بالتزاماتها من الفئة "أ" في يناير 2015، وتعمل السلطات حاليا على إلتزامات الفئتين "ب" و "ج" (WTO,2018, p10).

وقد كانت مصر واحدة من البلدان التي تعول على سياسات التجارة انتشالها من عثراتها. وبالفعل، وقعت العديد من الاتفاقيات التجارية وتبنت سياسات لتعزيز نمو التجارة، وتضمن ذلك خفض الحد الأقصى لمعدل التعريفة الجمركية من 110% في أواخر الثمانينيات إلى 40% في أواخر التسعينيات، وإجراء المزيد من التخفيضات في السنتين 2003– 2004(روبرتسون، فيرغارادیکشا، ولوبيز–أسيفيدو، 2021) .

ولطالما كانت التجارة الدولية ركيزة أساسية للاقتصاد المصري، ومن المقرر أن تحظى بأهمية أكبر في الوقت الذي تواصل فيه خططا طموحة لتصبح مركزا تجاريا عالميا في حقبة ما بعد الوباء. ومن الأمور الأساسية لتحقيق هذا الهدف هو تحديث عالي التقنية للموانئ المصرية لتحسين السعة والكفاءة، إلى جانب تعزيز كبير للأنظمة اللوجيستية لتسريع الواردات والصادرات. وكلاهما سيعزز الموقع الجغرافي الاستراتيجي للبلاد كحلقة وصل اقتصادية رئيسية بين الشرق الأوسط وإفريقيا وبقية العالم.

في أعقاب الاضطراب الناجم عن الوباء، تلعب مصر دورًا مهمًا في استعادة سلاسل التوريد الدولية. وقد خضعت موانئ الدولة الواقعة على البحر الأحمر والبحر الأبيض المتوسط إلى تحسينات كبيرة يجب أن تكتمل بحلول عام 2024 بينما سيتم تشغيل تحديث الأنظمة المستخدمة لمعالجة الشحنات، مما يقلل بشكل كبير من تكاليف النقل، بشكل كامل اعتبارا من أكتوبر 2021(Maait,2021).

تستفيد مصر من العدد الكبير لاتفاقيات منطقة التجارة الحرة الموقعة بين مصر والدول الأفريقية والعربية والأوروبية وأمريكا اللاتينية، وتبلغ نسبة التجارة إلى الناتج 33.7% عام 2020. ويوضح الشكل رقم (1)، تطور هذه النسبة في الإتجاه الهابط من 52.9% عام 1990 إلى 33.7% عام 2020، وقد وصلت إلى ذروتها عام 2008 بنسبة 71.7%.

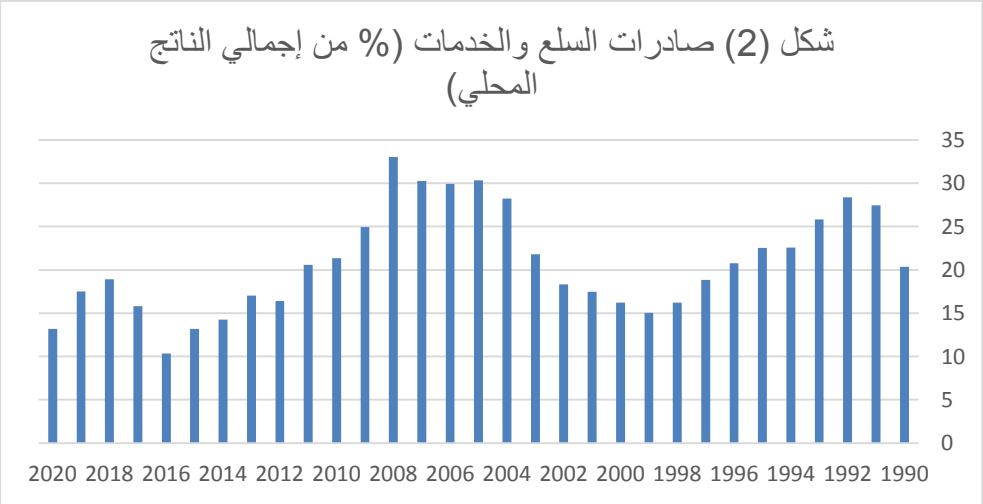


المصدر: إعداد الباحث اعتمادا على قاعدة بيانات البنك الدولي المفتوحة.

1/2 الصادرات: تمثل صادرات السلع والخدمات أحد أهم مصادر الدخل من النقد الأجنبي التي تخفف الضغط على ميزان المدفوعات وتخلق فرص عمل. وتعتبر تجارة الصادرات ضرورية لسد "فجوة النقد الأجنبي"، ولزيادة قدرة الاستيراد للبلد المعني وتقليل الاعتماد على المساعدات الخارجية (Shihab, Soufan and Khaliq, 2014).

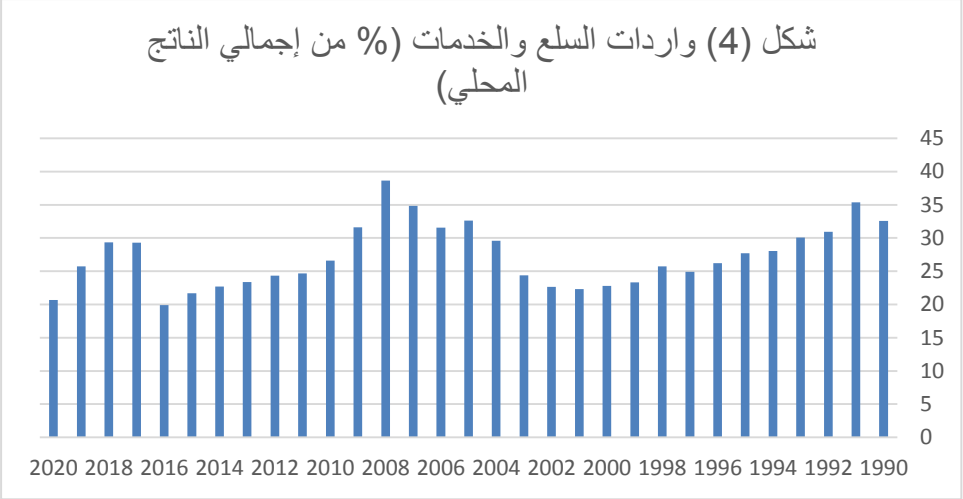
وقد اتبعت مصر فلسفة اقتصادية تقود إلى التحو نحو اقتصاد السوق والتحرير الاقتصادي. وكان عام 1974 نقطة انطلاق لتغييرات جادة في الاقتصاد المصري. وفي ذلك العام، أطلق الرئيس السادات "سياسة الباب المفتوح"، هدفت هذه السياسة إلى تشجيع الاستثمار وخاصة في القطاع الخاص. وبالتالي، فقد كان بمثابة بداية انتقال الاقتصاد من نهج التخطيط المركزي والشامل إلى الاقتصاد الموجه نحو السوق. وخلال تلك الفترة تطورت صادرات السلع والخدمات (ميزان المدفوعات، بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي في عام 2010)، من 10.8 مليار دولار عام 1990 إلى 69.2 مليار دولار عام 2020. وبلغت نسبة مساهمتها في الناتج 13.1% عام 2020 مقارنة بما نسبته 20.35% عام 1990. ويبين الشكل رقم (2)، حالة التذبذب التي شهدتها هذه النسبة خلال فترة الدراسة.

ويتبين من دراسة وتحليل التوزيع الجغرافي للصادرات المصرية، ارتفاع إجمالي قيمتها بنسبة 38.73% ليصل إلى 39.346 مليار دولار (81.55% صادرات غير بترولية، 18.45% صادرات بترولية) خلال عام 2020 مقارنة بـ 28.361مليار دولار (89.65% صادرات غير بترولية، و10.35% صادرات بترولية) عام 2020. كما بلغ معدل نمو الصادرات غير البترولية 26.19% ليصل إجمالي قيمتها إلى 32.087 مليار دولار خلال عام 2021 مقارنة بـ 25.427 مليار دولار عام 2020. في حين بلغ معدل نمو الصادرات البترولية 147.39% ليصل إجمالي قيمتها إلى 7.259 مليار دولار خلال عام 2021مقارنة بـ 2.934مليار دولار عام 2020 وقد تم ملاحظة وجود تركز في الأسواق التصديرية للمنتجات المصرية خلال عام 2021 حيث تبلغ الأهمية النسبية لأهم 15 سوقا تصديريا 59.13 % من إجمالي قيمة الصادرات المصرية. وتأتي في مقدمة هذه الأسواق كل تركيا 7.29% والهند 7.14% وإيطاليا 6.24% والولايات المتحدة الأمريكية 6.17% والمملكة العربية السعودية 5.09% (وزارة التجارة والصناعة، 2022: ص3).



المصدر: إعداد الباحث اعتمادا على قاعدة بيانات البنك الدولي المفتوحة.

2/2 الواردات: تمثل الواردات للاقتصاد المصري أهمية خاصة الواردات الانتاجية أو الوسطية، غير أنه في ظل غلبة الواردات الاستهلاكية، فإن الأمر يختلف في ظل وجود حاجة متزايدة للعمل على الحد منها. وبالنظر إلى الشكل رقم الجدول رقم (1)، يتضح تطور قيمة واردات السلع والخدمات (ميزان المدفوعات، بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي في عام 2010)، من 17.57 مليار دولار إلى 88 مليار دولار عام 2020 بين عامي 1990 و2020. وقد سجلت ذروتها عند 117.7 مليار دولار عام 2018. ويوضح الشكل رقم (4)، تطور نسبة واردات السلع والخدمات (% من إجمالي الناتج المحلي) خلال فترة الدراسة. فقد تراجعت من 32.6% عام 1990 إلى 20.6% عام 2020. وحيث سجلت أعلى نسبة لها عام 2008 عند 38.6%.



المصدر: إعداد الباحث اعتمادا على قاعدة بيانات البنك الدولي المفتوحة.

4- متغيرات الدراسة ومنهجيتها:

يهدف هذا القسم إلى تقدير محددات الحساب الجاري في مصر، التي تشمل اختبار جذر الوحدة المستخدم لبحث مدى سكون المتغيرات، ثم إجراء اختبار التكامل المشترك بالاعتماد تحليل السلاسل الزمنية واستقصاء الأثر الديناميكي طويل الأجل على استخدام أسلوب الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية المبطأة (ARDL) الذي طوره (Shin et al., 2014)، لاختبار فرضية العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، باستخدام الحزمة الإحصائية (E-Views 12). ويتم ذلك من خلال الخطوات التالية:

1- اختبار جذر الوحدة.
2- تحديد رتبة الاختبار.
3- اختبار وجود علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين المتغيرات.
4- تقدير معلمات النموذج في الأجل الطويل والأجل القصير.
5- نموذج تصحيح الخطأ.
6- التحقق من صلاحية النموذج

يعرف التكامل المشترك بأنه تصاحب بين سلسلتين زمنيتين (Yt, X_t) (أو أكثر) بحيث تؤدي التقلبات في إحداهما لإلغاء التقلبات في السلسلة الأخرى بطريقة تجعل النسبة بين قيمتهما ثابتة عبر الزمن. وهذا يعني أنه يمكن أن يكون لدينا سلسلتان زمنيتان غير ساكنتين إذا ما أخذت كلٍ منهما على حده، ولكن إذا تم أخذهما كمجموعة أي تم إيجاد علاقة خطية (Linear Combination) بين هاتين السلسلتين فإنها تكون ساكنة أو مستقرة. مثل هذه العلاقة طويلة الأجل بين مجموعة المتغيرات تعتبر مفيدة في التنبؤ بقيم المتغير التابع بدلالة المتغير المستقل أو مجموعة المتغيرات المستقلة (عناني, 2011).

ويُعد تحليل التكامل المشترك من الأساليب القياسية الحديثة نسبياً، ويوجد العديد من الاختبارات لاختبار وجود تكامل مشترك بين المتغيرات (وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات) منها: اختبار كلاً من

(Johansen, 1985; Johansen, 1988; Johansen & Juselius, (Engle & Granger, 1987) .1992)

وتتطلب الاختبارات السابق ذكرها أن تكون المتغيرات محل الدراسة متكاملة من نفس الرتبة. كما أن هذه الاختبارات ينتج عنها نتائج غير دقيقة في حالة إذا كان حجم عينة الدراسة (عدد المشاهدات) صغيراً. ونتيجة لهاتين المشكلتين أصبح استخدام "نموذج الانحدار الذاتي – بتوزيع فترات الإبطاء" [Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)] شائع الاستخدام في الفترة الأخيرة. وقد تم نشر هذا المنهج بواسطة كلٍ (Pesaran & Shin, 1999; Pesaran et al., 2001; مجدي, 2009).

وسوف تعتمد الدراسة الحالية في تحليل السلاسل الزمنية واستقصاء الأثر الديناميكي طويل الأجل على استخدام أسلوب الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية المبطأة (ARDL) الذي طوره Shin et al. (2014)، لاختبار العلاقة بين متغيرات الدراسة. ولإجراء هذا الاختبار فإنه يجب اتباع الخطوات التالية (**صدقي, 2015**):

1. الشرط الضروري: ويتمثل في تحديد درجة تكامل (سكون) Stationary المتغيرات محل الدراسة وذلك باستخدام اختبار جذر الوحدة Unit Root Test، وذلك بالاعتماد على اختباري [Augmented Dickey – Fuller (ADF)، Phillips – Perron (P – P)].بداية يجب التأكيد على أنه إذا كانت السلسلتان الزمنيتان (Yt, Xt) غير ساكنتين، وتم استخدامهما في تقدير معادلة انحدار، فإن الانحدار الذي نحصل عليه في هذه الحالة يكون انحدارا زائفاً (Spurious Regression) أي لا معنى له. غير أن ذلك قد لا يتحقق إذا كانت السلسلتان محل الدراسة تتمتعان بخاصية التكامل المشترك (Co-integration).

ويشترط منهج ARDL للتكامل المشترك أن تكون المتغيرات متكاملة من الرتبة صفر $\boldsymbol{I(0)}$ أو متكاملة من الرتبة الأولى $\boldsymbol{I(1)}$ ، لذلك يتم اختبار جذر الوحدة والتأكد من أن المتغيرات محل الاهتمام ليست ساكنة في الفروق الثانية لقيمها أو متكاملة من الرتبة الثانية [أي I (2)]، من أجل تجنب النتائج المضللة. ففي حالة وجود متغيرات متكاملة من الرتبة الثانية، فإن القيمة الحرجة لاختبار (F – المحسوبة) بواسطة (Pesaran et al., 2001) لا يمكن تطبيقها في هذه الحالة (مجدي، 2009).

وتُعتبر بيانات السلاسل الزمنية "Time Series Data" من أهم أنواع البيانات التي تستخدم في الدراسات التطبيقية خاصة تلك التي تعتمد على بناء نماذج الانحدار لتقدير العلاقات الاقتصادية، وتفترض مثل هذه الدراسات أن السلاسل الزمنية المستخدمة تكون ساكنة (Stationary)، وصفة السكون هذه تتحدد بتوافر بعض الخصائص الإحصائية[1]. كما إن طريقة تقدير نموذج انحدار المربعات الصغرى العادية (Escribano et al.,

1 الخصائص الاحصائية لسكون السلاسل الزمنية:
- ثبات المتوسط عبر الزمن $\boldsymbol{E(Z_t) = \mu}$
- ثبات التباين عبر الزمن $\boldsymbol{Var\ (Z_t) = E\ [(Z_t - \mu)^2]}$

2006) تقوم على افتراض أن المتوسط والتباين (Variance) لكل المتغيرات المستخدمة ثابتة على مر الزمن (أي ساكنة). لذلك فالمتغيرات غير الساكنة (أي التي تحتوي على جذر الوحدة) عند دمجها في تقدير معادلة الانحدار باستخدام طريقة (OLS) سوف تعطى انحدار زائف، بدلاً من ذلك، إذا كانت المتغيرات غير ساكنة فإن تقدير العلاقة طويلة الأجل بين تلك المتغيرات ينبغي أن يستند على أسلوب التكامل المشترك. منذ ذلك الحين وأصبح اختبار جذر الوحدة شرطاً مسبقاً للتحليل القياسي للسلاسل الزمنية المختلفة. حيث تعتمد اختيار طريقة التقدير المناسبة على نتائج اختبارات السكون (عطية, 2014)[2].

ويتم اجراء الاختبار على النحو التالي:

1.1. تحديد النموذج المناسب لاختبار (ADF): ويمكن أن يتم هذا الاختبار في ثلاث حالات بديلة (Damodar N, 2004):

- ❖ أن تحتوي المعادلة على حد ثابت فقط (Levin et al., 2002)

$$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \beta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$$ *(Error! No text of specified style in document.-1)*

- ❖ أن تحتوي المعادلة على حد ثابت واتجاه زمني (Levin et al., 2002)

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$ *(Error! No text of specified style in document.-2)*

- ❖ ألا تحتوي السلسلة الزمنية على ثابت أو اتجاه زمني (Non)

- ❖ $\Delta Y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$ *(Error! No text of specified style in document.-3)*

حيث يشير Δ إلى الفرق الأول للسلسة الزمنية (y_t) التي نرغب اختبار سكونها، t تشير إلى time trend, k تشير إلى عدد فترات الإبطاء، μ تمثل المقدار الثابت، ϵ_t تمثل white noise. ويتم **اختبار** فرض العدم بأن

- اعتماد التغاير الذاتي بين أي قيمتين بنفس المتغير في النقطتين الزمنيتين t، t + k على طول الفجوة الزمنية بين هاتين النقطتين أي الفرق بينهما (k) وليس على t، t + k ويعبر عن التغاير بين القيميتين Y_t، Y_{t+k} كما يلي: $Cov(Y_t, Y_{t+k}) = \gamma_k = E[((Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu))]$

[2] وعندما لا تتوافر في السلاسل الزمنية صفة السكون (Stationary) فإن هذا يعني أن احتواء السلسلة الزمنية على جذر الوحدة Unit Root، بما يعني ارتباط المتوسط الحسابي والتباين لهذه السلسلة مع الزمن، بمعني أن الزمن يفسر جزء من التغير في سلسلة البيانات. وعليه، فإن الانحدار بين متغيرين تحتوي سلاسلهما الزمنية على جذر الوحدة سوف تكون قوية ومعنوية رغم أن هذين المتغيرين قد لا تربطهما أي علاقة سوى هذا الاتجاه الزمني، وبذلك تصبح نتائج الانحدار كاذبة ومضللة وهو ما يطلق عليه الانحدار الزائف (Spurious Regression) (أحمد & أحمد, 2013).

المعلمة $\boldsymbol{H_0: \delta = 0}$ أى يوجد جذر الوحدة (السلسة غير ساكنة) (Non−stationary)، في المقابل نجد الفرض البديل $\boldsymbol{H_1: \delta < 0}$ أن السلسة ساكنة (Stationary).

ويتم تحديد أي من هذه النماذج البديلة أكثر ملائمة لكل سلسلة على حدة طبقاً لخصائصها، وذلك من خلال (صدقي, 2015)، أولها، رسم السلسلة الزمنية للمتغير محل الاهتمام وتحديد خصائصها (أحمد & أحمد, 2013). وثانيها، اختبار معنوية كلٍ من الاتجاه العام والثابت لتحديد هل يختلف معنوياً عن الصفر أم لا (عربش et al., 2011).

ويلاحظ أن من أهم مميزات اختبار (ADF) إضافة عدد مناسب من فترات الإبطاء$\left(\sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\beta_i \Delta y_{t-1}}\right)$ للتخلص من مشكلة الارتباط التسلسلي الذاتي بين الأخطاء (Serial Autocorrelation)، وبالتالي يصبح حد الخطأ $(\boldsymbol{u_t})$ غير مرتبط ذاتيا ويتوزع توزيعا طبيعيا بمتوسط صفر وتباين $(\boldsymbol{\sigma_u^2})$ ويطلق عليه في هذه الحالة (White noise).

2.1. وتتمثل فروض اختبار جذر الوحدة فيما يلي:

- ❖ الفرض العدمي H_0: السلسلة الزمنية للمتغير محل الدراسة لها جذر الوحدة، بمعنى أن السلسلة الزمنية تعاني من عدم السكون (Non−stationary).
- ❖ الفرض العدمي H_1: السلسلة الزمنية للمتغير محل الدراسة ليس لها جذر الوحدة، بمعنى أن السلسلة الزمنية ساكنة (Stationary).

3.1. ويتم اتخاذ قرار بشأن سكون السلسلة طبقاً للخطوات التالية: يتم حساب إحصائية $\left(\boldsymbol{\tau} - \text{المحسوبة}\right)$ ومقارنتها بقيمة $\left(\boldsymbol{\tau} - \text{الجدولية}\right)$ عند مستوى المعنوية المحدد (5%)، ونكون هنا أمام احتمالين:

- إذا كانت $\left(\boldsymbol{\tau} - \text{المحسوبة}\right)$ أكبر من $\left(\boldsymbol{\tau} - \text{الجدولية}\right)$ يكون القرار هو رفض الفرض العدم، مما يعني أن السلسلة ساكنة، أما في حالة كون $\left(\boldsymbol{\tau} - \text{المحسوبة}\right)$ أقل من $\left(\boldsymbol{\tau} - \text{الجدولية}\right)$ فيتم قبول فرض العدم، مما يعني أن السلسلة غير ساكنة؛ ويكون الحل في هذه الحالة هو إعادة الاختبار مرة أخرى، ولكن بعد أخذ الفرق الأول $(\boldsymbol{1^{st}\ difference})$.
- في حالة إعادة الاختبار بعد أخذ الفرق الأول للسلسة، وتم رفض فرض العدم ففي هذه الحالة تكون السلسلة ساكنة ومتكاملة من الدرجة الأولى $\boldsymbol{I(1)}$، ويكون الفرق الأول متكامل من الدرجة صفر $\boldsymbol{I(0)}$. أما في حالة قبول $\boldsymbol{H(0)}$ مرة أخرى فيكون الحل هو إعادة الاختبار مرة ثالثة، ولكن بعد أخذ الفرق الثاني $\left(\boldsymbol{2^{nd}\ difference}\right)$ للسلسلة، وإذا تم رفض فرض العدم تكون السلسلة ساكنة ومتكاملة من الدرجة الثانية $\boldsymbol{I(2)}$. وكما يبين الجدول رقم (7−4) نتائج اختبار سكون السلاسل الزمنية وجذر الوحدة باستخدام

اختباري ديكي – فوللر الموسع ADF واختبار فيلبس–بيرون PP، كما تم الاعتماد على معيار SC من أجل تحديد عدد فترات الإبطاء المناسبة لمعادلة الاختبار، كما يلي.

جدول رقم (1)

ADF - PP Unit root test results

			UNIT ROOT TEST TABLE (P – P)					
			At Level					
		CA	LOG(GDP)	TRADE	ED	GE	RIR	FDI
With Constant	t-Statistic	-1.6315	-0.0754	-1.4149	-2.3254	-0.5554	-3.0056	-2.1383
	Prob.	0.4546	0.9435	0.5617	0.1709	0.8662	0.0458	0.232
		n0	n0	n0	n0	n0	**	n0
With Constant & Trend	t-Statistic	-2.187	-2.1939	-1.8924	-0.8626	-0.7384	-3.6403	-2.1256
	Prob.	0.4793	0.4756	0.6335	0.9475	0.9605	0.043	0.5115
		n0	n0	n0	n0	n0	**	n0
Without Constant & Trend with Constant	t-Statistic	-1.7529	11.2027	-0.8313	-2.0706	-0.9407	-1.8698	-1.4867
	Prob.	0.0756	1	0.3474	0.0387	0.3013	0.0595	0.1259
		*	n0	n0	**	n0	*	n0
			At First Difference					
		d(CA)	d(LOG(GDP))	d(Working et al.)	d(ED)	d(GE)	d(RIR)	d(FDI)
With Constant	t-Statistic	-4.6254	-3.2726	-4.2304	-3.6773	-3.4082	-8.5623	-3.2019
	Prob.	0.0009	0.0257	0.0026	0.01	0.0189	0	0.0301
		***	**	***	**	**	***	**
With Constant & Trend	t-Statistic	-4.6629	-3.2673	-4.1546	-4.8731	-3.259	-8.3846	-3.1435
	Prob.	0.0044	0.0918	0.0143	0.0026	0.0932	0	0.1156
		***	*	**	***	*	***	n0
Without Constant & Trend with Constant	t-Statistic	-4.4546	-0.6388	-4.2192	-3.4756	-3.4125	-8.7546	-3.2802
	Prob.	0.0001	0.4318	0.0001	0.0011	0.0013	0	0.0019
		***	n0	***	***	***	***	***
			UNIT ROOT TEST TABLE (ADF)					
			At Level					
		CA	LOG(GDP)	TRADE	ED	GE	RIR	FDI
With Constant	t-Statistic	-1.6525	-1.5929	-2.2281	-4.0373	-1.7177	-2.9361	-3.1564
	Prob.	0.4443	0.4713	0.2012	0.0042	0.4121	0.053	0.0333
		n0	n0	n0	***	n0	*	**
With Constant & Trend	t-Statistic	-2.0452	-2.7331	-2.3128	-2.446	-1.7049	-3.6864	-3.0485
	Prob.	0.5539	0.2317	0.4144	0.3502	0.7232	0.039	0.1371
		n0	n0	n0	n0	n0	**	n0
Without Constant & Trend with Constant	t-Statistic	-1.6709	3.1421	-0.8313	-2.8312	-0.6911	-2.0436	-1.94
	Prob.	0.0889	0.9992	0.3474	0.0063	0.4087	0.0411	0.0514
		*	n0	n0	***	n0	**	*
			At First Difference					
		d(CA)	d(LOG(GDP))	d(Working et al.)	d(ED)	d(GE)	d(RIR)	d(FDI)
With Constant	t-Statistic	-4.6018	-3.2726	-4.1856	-3.5499	-3.4423	-5.9171	-3.4523
	Prob.	0.001	0.0257	0.0029	0.0136	0.0175	0	0.0171
		***	**	***	**	**	***	**
With Constant & Trend	t-Statistic	-4.65	-4.001	-4.1068	-4.8755	-3.6181	-5.8343	-3.4087
	Prob.	0.0045	0.0222	0.0159	0.0026	0.0457	0.0003	0.0698
		***	**	**	***	**	***	*
Without Constant & Trend with Constant	t-Statistic	-4.4546	-0.6388	-4.1691	-3.3482	-3.4444	-6.0395	-3.5153
	Prob.	0.0001	0.4318	0.0002	0.0016	0.0012	0	0.001
		***	n0	***	***	***	***	***

Note: ***, **, * indicate significance at 1%, 5% and 10% respectively. and (no) Not Significant

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على برنامج E-Views 12.

ويتضح من نتائج الجدول اتفاق اختباري (ADF) و (P–P) المستخدمين لتحليل السكون على أن:

أ) بعض المتغيرات (ED، RIR) ساكنة عند المستوى؛ أي أنها متكاملة من الدرجة (0) I، سواء عند وجود ثابت (Levin et al., 2002) أو عند وجود ثابت واتجاه زمني (Levin et al., 2002).

ب) والبعض الآخر (CA، LGDP، TRADE، FDI, GE) ساكن عند الفرق الأول (First difference)؛ أي أنها متكاملة من الدرجة (1) I.

ج) اختلف الاختبارين حول سكون متغير (FDI)، حيث أكد اختبار (P–P) على عدم سكونه عند المستوى، في حين أظهر اختبار (ADF) سكونه عند المستوى.

وبذلك يتحقق الشرط الضروري لإمكانية تطبيق النموذج المستخدم (ARDL)، والمتمثل في ضرورة سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات محل القياس عند المستوي الأصلي (0) I، أو في المستوى الأول (1) I، أو خليط بين الإثنين، وهو الأمر المتحقق في السلاسل الزمنية للمتغيرات محل القياس.

2. الخطوة الثانية في تحليل نموذج ARDL: تتمثل في تحديد رتبة الاختبار، وذلك من خلال اختيار القيم المتباطئة لمتغيرات النموذج: بعد التحقق من سكون المتغيرات وعدم وجود أي منها ساكن عند الفرق الثاني، يتم تحديد رتبة الاختبار من خلال تحديد الحد الأقصى لفترات الإبطاء المناسبة لمتغيرات النموذج، وذلك عن طريق المفاضلة بين عدة معايير مختلفة من خلال نافذة نموذج VAR، ويترتب على ذلك تقدير النموذج بفترات الإبطاء المقترحة وذلك للوصول إلى أفضل صيغة تحقق شروط نموذج VAR من حيث الاستقرار وغياب الارتباط الذاتي بين الأخطاء وخلافه، وسيتم اختيارها حسب أغلب وذلك بتضمين حد ثابت، عند مستوى معنوية 5%، كما أنَّ النموذج سيكون محدود بفترتي ابطاء (أحمد & أحمد, 2013). ويتضح من الجدول التالي أنَّ النموذج سيكون محدود بفترتي إبطاء كحد أقصى لفترات الإبطاء، كما أظهرتها أغلب المعايير عن تحديد Lag Length Criteria.

جدول رقم (2)

VAR Lag Order Selection Criteria

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1201.787	NA	3.78e+27	83.36464	83.69468	83.46801
1	-977.0852	325.4307	2.29e+22	71.24725	73.88755*	72.07416
2	-908.2558	66.45590*	1.14e+22*	69.87971*	74.83027	71.43016*

Note: ***, **, * indicate significance at 1%, 5% and 10% respectively. and (no) Not Significant

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views 12

وبتطبيق هذه المعايير جاءت النتيجة كالتالي:

جدول رقم (3)

ARDL Selected Model	Adjusted R-squared	Log likelihood	AIC	SC	HQ

(2, 2, 1, 2, 2, 1, 2)	0.926001	-11.02843	2.359174	3.405906	2.679170

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views 12.

3. الشرط الكافي: ويتمثل في تحديد ما إذا كان هناك علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين المتغيرات المفسرة والمتغير التابع باستخدام اختبار الحدود Bounds Test. *ويتضمن تقدير نموذج ARDL، اختبار وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج من عدمه، وبعد التأكد من وجود هذه العلاقة يتم الانتقال إلى تقدير معلمات الأجل الطويل، ثم معلمات المتغيرات المفسرة في الأجل القصير. ولتحقيق ذلك تتمثل الخطوة الأولى في حساب قيمة إحصاء (F Statistics) من خلال إجراء اختبار الحدود Bounds Test، حيث يتم اختبار فرض العدم (H_0) القائل بعدم وجود تكامل مشترك في الأجل الطويل، في مقابل الفرض البديل (H_1) القائل بوجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات في الأجل الطويل. وبالاعتماد على اختبار الحدود نقوم بمقارنة احصائية (F–Wald Test) المحسوبة لمعاملات المتغيرات المستقلة المبطأة لفترة واحدة بقيمة إحصائية F– الحرجة (الجدولية) المناظرة المحسوبة في (Pesaran et al., 200A1) ونظراً لأن اختبار F له توزيع غير معياري، فإن هناك قيمتين حرجتين لإحصاء هذا الاختبار: قيمة الحد الأدنى وتفترض أن كل المتغيرات ساكنة في قيمتها الأصلية (أو مستواها)، بمعنى أنها متكاملة من الرتبة صفر أي $\boldsymbol{I(0)}$. وقيمة الحد الأعلى وتفترض أن المتغيرات ساكنة في الفروق الأولى لقيمها، بمعنى أنها متكاملة من الرتبة الأولى أي $\boldsymbol{I(1)}$.*

وهناك ثلاث احتمالات لقيمة إحصائية (F–Wald Test) – المحسوبة أو ما يُمكن أن نطلق عليه F– statistic مقارنة بالقيم الجدولية ضمن الحدود الحرجة Critical Bounds، تتمثل في:

- إذا كانت قيمة احصائية [(F–Wald Test) – المحسوبة] أكبر من الحد الأعلى، ففي هذه الحالة يتم رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات بغض النظر عن رتب التكامل المشترك للمتغيرات، ويعني ذلك وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات.
- إذا كانت قيمة احصائية [(F–Wald Test) – المحسوبة] أقل من الحد الأدنى، ففي هذه الحالة لا يمكن رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، ويعني ذلك عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات (أي عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات).
- إذا كانت قيمة احصائية [(F–Wald Test) – المحسوبة] تقع بين قيم الحد الأدنى والأعلى، فإن النتائج سوف تكون غير محددة. ويعني ذلك عدم القدرة على اتخاذ قرار لتحديد عما إذا كان هناك تكامل مشترك بين المتغيرات من عدمه. وبواسطة حساب F Statistics ومقارنته بالحدود الحرجة Critical Value المستخرجة من جداول بيساران Pesaran et al.، ونظراً لأن اختبار F له توزيع غير معياري، فإنّ هناك قيمتين حرجتين لإحصاء هذا الاختبار بقيمة الحد الأدنى Lower Critical Bounds (Broten,

(2017، 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 وكانت النتائج كالتالي:

جدول رقم (2)

نتيجة *F Statistics* ومقارنتها بالحدود الحرجة *Critical Value*

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I (0)	I (1)
Asymptotic: n=1000				
significance level			Lower Bound	Upper Bound
F-statistic	7.446525***	10%	1.99	2.94
k	6	5%	2.27	3.28
		2.5%	2.55	3.61
		1%	2.88	3.99

Note: ***, **, * indicate significance at 1%, 5% and 10% respectively. and (no) Not Significant

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views 12

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.

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views 12.

ويلاحظ من الجدول (2) أن قيمة F–statistic (7.446525) 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.

4. الخطوة الرابعة من اختبار ARDL: في حالة وجود علاقة توازنية طويلة الأجل ننتقل إلى الخطوة التالية والتي تتمثل في تقدير معلمات الأجل الطويل، وكذا معلمات المتغيرات المستقلة في الأجل القصير لنموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model). إذا كانت السلاسل الزمنية غير ساكنة كلٍ على حدة، ولكنهما تتصفان بخاصية التكامل المشترك كمجموعة فإن النموذج الأكثر ملائمة لتقدير العلاقة بينهم هو نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model (ECM). ويأخذ نموذج تصحيح الخطأ في الاعتبار كلاً من العلاقة طويلة الأجل (وذلك باحتوائها على متغيرات ذات فجوة زمنية Lagged Variables) والعلاقة قصيرة الأجل (وذلك بإدراجها فوارق السلاسل الزمنية).

وبالطبع، فإن هذا الأسلوب يتطلب أن تكون جميع متغيرات نموذج الدراسة بنفس التكرار، وهو ما استدعى تحويل سلسلة تقلبات أسعار الصرف ذو التكرار الشهري الأعلى إلى سلسلة ذو تكرار سنوي أقل من خلال أخذ المتوسط البسيط لكل سنة. وبالتالي تطبيق تقنية ARDL. كما هو موضح بالجدول التالي:

جدول رقم (3)

Levels Equation

Case 1: No Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	-149.8832**	40.60480	-3.691268
L(GDP)	4.680690***	1.428342	3.277010
TRADE	0.182587***	0.026744	6.827206
ED	0.132394***	0.027919	4.742145

GE	1.544692***	0.334561	4.617065
RIR	0.332778***	0.077108	4.315738
D(FDI)	-0.629988**	0.238439	-2.642135

.Note: ***, **, * indicate significance at 1%, 5% and 10% respectively
المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views 12.

ونظراً لأن نتائج إحصاء (F– Bounds) المحسوبة جاءت لتؤكد على وجود علاقة تكامل، فإن ذلك يستلزم تقدير العلاقة طويلة الأجل للمعادلات والتي تأخذ الشكل التالي:

$$CA_t = -150 + 4.7 * GDP_t + 0.18 * TRADE_t + 0.13 * ED_t + 1.54 * GE_t + 0.33 * RIR_t - 0.63 * FDI_t$$ *(Error! No text of specified style in document.-4)*

كما ظهرت أغلب المتغيرات الأخرى معنوية ودالة إحصائياً، باستثناء الاحتياطي الأجنبي، وهو ما يمكن توضيحه كما يلي:

أ) التأثير الإيجابي للناتج المحلي الإجمالي على الحساب الجاري، حيث أنه تغير الناتج بوحدة واحدة يؤدي إلى تغير الحساب الجاري في نفس الاتجاه بمقدار 4.7 وحدة.

ب) زيادة التجارة السلعية بين مصر والعالم الخارجي بوحدة واحدة يؤدي إلى تحسن الحساب الجاري بـ 0.18 وحدة، وهو ما يشير إلى أهمية السياسات الخارجية والتجارة الدولية بين مصر ودول العالم الخارجي.

ج) وجود علاقة طردية بين نسبة الدين الخارجي إلى الناتج المحلي ونسبة الحساب الجاري إلى الناتج المحلي، حيث أن زيادة نسبة الدين الخارجي بوحدة واحدة يؤدي إلى تحسن نسبة الحساب الجاري بـ 0.13 وحدة.

د) التأثير الإيجابي للإنفاق الحكومي على الحساب الجاري، حيث أن زيادة الإنفاق الحكومي بوحدة واحدة يؤدي إلى تحسن الحساب الجاري بـ 1.54 وحدة.

هـ) زيادة سعر الفائدة الحقيقي بوحدة واحدة يؤدي إلى تحسن الحساب الجاري بـ 0.33 وحدة.

و) زيادة الاستثمار الأجنبي المباشر بوحدة واحدة يؤدي إلى تدهور الحساب الجاري بـ 0.63 وحدة.

بالإضافة إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ ويتم ذلك من خلال استخدام البواقي المقدرة بفترة إبطاء واحدة ε_{t-1} التي يتم الحصول عليها من العلاقة طويلة الأجل في المعادلة السابقة<

كما أن نموذج تصحيح الخطأ (ECM) له أهميتين، الأول أنه يقدر معاملات الأجل القصير، بينما الثاني هو حد تصحيح الخطأ (ECT) الذي يتمثل في معامل γ في المعادلة السابقة، والذي يُطلق عليه أيضاً معامل سرعة التعديل Spead of adjustment، وهو يقيس سرعة تعديل الاختلال في التوازن من الأجل القصير باتجاه التوازن في الأجل الطويل، وهو ما يستلزم أن يكون معنوياً وسالباً حتى يُقدم دليلاً على استقرار العلاقة في الأجل الطويل لأنه يشير إلى المعدل الذي تتجه به العلاقة قصيرة الأجل نحو العلاقة طويلة الأجل (أي أن آلية تصحيح الخطأ موجودة بالنموذج).

ومما ينبغي ملاحظته أنه يتم إدراج الفروق التي لها تأثير معنوي فقط في الصيغة المقدرة لقياس العالقة قصيرة الأجل، أما الفروق التي لها تأثير غير معنوي فيتم استبعادها. كما يُلاحظ أيضاً أنه يتم رصد أول معلمة سالبة لها معنوية إحصائية بالنسبة لحد تصحيح الخطأ، كما أنه ليس من الضروري أن تكون الفجوة الزمنية لحد تصحيح الخطأ هي نفسها لفرق المتغير التفسيري المدرج بالنموذج. لذا فإن العلاقة قصيرة الأجل وتصحيح الخطأ يمكن توضيحها كما بالجدول التالي:

جدول رقم (4)

Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
$\Delta\, CA_{t-1}$	0.821243***	0.102011	8.050528
$\Delta\, LOG(GDP)_t$	-91.68948***	14.94527	-6.135019
$\Delta\, LOG(GDP)_{t-1}$	-85.81330***	22.19968	-3.865519
$\Delta\, TRADE_t$	0.229915***	0.033317	6.900785
$\Delta\, ED_t$	-0.136049***	0.032419	-4.196628
$\Delta\, ED_{t-1}$	-0.229966***	0.049730	-4.624243
$\Delta\, GE_t$	0.023191	0.248494	0.093326
$\Delta\, GE_{t-1}$	-0.683617*	0.342099	-1.998302
$\Delta\, RIR_t$	0.231988***	0.047315	4.903089
$\Delta\, FDI_t$	-0.730412***	0.090527	-8.068401
$\Delta\, FDI_{t-1}$	0.541095**	0.095693	5.654494
$DUM08_t$	0.324115	0.882538	0.367253
$DUM11_t$	-4.057569***	0.754366	-5.378779
$DUM19_t$	1.830510**	0.708856	2.582345
ECT_{t-1}	-1.604715***	0.141247	-11.36103

.Note: ***, **, * indicate significance at 1%, 5% and 10% respectively

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views 12.

وتشير نتائج نموذج تصحيح الخطأ ECM إلى إمكانية تصحيح الأخطاء قصيرة الأجل للعودة إلى الوضع التوازني طويل الأجل، ونظراً لأن حد تصحيح الخطأ معنوي عند مستوي معنوية 5%، كما أنه ظهر بإشارة سالبة، مما يؤكد وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل، حيث بلغت (1.6−) ECT، وبهذا فإنّ أي صدمة قصيرة الأجل سوف يتم تصحيحها خلال سبع أشهر ونصف تقريباً.

5. **فحص النموذج** من خلال إجراء بعض الاختبارات الاستكشافية Diagnostic Tests للتأكد من تحقق افتراضات النموذج، ومن أهمها أن تقدير النموذج يأتي بعد مرحلة فحص النموذج للتأكد من جودته وخلوه من مشاكل القياس، وذلك باستخدام الاختبارات التشخيصية (Diagnostic Tests)، وفقاً للاختبارات التالية:

أ) يشير اختبار LM Test إلى عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي Serial Correlation بين الأخطاء، حيث كانت قيمة الاحتمال (0.134) أكبر من 5% وهو ما يفيد عدم إمكانية رفض فرض العدم والقائل بغياب مشكلة الارتباط التسلسلي بين الأخطاء.

ب) كما يشير اختبار ARCH Test إلى عدم وجود مشكلة اختلاف التباين Heteroskedasticity، حيث كانت قيمة الاحتمال (0.134) أكبر من 5% وهو ما يفيد عدم امكانية رفض فرض العدم والقائل بثبات التباين. Homoscedasticity.

ج) كذلك تم التأكد من عدم وجود مشكلة الازدواج الخطى (Multi-Collinearity) بين متغيرات نماذج الدراسة، وذلك باستخدام اختبار معامل التضخم (Variance Inflation Factor) (VIF). حيث جاءت نتائج الاختبار لأغلب متغيرات نموذج الدراسة أقل من القيمة (10)، مما يشير إلى عدم وجود مشكلة الازدواج الخطى بين متغيرات نماذج الدراسة المستخدمة في التحليل.

د) ويشير اختبار Jarque-Bera إلى عدم امكانية رفض فرضية العدم والقائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيعاً طبيعياً (Normality Test)، حيث كانت قيمة الاحتمال (0.094) أكبر من 5%، وهو ما يعني أن الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي.

هـ) كما تشير قيمة معامل التحديد المعدل Adjusted R-squared إلى ارتفاع القوة التفسيرية للمتغيرات المستقلة حيث بلغت قيمته (93%).

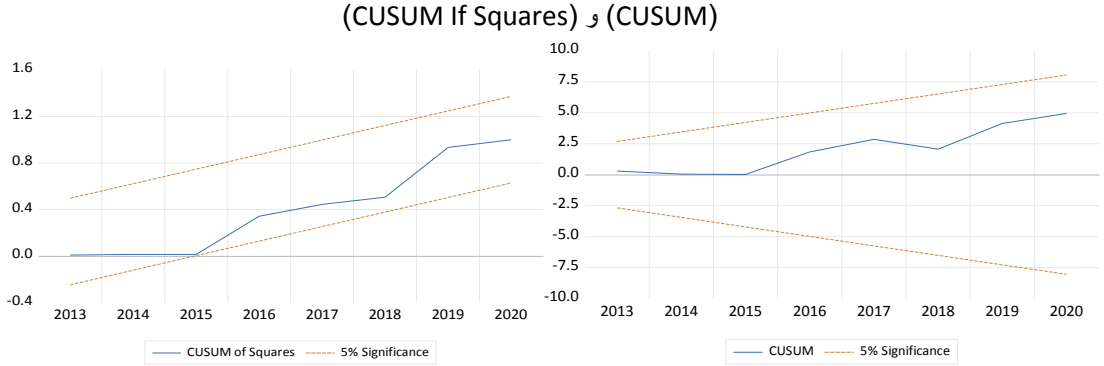
و) أن الانحدار المتحصل عليه غير زائف حيث أن (R2 < D.W).

ز) وبالنظر إلى قيمة Prob (Narayan, 2004) والمتعلقة بدلالة النموذج، يُلاحظ أن معنوية Prob (Narayan, 2004)أقل من 5% حيث بلغت قيمتها (0.000995)، وهو ما يُشير إلى جودة النموذج المقدر ككل.

ح) أما بالنسبة لاستقرارية النموذج، فقد تم استخدم اختبار Recursive Estimation بطريقة المجموع التراكمي للبواقي (CUSUM)، وكذلك المجموع التراكمي لمربعات البواقي (CUSUM of Squares). ويتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة إذا وقع الشكل البياني لاختبار (CUSUM) و (CUSUM of Squares) داخل الحدود الحرجة العليا والدنيا عند مستوى 5%، وبالتالي فإن النموذج ينجح في اختبار الاستقرار، بمعنى أنه لا تعد هناك ثمة تأثير للتغيرات الهيكلية التي تقلل من جودة نتائج القياس، وهو ما يمكن توضيحه بالشكلين التاليين.

شكل رقم (**Error! No text of specified style in document.**-1) نتائج اختباري المجموع الكلي التراكمي والمجموع الكلي للمربعات

(CUSUM) و (CUSUM If Squares)



المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views 12.

الخاتمة: استهدفت الدراسة قياس وتحليل محددات إستدامة الحساب الجاري في مصر خلال الفترة (1974-2021). وهذا، بالاعتماد- في سبيل اختبار فرضيتها وتحقيق أهدافها -على المنهج التحليلي والمنهج القياسي. ويستخدم المنهج التحليلي في استعراض تطور وتحليل الحساب الجاري وعلاقته بالسياسة التجارية في مصر منذ الإنفتاح الاقتصادي عام 1974 حتى2021. وبخصوص المنهج القياسي، فتعتمد الدراسة لدى قياس العلاقة بين السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة على منهج التكامل المشترك. ويتطلب تطبيق منهج التكامل المشترك إجراء اختبارات جذور الوحدة للتأكد من سكون السلاسل الزمنية. وتتسم بيانات السلاسل الزمنية بعدم السكون(اتجاه المتغيرات الاقتصادية للتزايد عبر الزمن). ويترتب على استخدام تلك المتغيرات غير الساكنة فى صورة المستويات Levels ظهور مشكلة الانحدار الزائف (عدم وجود علاقة حقيقية تربط بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة محل الدراسة). و**اختبرت الدراسة الفرضة الرئيسية التالية:** توجد علاقة تبادلية طويلة الأجل بين نسبة الحساب الجاري إلى الناتج كمتغير تابع ومحددات إستدامته كمتغيرات مستقلة (معدل النمو- عجز الموازنة إلى الناتج- التجارة إلى الناتج -سعر الصرف الحقيقي). وقد تبين التالي:

1- أن قيمة (F-statistic 7.446525) 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.
2- أشارت نتائج نموذج تصحيح الخطأ ECM إلى إمكانية تصحيح الأخطاء قصيرة الأجل للعودة إلى الوضع التوازني طويل الأجل، ونظراً لأن حد تصحيح الخطأ معنوي عند مستوي معنوية 5%، كما أنه ظهر بإشارة سالبة، مما يؤكد وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل، حيث بلغت (ECT (1.6-)، وبهذا فإنّ أي صدمة قصيرة الأجل سوف يتم تصحيحها خلال سبع أشهر ونصف تقريبا.
3- وبعد تقدير النموذج تأتي مرحلة فحص النموذج للتأكد من جودته وخلوه من مشاكل القياس، وذلك باستخدام الاختبارات التشخيصية (Diagnostic Tests)، حيث يشير اختبار LM Test إلى عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي Serial Correlation بين الأخطاء، حيث كانت قيمة الاحتمال (0.134) أكبر من 5% وهو ما يفيد عدم إمكانية رفض فرض العدم والقائل بغياب مشكلة الارتباط التسلسلي بين الأخطاء. كما يشير اختبار ARCH Test إلى عدم وجود مشكلة اختلاف التباين Heteroskedasticity، حيث كانت قيمة الاحتمال (0.134) أكبر من 5% وهو ما يفيد عدم امكانية رفض فرض العدم والقائل بثبات التباين. Homoscedasticity. كذلك تم التأكد من عدم وجود مشكلة الازدواج الخطى (Multi-Collinearity) بين متغيرات نماذج الدراسة، وذلك باستخدام اختبار معامل التضخم (Variance Inflation Factor VIF)). حيث جاءت نتائج الاختبار لأغلب متغيرات نموذج الدراسة أقل من القيمة (10)، مما يشير إلى عدم وجود مشكلة الازدواج الخطى بين متغيرات نماذج الدراسة المستخدمة في التحليل.

4- سجلت نتائج اختبار Jarque-Bera إلى عدم امكانية رفض فرضية العدم والقائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيعاً طبيعياً (Normality Test)، حيث كانت قيمة الاحتمال (0.094) أكبر من 5%، وهو ما يعني أن الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي. كما أشارت قيمة معامل التحديد المعدل Adjusted R-squared إلى ارتفاع القوة التفسيرية للمتغيرات المستقلة حيث بلغت قيمته (93%).

5- أن الانحدار المتحصل عليه غير زائف حيث أن (R2 > D.W). وبالنظر إلى قيمة Prob (Narayan, 2004) والمتعلقة بدلالة النموذج، يُلاحظ أن معنوية Prob (Narayan, 2004) أقل من 5% حيث بلغت قيمتها (0.000995)، وهو ما يُشير إلى جودة النموذج المقدر ككل.

6- أما بالنسبة لاستقرارية النموذج، فقد تم استخدم اختبار Recursive Estimation بطريقة المجموع التراكمي للبواقي (CUSUM)، وكذلك المجموع التراكمي لمربعات البواقي (CUSUM of Squares). ويتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة إذا وقع الشكل البياني لاختبار (CUSUM) و (CUSUM of Squares) داخل الحدود الحرجة العليا والدنيا عند مستوى 5%، وبالتالي فإن النموذج ينجح في اختبار الاستقرار، بمعنى أنه لا تعد هناك ثمة تأثير للتغيرات الهيكلية التي تقلل من جودة نتائج النموذج.

قائمة المراجع

- أحمد, د. ع., & أحمد, أ. ع. (2013). تطبيقات الحاسب الألى باستخدام برنامج E – Views. كلية التجارة - جامعة بنها.
- حمادي, ن. (2008). تقلبات أسعار النفط وانعكاساتها على تمويل التنمية في الدول العربية خلال الفترة 1986-2008 http://bu.univ-chlef.dz/index.php?lvl=notice_display&id=376880
- خلف, ع. ح. (2011). قياس تأثير تطور الجهاز المصرفي على النمو الاقتصادي في العراق. مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية, 64, 179-194.
- إدريوش, د. م., & القادر, ن. ع. (2012). النمو الاقتصادي واتجاه الإنفاق الحكومي في الجزائر بعض الأدلة التجريبية لقانون فانغر باستعمال مقاربة منهج الحدود ARDL. مجلة الاقتصاد، منشورات كلية العلوم الاقتصادية والتسيير، جامعة أبو بكر بالقايد تلمسان, 11(1), 14-42.
- ريموند روبرتسونمكسيكو فيرغارادیكشا كوكاسجلاديس لوبيز-أسيفيدو.(2021). حلقة التجارة المفقودة في مصر. مدونة البنك الدولي، يوليو.
- صدقي, أ. م. (2015). تحليل العلاقة بين عجزي الموازنة العامة والحساب الجاري في مصر جامعة الزقازيق]. كلية التجارة.
- عربش, ش., نقار, ع., & اسماعيل, ر. ش. (2011). اختبارات السببيّة والتكامل المشترك في تحليل السلاسل الزمنيّة. Tishreen University Journal-Economic and Legal Sciences Series, 33(5).
- عطوة, ي. م. م. (2020). قياس تأثير تقلبات أسعار النفط على الناتج المحلي الإجمالي في مصر خلال المدة "1990-2016" (Vol. 44). جامعة المنصورة - كلية التجارة. http://search.mandumah.com/Record/1119040
- عطية, ع. ا. م. ع. ا. (2014). الحديث في الإقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق (الطبعة الر ed.). الدار الجامعية - الاسكندرية. http://hdl.handle.net/123456789/54813
- عناني, م. ع. ا. (2011). التحليل القياسي والإحصائي للعلاقات الاقتصادية – مدخل حديث باستخدام SPSS. كلية التجارة - جامعة الزقازيق.
- مجدي, ا. (2009). أثر النمو الاقتصادي على العمالة في الاقتصاد المصري (Vol. 000). جامعة حسيبة بن بو علي بالشلف - مخبر العولمة واقتصاديات شمال إفريقيا. http://search.mandumah.com/Record/68004
- شهاب، محمد عبد الحميد محمد, توني, محمود عبد العزيز. (2015). قياس استدامة عجز الحساب الجاري لميزان المدفوعات المصري باستخدام تقنية الشبكات العصبية الاصطناعية. مجلة جامعة الإسكندرية للعلوم الإدارية, 52(1), 153-180. doi: 10.21608/acj.2015.63476.
- عبد السلام، ف. (2018)، "سعر الصرف وعلاقتة بالأستثمارات الأجنبية في مصر "(المجلد 291)، القاهرة: معهد التخطيط القومي، سلسة قضايا التخطيط والتنمية.
- غولدبيرغ، ب ك. (2019). مستقبل التجارة. مجلة التمويل والتنمية العددالصندوق في الخامسة والسبعين. يونيو.

- كمال، مروة، (2013)،" تطور المديونية الخارجية والمديونية الداخلية في ضوء السياسات المتبناه في مصر خلال الفترة (1974-2010)" ، بنها: كلية التجارة، جامعة بنها ، رسالة ماجستير غير منشورة، بنها.
- محمد عبد القادر, حسام الدين, أبو السعود عبده, سارة. (2021). تقدير مسار التوازن الاقتصادي الخارجي في مصر. المجلة العلمية للإقتصاد و التجارة, 51(3), 13-50. doi: 10.21608/jsec.2021.163061.
- معهد التخطيط القومي. (2019). أثر السياسات الحمائية الراهنة في العالم على التجارة الدولية مع إشارة خاصة إلى جمهورية مصر العربية. سلسلة لقاء الخبراء. معهد التخطيط القومي. القاهرة.
- معهد التخطيط القومي،(2019)" منافع واعباء التمويل الخارجي في مصر" (المجلد 306)، القاهرة، مصر: معهد التخطيط القومي.
- صندوق النقد الدولي. (2019). مصر: نحو تحقيق الرخاء الاقتصادي. بلدان في دائرة الضوء. https://www.imf.org/ar/News/Articles/2019/07/24/na072419-egypt-a-path-.
- وزارة التجارة والصناعة. (2016). إستراتيجية وزارة التجارة والصناعة لتعزيز التنمية الصناعية والتجارة الخارجية، القاهرة.
- وزارة التجارة والصناعة. (2022). اتجاهات الصادرات المصرية (عام 2021 مقارنة ب2020). قطاع نظم المعلومات والتحول الرقمي. الإدارة المركزية للاحصاء والتقارير والنشر الإلكتروني. القاهرة.
- وزارة التجارة والصناعة. (2022). اتجاهات الواردات المصرية (عام 2021 مقارنة ب2020). قطاع نظم المعلومات والتحول الرقمي. الإدارة المركز للاحصاء والتقارير والنشر الإلكتروني. القاهرة.
- *Acharya S. (2015) Trade Liberalization. In: Hölscher J., Tomann H. (eds) Palgrave Dictionary of Emerging Markets and Transition Economics. Palgrave Macmillan, London. https://doi.org/10.1007/978-1-137-37138-6_21.*
- *Aimon, H., Putri Kurniadi, A., & Ulfa Sentosa, S. (2020). Determinants and Causality of Current Account Balance and Foreign Direct Investment: Lower Middle Income Countries in ASEAN. KnE Social Sciences, 4(7), 10–22. https://doi.org/10.18502/kss.v4i7.6839 .*
- *Akinsola, M. O., & Odhiambo, N. M. (2020). Oil price and economic growth of oil-importing countries: A review of international literature. Applied Econometrics and International Development, 20(1), 129-151. https://econpapers.repec.org/article/eaaaei.*
- *Baharumshah, A.Z. and Lau E., S, (2003), Fountas, On the sustainability of current account deficits: evidence from four ASEAN countries, Journal of Asian Economics, 14, pp. 465-487*
- *Behera, H.K. and Yadav, I.S. (2019), "Explaining India's current account deficit: a time series perspective", Journal of Asian Business and Economic Studies, Vol. 26 No. 1, pp. 117-138. https://doi.org/10.1108/JABES-11-2018-0089 .*
- Bracke T, Bussière M, Fidora M, Straub R.(2010). A framework for assessing global imbalances. World Econ 33(9):1140–1174. doi:10.1111/j.1467-9701.2010.01266.x.
- *Broten, N. (2017). An Essay on the Principle of Population. J. Johnson, in St. Paul's Church-Yard. https://doi.org/10.4324/9781912281176*
- *Chatziantoniou, I., Filippidis, M., Filis, G., & Gabauer, D. (2021). A closer look into the global determinants of oil price volatility. Energy Economics, 95, 105092. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.105092*
- *Damodar N, G. (2004). Basic econometrics. In: The Mc-Graw Hill, New York.*
- *Escribano, A., Sipols, A. E., & Aparicio, F. (2006). Nonlinear Cointegration and Nonlinear Error Correction: Record Counting Cointegration Tests. Communications in Statistics - Simulation and Computation, 35(4), 939-956. https://doi.org/10.1080/03610910600880351*
- *Etornam, D. K., & Denis, D. (2015). Granger Causality Analysis on Ghana's Macro-Economic Performance and Oil Price Fluctuations. Journal of Resources Development and Management Journal, 6.*
- *Clower E and Ito, H,(2011),The persistence and determinants of current account balances: the implications for global rebalancing. Santa Cruz Institute for International Economics, No. 11-09.*

- *Hakkio, C.S, (1995), The US current account: the other deficit Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, 80 (3).*
- *Holman, J. A., (2001), "Is the large U.S. current account deficit sustainable?" Economic Review, First Quarter, 5-23. Available: (https://www.kansascityfed.org/~/media/files/publicat/econrev/econrevarchive .*
- *Husein, Jamal and Pier, Chuck, (2019), "Long-Run Sustainability Of Current Account Balance: Evidence From Twenty North And Latin American Economies," Applied Econometrics and International.*
- *IMF.(2020). External Sector Report, July, https://www.imf.org/en/Publications/SPROLLs/External-Sector-Reports#sort=%40imfdate%20descending.*
- *International Monetary Fund.(2021). External Sector Report: Divergent Recoveries and Global Imbalances. Washington, DC, August.*
- *Lanzafame, M., (2014), Current account sustainability in advanced economies The Journal of International Trade & Economic Development, 23 (7), pp. 1000-1017.*
- *Levin, A., Lin, C.-F., & James Chu, C.-S. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. Journal of Econometrics, 108(1), 1-24. https://doi.org/10.1016/s0304-4076(01)00098-7*
- *Maait, Mohamed.(2021). Egypt Looks to Trade, Manufacturing for Future Growth. Geo political Monitor. October. https://www.geopoliticalmonitor.com/egypt-looks-to-trade-manufacturing-for-future-growth/.*
- *Mark J. Holmes ,Theodore Panagiotidis and Abhijit Sharma, (2011),The Sustainability of India's current, Journal Applied Economics, Volume 43, Issue2.*
- *Martin, Kaufman and Daniel, Leigh, (2020), Global Imbalances and the COVID-19 Crisis, IMF Blog.*
- *Menzie, Chinn and Hiro, Ito.(2019), A requiem for 'blame it on Beijing': Interpreting rotating global current account surpluses, CEPR's policy portal, The Centre for Economic Policy Research, 21 November.*
- *Narayan, P. (2004). Reformulating critical values for the bounds F-statistics approach to cointegration: an application to the tourism demand model for Fiji (Vol. 2). Monash University Australia .*
- *Obstfeld M, Rogoff KS.(2005). Global current account imbalances and exchange rate adjustments. Brook Pap Econ Act 1:67–123.*
- *Obstfeld M, Rogoff K, (2009), Global imbalances and the financial crisis: products of common causes. Paper presented at the Federal Reserve Bank of San Francisco Asia Economic Policy Conference, Santa Barbara, CA, October 18–20.*
- *Otaviano, Canuto, (2018), Global imbalances and currency bullying, OCP Policy Center's blog, August 06, https://www.policycenter.ma/blog/global-imbalances-and-currency-bullying#.X1YiWlUzbIV.*
- *Özata, Erkan,(2014), Sustainability of current account deficit with high oil prices: Evidence from Turkey. International Journal of Economic Sciences, Vol. III, No. 2/2014, pp. 71-88.*
- *Phillips, S., L. Catão, L. A. Ricci, R. Bems, M. Das, J. di Giovanni, D. F. Unsal, M. Castillo, J. Lee, J. Rodriguez, and M. Vargas. 2013. "The External Balance Assessment (EBA) Methodology." IMF Working Paper 13/272, International Monetary Fund, Washington, DC.*
- *Putri, A K and Aimon, H. (2018). Determinants of the current account balance in Indonesia. International Conferences on Educational, Social Sciences and Technology. Fakultas Ilmu Pendidikan UNP. ISBN (Electronic):978-602-73537-9-4). https://www.gci.or.id/proceedings/view_article/25/1/icesst.*
- *Sachs, J.D, (1981), The current account and macroeconomic adjustment in the 1970s Brookings Papers on Economic Activity, 12 (1), pp. 201-282.*

- *Sahoo, M babu, M. Suresh and Dash, U.(2016), Current account sustainability in SAARC economies: Evidence from combined cointegration approach. Published in: Theoretical and Applied Economics , Vol. 609, No. 4, pp. 281-298.*
- *Setser, B. (2016), "The return of the East Asian savings glut", Council for Foreign Relations discussion paper.*
- *Shihab, R.A., Soufan, T. and Khaliq, S.A. (2014). The Causal Relationship between Exports and Economic Growth in Jordan. International Journal of Business and Social Science, 5, 302-308.*
- *Shruti, Shastri, A. K. Giri and Geetilaxmi Mohapatra,(2018), Testing the Sustainability of Current Accounts for Major South Asian Economies: A Panel Data Approach, South Asia Economic Journal, May 29.*
- *Singla, Jordi, (2019), A ghost from the past? The deterioration of Spain's current account balance, Caix Bank Research, September 17th.*
- *Sophocles, Brissimis et al, (2010), Current account determinants and external sustainability in periods of structural change, Economic Change and Restructuring 45(1243)DOI: 10.1007/s10644-011-9107-y.*
- *Tang, D. (2019) "Determinants of the Current Account Balances among Central and Eastern European Countries in the European Union," European Review. Cambridge University Press, 27(2), pp. 220–245. doi: 10.1017/S1062798718000765 .*
- *The International Trade Centre (ITC). (2021). Egypt Country Brief. https://www.intracen.org/country/egypt ./*
- *Yaya, Sissoko and James, J. Jozefowicz ,(2016), An Investigation of Current Account Sustainability in Five Asean Countries, Microeconomics and Macroeconomics, Vol. 4 No. 1, pp. 1-16. doi: 10.5923/j.m2economics.20160401.01.*
- *World Trade Organization (WTO). 2005. "Egypt's Trade Policy." Review Document No. WT/TPR/G/150, World Trade Organization, Geneva.*
- *World Trade Organization (WTO).(2018). TRADE POLICY REVIEW. WT/TPR/S/367. January.*