مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية، المجلد الخامس والعشرون – العدد الأول – (2023) 81 - 126
المعهد العربي للتخطيط
https://doi.org/10.34066/jodep.23.25.1.3

العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر الصرف خلال الفترة (1971-2020): نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL)

رضا البدوي*

ملخص

تهدف الدراسة إلى تحليل العلاقة التبادلية بين الميزان التجاري المصري وسعر صرف الدولار من خلال دراسة العلاقة بين الصادرات والواردات وسعر الصرف في الأدب الاقتصادي وكذلك تطورها في الاقتصاد المصري خلال فترة الدراسة، ومن خلال نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة واختبارات الحدود تتم دراسة علاقات التكامل المشترك بين تلك المتغيرات في الأجل الطويل ، كما تتم دراسة علاقات الأجل القصير من خلال نموذج تصحيح الخطأ، واستخدمت الدراسة بيانات عن الفترة (1971-2020) في التحليل الوصفي تم اختصارها إلى الفترة (1991-2020) في التحليل القياسي، ومن خلال ثلاثة نماذج قياسية تربط بين متغيرات الدراسة ظهرت وجود علاقات تكامل بين الصادرات والواردات كمتغيرات مستقلة وسعر الصرف كمتغير تابع إلا أنها علاقة غير منطقية، بينما كانت علاقة سعر الصرف كمتغير مستقل بالصادرات والواردات علاقة منطقية متدهورة عبر الزمن مع ارتباط سعر الصرف والصادرات بعلاقة طردية في الأجلين، وكانت العلاقة كذلك طردية بين سعر الصرف والواردات وهو ما يخالف النظرية الاقتصادية وما تم توقعه في هذه الدراسة.

The Reciprocal Relationship Between the Egyptian Trade Balance and the Exchange Rate During the Period (1971-2020): Autoregressive Distributed Lag Periods Model (ARDL)

Reda Elbadawy

Abstract

The study aims to analyze the reciprocal relationship between the Egyptian trade balance and the dollar exchange rate by studying the relationship between exports, imports and the exchange rate in the economic theory as well as its development in the Egyptian economy during the study period. Through an Autoregressive Distributed Lag model (ARDL) and Bounds Testing Approach as well as an Error-Correction Model, it aims to study the Co-Integration Relationships between those variables in the long and short term. The study used data for the period (1971-2020) in the descriptive analysis which has been limited for the period (1991–2020) in the standard analysis. There appeared to be, through three standard models linking between the study variables, integration relationships between imports and exports as being independent variables and the exchange rate as a dependent variable. It is an illogic relationship while the relationship of the exchange rate as an independent variable with exports and imports was a logical relationship that deteriorated over time with the exchange rate and exports being linked in a positive relationship in both terms. The relationship was also positive between the exchange rate and imports, which contradicts the economic theory and what was predicted in this study.

* المعهد العالي للعلوم الإدارية المتقدمة والحاسبات بالبحيرة – مصر، البريد الإلكتروني:

redaelbadawy2030@gmail.com

1. مقدمة الدراسة

تمثل التجارة الخارجية أداة رئيسية لتحقيق التنمية الاقتصادية لما تحققه من توازن في الاقتصاد من خلال تصدير فائض إنتاج الطلب المحلي واستيراد السلع والخدمات التي لا تنتج محليا، بذلك تعد التجارة الخارجية انعكاساً للمتغيرات الاقتصادية الكلية كالإنتاج والاستثمار (التخطيط القومي، 2020)، وقد نمت التجارة الدولية بشكل كبير خلال القرنين الماضيين مما أدى إلى تحول كبير في الاقتصاد العالمي، كما أدى النمو الكبير والمستدام للاقتصاد العالمي خلال نفس الفترة إلى الإسراع بوتيرة نمو التجارة العالمية (Ortiz-Ospina & Beltekian, 2018) مما يعكس الترابط القوي بين النمو والتجارة الدولية والتي أنشأت بدورها عاملا اقتصاديا جديدا يتم التعامل من خلاله بين الدول وهو سعر الصرف، وتهتم الدول عامة بالتوازن الخارجي من خلال تفعيل سياسات الاقتصاد الكلي المختلفة والتي من أهمها سياسة سعر الصرف لتحقق من خلالها نموا للصادرات وتقليل الواردات ما أمكن.

2. مشكلة الدراسة

يعد الاقتصاد المصري من الاقتصادات التي تعتمد على التجارة الخارجية بشكل كبير؛ حيث بلغت صادرات مصر من السلع والخدمات كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي خلال عام 2020 ما يعادل 13.11 % ، كما بلغت الواردات من السلع والخدمات كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي خلال نفس العام 20.65 % (worlbank, 2021)، أي أن ما يعادل 33.76 % من الناتج المحلي الإجمالي، مما يبرز مكانة التجارة الخارجية في الاقتصاد المصري، مع ملاحظة أن عجز الميزان التجاري المصري كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي بلغ 7.55 % عام 2020، وبذلك تواجه مصر تحديا اقتصاديا كبيراً يتمثل في عجز الميزان التجاري والذي ينعكس مباشرة على مجمل الاقتصاد الوطني (المهدي، 2003)، وباعتبار أن سعر الصرف انعكاس لقوة وهيكل الاقتصاد القومي من ناحية واعتماده على الخارج من ناحية أخرى، ومع لجوء مصر إلى تخفيض قيمة الجنيه أكثر من مرة خلال فترة الدراسة لتعديل وإصلاح الاختلالات الهيكلية في الاقتصاد القومي؛ لذلك تهتم الدراسة بتحليل وقياس العلاقات التبادلية بين شقي الميزان التجاري المصري – صادرات وواردات

– وسعر الصرف الرسمي للدولار بغية وضع تصور أكثر فعالية لسياسة التوازن الخارجي للاقتصاد المصري، ومن ثم تتمثل مشكلة الدراسة في الإجابة على التساؤلات التالية:

- ما هي العلاقة بين الميزان التجاري وسعر الصرف في الأدبيات الاقتصادية؟
- ما هو تطور وسلوك متغيرات الدراسة خلال الفترة (1971–2020)؟
- أثر الميزان التجاري على سعر الصرف؟
- أثر سعر الصرف على الميزان التجاري؟

2.1 أهمية الدراسة وأهدافها

تستمد الدراسة أهميتها من كون الميزان التجاري وسعر الصرف يعكسان قوة الاقتصاد المصري وقدرته على المنافسة عالميا من خلال تحقيق التوازن الخارجي والذي يعد أحد أهم المطالب في السياسات الكلية، الهدف الرئيسي من هذه الدراسة هو معرفة العلاقة بين الميزان التجاري المصري بشقيه – صادرات وواردات – وسعر صرف الدولار أمام الجنيه المصري من خلال عدة أهداف فرعية؛ هي:

- تأثير نمو الصادرات والواردات المصرية على سعر صرف الدولار أمام الجنيه.
- تأثير سعر الصرف على نمو الصادرات والواردات المصرية.

2.2 فرضية الدراسة

تقوم الدراسة على الفرضية التالية: "وجود علاقة تكامل مشترك معنوية بين الميزان التجاري المصري وسعر صرف الدولار أمام الجنيه المصري في الأجلين الطويل والقصير"

2.3 منهج الدراسة

تستخدم الدراسة المنهج الاستنباطي Inductive Approach ومن أهم أدواته الأسلوب الوصفي لتحديد الإطار النظري وتوصيف متغيرات الدراسة والأسلوب التاريخي لسرد ووصف تطور علاقة الميزان التجاري المصري وسعر الصرف، كما تستخدم الدراسة المنهج الاستقرائي Deductive Approach لقياس العلاقة بين تلك المتغيرات من خلال النموذج القياسي المعتمد

نموذج الإبطاء الموزع للانحدار الذاتي (Auto Regressive Distributed Lag (ARDL أو ما يسمى باختبارات الحدود (Bound Tests) لقياس العلاقة بين متغيرات الدارسة وتحليل التكامل المشترك بينها Co-Integration ثم قياس العلاقات بين تلك المتغيرات في الأجل الطويل مع استخدام نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model (ECM) لتقدير علاقات الأجل القصير خلال فترة الدارسة (1971–2020)، باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews12.

2.4 خطة الدراسة

لتحقيق أهداف الدراسة واختبار الفرضيات التي تقوم عليها جرى تقسيمها إلى خمسة أجزاء بخلاف المقدمة كما يلي: الدراسات السابقة، العلاقة بين الميزان التجاري وسعر الصرف في الأدبيات الاقتصادية، تحليل سلوك متغيرات الدراسة خلال الفترة (1971–2020)، دراسة علاقات التكامل المشترك بين تلك المتغيرات في الأجلين القصير والطويل، النتائج والتوصيات.

3. الدراسات السابقة

تعددت الدراسات التطبيقية العربية والإنجليزية المهتمة بتحليل العلاقة بين تغيرات سعر الصرف والتوازن الخارجي، وهو ما سيتم تناوله فيما يلي:

1.3 الدراسات باللغة العربية

– **دراسة** (أحمد، 2021) **بعنوان: "أثر عدم استقرار سعر الصرف في ميزان المدفوعات دراسة السودان خلال الفترة (1979–2017)"** هدفت الدراسة إلى معرفة أثر عدم استقرار سعر الصرف على ميزان المدفوعات السوداني من خلال استخدام منهج التحليل الإحصائي والقياسي، وتوصلت الدراسة إلى أن زيادة سعر الصرف تؤدي إلى زيادة معدلات التضخم الذي يحدث خلل في ميزان المدفوعات، مع ضعف قيمة الصادرات وزيادة الواردات الذي يؤدي إلى نقص المعروض من النقد الأجنبي ويزيد عجز ميزان المدفوعات.

– **دراسة** (على، 2020) **بعنوان: "أثر سعر الصرف الحقيقي على ميزان المدفوعات، دراسة تحليلية على الاقتصاد السوري"**، بحثت الدراسة دور سعر الصرف الحقيقي على ميزان المدفوعات والذي يتوقف على حساسية عناصر ميزان المدفوعات لتغير سعر الصرف الحقيقي، ومن خلال

توظيف المناهج التحليلية خلصت الدراسة إلى أن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي يؤثر سلباً على ميزان المدفوعات من خلال زيادة الإنفاق والواردات، في حين لم يؤدِ ارتفاع سعر الصرف الحقيقي إلى تخفيض الصادرات.

- **دراسة** (رواق، 2019) **بعنوان: أثر تقلبات سعر الصرف على التوازن الخارجي، دراسة حالة الجزائر (2000 – 2016)**" فرضت الدراسة وجود علاقة إيجابية بين سعر صرف الدينار الجزائري وعناصر ميزان المدفوعات فتزيد الصادرات عند انخفاض سعر الصرف الدينار ويقل الطلب على الواردات وبالتالي تحقق فائض في الميزان التجاري، ومن خلال استخدام المنهج الوصفي وتحليل البيانات الإحصائية عن فترة الدراسة تم التوصل إلى شرط قوة الاقتصاد لتحقيق توازن ميزان المدفوعات.

2.3 الدراسات باللغة الإنجليزية

- **دراسة** (Aboobucker, Kalideen, & Abdul Jawahir, 2021) **بعنوان:** "العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاري: دراسة تطبيقية من سريلانكا"، هدفت الدراسة إلى اختبار شرط مارشال ليرنر أو ظاهرة J–Curve من خلال استخدام نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة (ARDL) لتحديد علاقات الأجل الطويل، واستخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM) لتحديد علاقات الأجل القصير باستخدام بيانات عن الفترة (1977 – 2019)، وأشارت نتائج الدراسة إلى وجود شرط مارشال ليرنر أو ظاهرة J–Curve في سري لانكا.

- **دراسة** (Akorli, 2018) **بعنوان: "، آثار أسعار الصرف على الميزان التجاري في غانا"**، من خلال استخدام بيانات السلاسل الزمنية السنوية خلال الفترة (1980 – 2016) بحثت الدراسة تأثير أسعار الصرف على الميزان التجاري لغانا من خلال اختبار جوهانسون للتكامل المشترك وطريقة المربعات الصغرى OLS لتقدير علاقات الأجل الطويل ونموذج تصحيح الخطأ ECM لتقدير علاقات الأجل القصير، توصلت الدراسة إلى أن ظاهرة J-Curve غير موجودة في غانا.

- **دراسة** (Kurtović & Athers, 2017) **بعنوان: تأثير انخفاض سعر الصرف على الميزان التجاري لألبانيا**، بحثت الدراسة تأثير انخفاض سعر الصرف الفعلي الحقيقي للعملة على الميزان

التجاري لألبانيا باستخدام بيانات ربع سنوية للفترة (1994 – 2015)، تم استخدام نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM)، وأظهرت النتائج تكاملاً مشتركًا طويل الأجل بين سعر الصرف الفعلي الحقيقي (REER) والميزان التجاري (TB)، مع وجود ضعيف لظاهرة J-Curve.

تعتبر الدراسة الحالية استكمالا الدراسات السابقة والتي تم الاستفادة منها في إثراء الإطار النظري واختيار المتغيرات الاقتصادية لبناء النموذج القياسي للدراسة الحالية، كما أسهمت الدراسات السابقة في إلقاء الضوء على أهمية دراسة العلاقة بين الميزان التجاري وسعر الصرف، **إلا أن الدراسة الحالية تختلف عن الدارسات السابقة من عدة زوايا؛ أهمها:**

- ركزت معظم الدراسات على جانب واحد في التحليل وهو تأثير سعر الصرف على الميزان التجاري مع دراسة وتحليل شرط مارشال– ليرنر أو ظاهرة J–Curve، دون النظر إلى أن سعر الصرف يمثل ترجمة لقوة الميزان التجاري أو ضعفه، لذلك تحاول الدراسة الحالية أن توضح طبيعة واتجاه العلاقة السببية بين الميزان التجاري المصري بشقيه (صادرات وواردات) وسعر صرف الجنيه المصري أمام الدولار.
- تستخدم الدراسة الحالية منهج قياسي حديث نسبياً للوصول إلى نتائج أكثر دقة، مع تناولها لفترة زمنية أطول نسبياً.
- حداثة الدراسة الحالية عن غيرها.

4. العلاقة بين الميزان التجاري وسعر الصرف في الأدبيات الاقتصادية

تعد العلاقة بين الميزان التجاري وسعر الصرف من العلاقات المهمة في التحليل الاقتصادي الكلي كونهما يمثلان حجر الزاوية في التوازن الخارجي للدولة، من هنا سوف يتم تناول مفهوم وأهمية الميزان التجاري، وسعر الصرف وأهميته، وكذلك العلاقة بينهما في الأدبيات الاقتصادية؛ وذلك في عدة نقاط كما يلي:

1.4 الميزان التجاري

يمثل رصيد الميزان التجاري الفرق بين الصادرات والواردات، ويشكل الميزان فائضاً إذا كانت قيمة الواردات أقل من قيمة الصادرات في الاقتصاد وعجزاً إذا زادت قيمة واردات الاقتصاد عن قيمة صادراته، ويوازن في حالة تساوت قيمتهما (حشيش، 2000).

2.4 سعر الصرف

برز سعر الصرف كأحد أهم أدوات السياسة الاقتصادية التي تهدف إلى إحداث التوازن الخارجي للاقتصاد القومي لارتباطه بالتجارة الخارجية (Jafari, 1999)، وسعر الصرف هو السعر الذي يمكن للفرد أن يشتري أو يبيع بموجبه عملة بلد ما مقابل عملة بلد آخر (Mankiw, 2007)، وهناك طريقتان في النظر لأى من العملتين كسلعة، الأولى وهي الشائعة ترى أن العملة الأجنبية هي السلعة، وتقاس الوحدة الواحدة منها بالعملة المحلية وهي الطريقة المباشرة، أما الطريقة الثانية فتقاس فيها الوحدة الواحدة من العملة المحلية بالعملة الأجنبية (Hornby , Wall, & Gammie, 1997).

1.2.4 أنواع سعر الصرف

هناك ثلاثة أنواع لسعر الصرف، **الأول:** سعر الصرف الحقيقي ويعبر عن نسبة الأسعار النسبية المحلية للسلع الداخلة في التجارة إلى أسعار السلع غير الداخلة في التجارة (Edwards, 1998)، **الثاني:** سعر الصرف الفعلي: وهو عبارة عن متوسط عدة أسعار صرف ثنائية مما يدل على مدى تحسن أو تطور عملة بلد ما بالنسبة لمجموعة من العملات الأخرى، **الثالث:** سعر الصرف الرسمي (الاسمي): وهو سعر الصرف الذي تحدده السلطات الوطنية أو السعر المحدد بسوق الصرف المسموح بها قانوناً، ويتم حسابه كمتوسط سنوي استناداً للمتوسطات الشهرية لوحدات العملة المحلية مقابل الدولار الأمريكي (worlbank, 2021)، ويتحدد نوع سعر الصرف طبقا للسياسة التي تتبعها الدولة في تحديده وهي التي تشكل الإطار القانوني الذي يتحدد فيه هذا السعر (Jura, 2003)، وهو ما تتناوله النقطة التالية:

2.2.4 أنظمة الصرف

يمكن التمييز بين نظامين لسياسة سعر الصرف هما:

– **أسعار الصرف الثابتة:** هو النظام الذي تحدد فيه الدولة سعر الصرف الرسمي الذي لا يتم تداول العملة بيعا ولا شراءً إلا به (السيد، 2018)، مع العلم أنه لا يوجد نظام ثابت لسعر الصرف بالمعني المطلق فالسلطات تستخدم تثبيت العملة وتحريرها وفقاً للسياسيات الاقتصادية والأهداف المراد تحقيقها، علاوة على أن جمود أسعار الصرف الثابتة قد يؤدي إلى تفاقم التشوهات الناتجة عن التعديل الهيكلي في الأنشطة الاقتصادية (Anyanwu, 1993)، وبالتالي تتدخل السلطات النقدية لتعديل السعر بما يتوافق مع المتغيرات الاقتصادية الكلية.

– **أسعار الصرف المرنة (نظام تعويم العملات):** حيث يتكفل جهاز الأسعار بإحداث التغيرات المناسبة في معدلات الصرف والتي تنعكس بدورها في التأثير على قيمة الصادرات الواردات وكذا انتقال رؤوس الأموال (Soofi, 2009)، وهي إما أسعار صرف عائمة حرة لا تتدخل فيها السلطات النقدية، أو أسعار صرف عائمة موجهة يتم التدخل فيها من قبل السلطات النقدية (Frankel, 1999)، من هنا ظهر مفهوم تعويم العملة أو تخفيضها وهو ما نتناوله في الفقرة التالي:

3.2.4 مفهوم تخفيض قيمة العملة (التعويم)

يقصد بتخفيض سعر الصرف كل انخفاض تقوم به الدولة عمدا في قيمة الوحدة النقدية الوطنية مقومة بوحدات النقد الأجنبية سواء اتخذ ذلك مظهر قانونيا أو فعليا في نسبة الوحدة إلى الذهب أو لم يتخذ (عوض الله، 2004)، والغرض من تخفيض قيمة العملة المحلية هو تحسين الميزان التجاري الدولة من خلال زيادة الصادرات وبالتالي زيادة النقد الأجنبي، والحد من الواردات وتخفيض مدفوعات الدولة من النقد الأجنبي، كما أنه يؤدى إلى زيادة القدرة التنافسية للدولة في الأسواق الدولية (Shirvani & Wilbratte, 1997) .

3.4 العلاقة بين الميزان التجاري وسعر الصرف

توجد علاقة تبادلية وثيقة بين الميزان التجاري وسعر صرف العملة المحلية، يمكن تناولها من منظورين مختلفين؛ وذلك كما يلي:

1.3.4 أثر التغير في قيمة الصادرات والواردات على سعر الصرف

يعد سعر الصرف مؤشراً يستجيب بقوة للمؤشرات الاقتصادية الكلية وبدرجة أقل لغيرها (عبد العظيم، 1998)، وأهم تلك العوامل تغيرات الميزان التجاري؛ فعندما ترتفع قيمة الصادرات نسبة إلى الواردات ستتجه قيمة العملة إلى الارتفاع والعكس صحيح (حسن، 2010)، ووفقا لنظرية تحديد سعر الصرف على أساس التجارة أو المرونة والتي تعتمد على حركة السلع والخدمات فإن سعر الصرف التوازني هو الذي يحقق المساواة في قيمة كل من الصادرات والواردات للدولة (Ruhani, Islam, & Ahmad, 2018)، من هنا يمكننا القول إن هناك ارتباطا قوياً بين الميزان التجاري وسعر الصرف على نحو ما يتم تناوله في الفقرات التالية.

2.3.4 أثر تغيرات سعر الصرف على الميزان التجاري

يعد التقدير الدقيق لسعر الصرف التوازني بمثابة حجر الزاوية لأي دولة تتبنى إدارة سياسية اقتصادية ذات توجه خارجي، كما أن التقلبات الزائدة في معدلات سعر الصرف الحقيقية وعدم توافق القيمة الإسمية لسعر الصرف الرسمي مع مستواها التوازني يؤدى إلى حدوث تكاليف كبيرة في مستوى الرفاه الاجتماعي (محي الدين و كجوك، 16-17 ديسمبر 2002)، فالتقييم الخاطئ لسعر صرف العملة المحلية يؤدي في خلل الميزان التجاري للدولة (عوض الله، 2004)، حيث يؤدي رفع القيمة الخارجية للعملة إلى خفض القدرة التنافسية للسلع المنتجة محليا مما يجعل أسعار الواردات أكثر جاذبية بالنسبة للمقيمين، وعلى العكس من ذلك فإن تخفيض سعر الصرف يؤدي إلى زيادة القدرة التنافسية للصادرات (عابد، 1999)، إضافة إلى خفض تكلفة الإنتاج نتيجة خفض تكلفة الواردات من المواد الخام (عبد العظيم، 1998)، وما يدخل في جوهر الدراسة هو تخفيض قيمة العملة المحلية لتعرض الجنيه لتخفيض قيمته أكثر من مرة خلال فترة الدراسة؛ لذلك سوف تركز الدراسة على أثر تخفيض قيمة العملة المحلية على الميزان التجاري:

أثر تخفيض قيمة العملة المحلية على الصادرات والواردات: سبقت الإشارة إلى أن الهدف الرئيس لتخفيض قيمة العملة المحلية هو زيادة الصادرات والحد من الواردات وزيادة القدرة التنافسية للدولة في الأسواق الدولية، ويحد تخفيض قيمة العملة من الواردات من خلال تأثيره على ثلاث متغيرات هامة؛ هي الدخل الحقيقي المتاح ونسبة الاستهلاك المرغوب إلى الدخل المتاح والقيمة الحقيقية

للسلع المستوردة (Omotunde, 1987)، بينما لا يؤدي التخفيض حتماً إلى نقص قيمة الواردات الرأسمالية خاصة في الدول النامية كون هيكل وارداتها يتضمن سلعا لا يمكن إنتاجها محليا ولا يمكن الاستغناء عنها، وبالتالي غير حساسة لأسعارها (حشيش و شهاب، 2003)، وبشكل عام يتوقف نجاح سياسة تخفيض العملة أو فشلها على مرونة الصادرات والواردات حيث يمكننا التفرقة بين أربع حالات مختلفة لمرونة الطلب والعرض على الصادرات والواردات تحكم عملية تخفيض العملة (Robinson, 1947)، هي:

- **مرونة الطلب الخارجي على الصادرات:** تزيد الصادرات بشكل كبير إذا كانت مرونة الطلب الأجنبي عليها كبيرة، وعلى العكس من ذلك إذا كان الطلب الأجنبي عليها غير مرن.
- **مرونة العرض الداخلي للصادرات:** تؤثر في مرونة الطلب على السلع القابلة للتصدير حيث تنخفض الصادرات بنفس نسبة تخفيض قيمة العملة إذا كانت مرونة العرض المحلي معدومة، أما إذا كان العرض المحلي مرن فان الصادرات سترتفع.
- **مرونة العرض الخارجي للواردات:** إذا كانت مرونة الطلب الأجنبي على الصادرات تامة ومرونة العرض المحلي تامة أيضا فإن التخفيض سيكون فعالا.
- **مرونة الطلب الداخلي على الواردات:** والتي تتأثر بالمرونة المحلية لعرض السلع المنافسة بحيث لن يؤثر التخفيض إذا اتسمت المرونتان بالجمود.

5. تحليل سلوك متغيرات الدراسة خلال الفترة (1971–2020)

شهدت فترة الدراسة تغيرات اقتصادية كبيرة خاصة بالصادرات والواردات وسعر الصرف مما أثر سلبا على وضع الميزان التجاري المصري، الجدول رقم (1) يوضح بيانات متغيرات الدراسة لتلك الفترة:

جدول رقم (1) الصادرات والواردات وصافي الميزان التجاري المصري (مليار دولار بالقيمة الحالية) وسعر صرف الدولار بالجنيه المصري خلال الفترة (1971 – 2020)

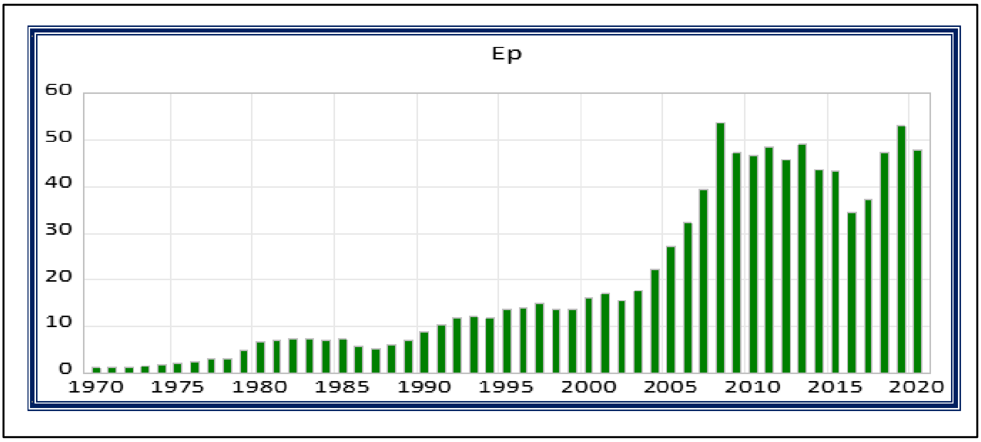
Year	Ep	Imp	Tbala	Exr	Year	Ep	Imp	Tbala	Exr
1971	1.14	1.53	0.39	0.43	1996	14.03	17.72	3.69	3.39
1972	1.18	1.62	0.43	0.43	1997	14.78	19.53	4.75	3.39
1973	1.37	1.83	0.47	0.40	1998	13.75	21.81	8.06	3.39
1974	1.88	2.89	1.01	0.39	1999	13.65	21.14	7.49	3.40
1975	2.11	4.13	2.02	0.39	2000	16.17	22.78	6.61	3.47
1976	2.29	3.72	1.43	0.39	2001	16.90	21.59	4.69	3.97
1977	3.11	4.52	1.41	0.39	2002	15.60	19.30	3.71	4.50
1978	2.95	5.03	2.08	0.39	2003	17.50	19.58	2.08	5.85
1979	4.77	7.74	2.97	0.70	2004	22.24	23.31	1.07	6.20
1980	6.61	9.29	2.68	0.70	2005	27.19	29.22	2.03	5.78
1981	6.85	9.63	2.78	0.70	2006	32.17	33.91	1.74	5.73
1982	7.28	10.47	3.19	0.70	2007	39.46	45.43	5.97	5.64
1983	7.10	10.59	3.49	0.70	2008	53.80	62.91	9.11	5.43
1984	6.99	10.86	3.87	0.70	2009	47.21	59.76	12.56	5.54
1985	7.12	10.89	3.77	0.70	2010	46.75	58.22	11.47	5.62
1986	5.71	9.17	3.46	0.70	2011	48.54	58.26	9.72	5.93
1987	5.11	9.19	4.08	0.70	2012	45.77	67.87	22.10	6.06
1988	6.08	12.32	6.25	0.70	2013	49.09	67.36	18.28	6.87
1989	7.07	12.86	5.78	0.87	2014	43.53	69.30	25.77	7.08
1990	8.75	14.00	5.25	1.55	2015	43.42	71.35	27.92	7.69
1991	10.27	13.23	2.96	3.14	2016	34.39	66.16	31.77	10.03
1992	11.89	12.94	1.05	3.32	2017	37.29	69.09	31.80	17.78
1993	12.03	14.02	1.98	3.35	2018	47.23	73.33	26.11	17.77
1994	11.71	14.56	2.85	3.39	2019	53.04	78.01	24.97	16.77
1995	13.57	16.66	3.10	3.39	2020	47.87	75.43	27.56	15.76

المصدر : بيانات البنك الدولي، متاحة على: https://data.worldbank.org

1.5 تطور حجم الصادرات Ep المصرية خلال الفترة (1971–2020)

يوضح الشكل رقم (1) التغير في قيمة صادرات السلع والخدمات المصرية خلال فترة الدراسة:

شكل رقم (1): تطور الصادرات المصرية خلال الفترة (1971 – 2020)



المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

بلغ متوسط قيمة الصادرات خلال فترة السبعينيات 2.741 مليار دولار بمعدل نمو بلغ 22 % خلال الفترة[1] حيث ارتفعت الصادرات المصرية من 1.14 مليار دولار عام 1971 إلى 6.61 مليار دولار عام 1980 بزيادة بلغت 480 %، وهي أعلى نسبة زيادة خلال فترة الدراسة، مع ملاحظة أن الزيادة الفعلية بدأت عام 1975 مع نهاية حرب أكتوبر وبداية الانفتاح الاقتصادي في مصر، وشهدت الفترة (1981–1990) زيادة طفيفة في نمو الصادرات حيث بلغ متوسط قيمة الصادرات خلال فترة الثمانينيات 6.8 مليار دولار بمعدل نمو بلغ 3 % خلال الفترة حيث ارتفعت الصادرات المصرية من 6.85 مليار دولار عام 1971 إلى 8.75 مليار دولار عام 1980 بزيادة بلغت 28 %، ومع استمرار سياسة الانفتاح الاقتصادي وتحرير سعر الصرف خلال التسعينات زادت الصادرات بشكل ملحوظ بداية الفترة، إلا أن الركود العالمي بداية عام 1995 أثر عكسيا على

---

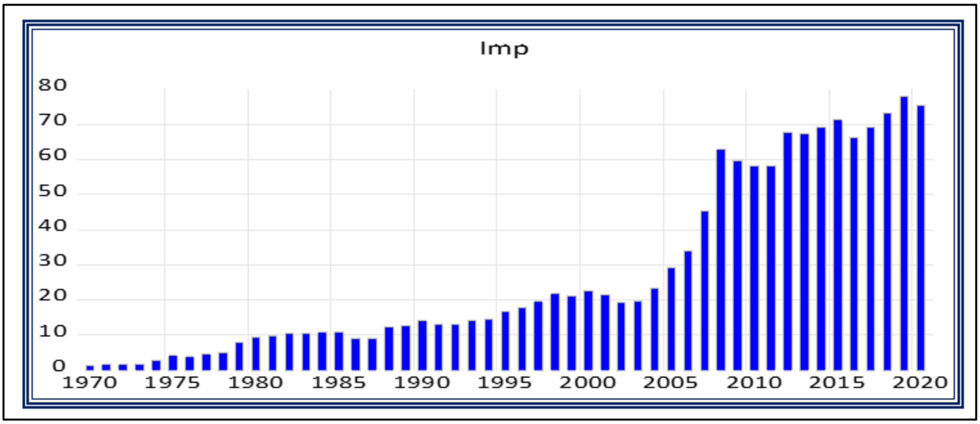
[1] معدل النمو خلال الفترة = (القيمة آخر الفترة / القيمة أول الفترة) ^ (1/ن-1) -1

الصادرات المصرية فتراجعت إلى مليار دولار، ولكن بوجه عام واصلت الصادرات المصرية ارتفاعها خلال الفترة (1991–2000) فمن 10.27 مليار دولار عام 1991 إلى 16.17 مليار دولار عام 2000 بزيادة بلغت 58 % حيث بلغ متوسط قيمة الصادرات خلال فترة التسعينيات 13.18 مليار دولار بمعدل نمو 5 % خلال الفترة، ثم عاودت الصادرات المصرية ارتفاعها خلال الفترة (2001–2010) من 16.9 مليار دولار عام 2001 إلى 46.75 مليار دولار عام 2010 بزيادة بلغت 177 % بينما بلغ متوسط قيمة الصادرات خلال الفترة 31.88 مليار دولار بمعدل نمو 12 % خلال الفترة نتيجة لانخفاض سعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار، ثم تراجعت الصادرات من 26.22 مليار دولار عام 2008 لتصل إلى 23.06 مليار دولار عام 2009 بسب الأزمة المالية العالمية وثبات سعر الصرف، واستمر انخفاض الصادرات المصرية بشكل ملحوظ خلال الفترة (2011–2020) حيث بلغ حجم الصادرات المصرية 47.87 مليار دولار عام 2020 بما يعادل – 1.3 % من بداية الفترة التي بلغ حجم الصادرات المصرية فيها 48.54 مليار دولار فقد بلغ متوسط الصادرات خلال الفترة 45.01 مليار دولار بمعدل نمو – 0.15 % خلال الفترة (نموا سالبا) فقد شهدت تلك الفترة أحداث يناير 2011 وجائحة كورونا والتي أثرت سلبيا على الاقتصاد العالمي. وبشكل عام تعني الصادرات المصرية من مشاكل متعددة مثل الاعتماد على تصدير فائض الاستهلاك وانخفاض القدرة التنافسية للمنتجات المصدرة والاعتماد على تصدير المواد الخام (التخطيط القومي، 2020).

2.5 تطور حجم الواردات Imp المصرية خلال الفترة (1971–2020)

يوضح الشكل رقم (2) التغير في قيمة الواردات المصرية من السلع والخدمات خلال فترة الدراسة:

شكل رقم (2): تطور الواردات المصرية خلال الفترة (1971 – 2020)



المصدر : عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

بلغ متوسط قيمة الواردات 4.23 مليار دولار بمعدل نمو 22 % خلال فترة السبعينات؛ حيث ارتفعت الواردات المصرية من 1.53 مليار دولار عام 1971 إلى 9.29 مليار دولار عام 1980 بنسبة بلغت 507 % عن بداية الفترة، كما واصلت الواردات المصرية ارتفاعها خلال الفترة (1981–1990) حيث بلغ متوسط قيمة الواردات 11 مليار دولار بمعدل نمو 22 % خلال الفترة حيث ارتفعت الواردات المصرية من 9.63 مليار دولار عام 1981 إلى 14 مليار دولار عام 1990 بما يعادل 45 % عن بداية الفترة، واصلت الواردات المصرية ارتفاعها حيث ارتفعت من 13.23 مليار دولار عام 1991 إلى 22.78 مليار دولار عام 2000 بنسبة زيادة 72 %، حيث بلغ متوسط قيمة الواردات 17.44 مليار دولار بمعدل نمو 6 % خلال الفترة، استمر الارتفاع خلال الفترة (2001–2010) حيث بلغ متوسط قيمة الواردات 37.32 مليار دولار بمعدل نمو 12 % خلال الفترة؛ فقد ارتفعت الواردات من 21.59 مليار دولار عام 2001 إلى 58.22 مليار دولار عام 2010 بما يعادل 170 %، وبنفس الوتيرة واصلت الواردات ارتفاعها خلال الفترة (2011–2020) فبلغ

متوسط قيمة الواردات 69.62 مليار دولار بمعدل نمو 3 % خلال الفترة؛ حيث ارتفعت الواردات من 58.26 مليار دولار عام 2011 إلى 75.43 مليار دولار بنسبة زيادة بلغت 29 %.

3.5 تطور رصيد الميزان التجاري Tbala في مصر خلال الفترة (1971–2020)

يعاني الميزان التجاري المصري من عجز طوال فترة الدراسة نتيجة ضعف نمو الصادرات وارتفاع معدل نمو الواردات بصورة كبيرة على نحو ما تم تناوله في الفقرتين السابقتين، وهو ما يمكن توضيحه من خلال الجدول رقم (2):

جدول رقم (2) تطور عجز الميزان التجاري المصري خلال الفترة (1971 – 2020) مليار دولار أمريكي

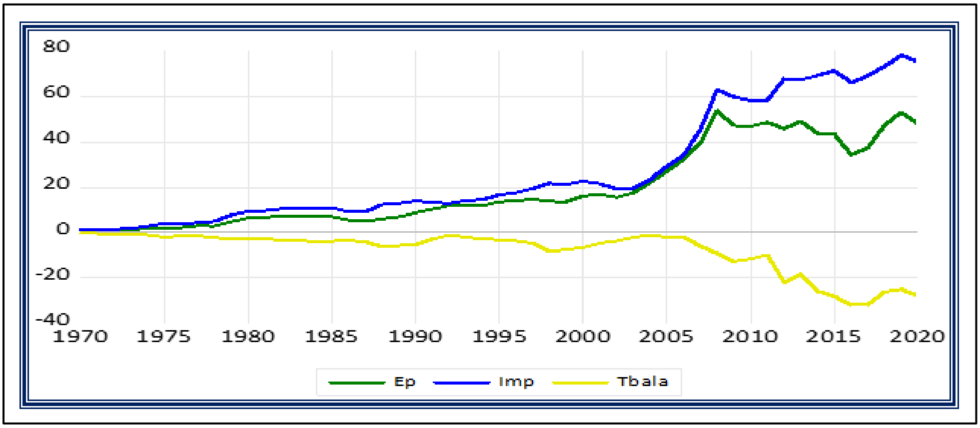
الفترة الزمنية	معدل نمو الصادرات	متوسط قيمة الصادرات	معدل نمو الواردات	متوسط قيمة الواردات	معدل نمو العجز	متوسط قيمة العجز
1980 – 1971	% 22	2.74	% 22	4.23	% 14	1.49
1990 – 1981	% 3	6.80	% 3	11	% 7	4.19
2000 – 1991	% 5	13.19	% 8	17.44	% 9	4.25
2010 – 2001	% 12	31.88	% 12	37.32	% 10	5.44
2020 -2011	– 0.15 %	45.02	% 3	69.62	% 12	24.6
الإجمالي	% 8	19.40	% 8	28	% 10	8

المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

من الجدول السابق يتضح أنه رغم تساوي معدل نمو الصادرات والواردات في الفترتين الأولى والثانية (1971–1980) و(1981–1990) حيث بلغ 22 % و 3% على التوالي، إلا أن عجز الميزان التجاري استمر في النمو حيث بلغ 14 % و7 % خلال الفترتين على التوالي؛ كون قيمة الواردات أعلى من الصادرات بحوالي مليار دولار، كما واصل عجز الميزان التجاري ارتفاعه فمن عجز بلغ 2.96 مليار دولار عام 1991 إلى 27.56 مليار دولار عام 2000 بمتوسط عجز سنوي بلغ 11.43 ونسبة إجمالية بلغت 6.13 % خلال الفترة (1991–2000)، كما بلغ العجز

أكبر قيمة له خلال عام 2017 نتيجة تحرير سعر الصرف حيث بلغ 31.8 مليار دولار ثم عاود الانخفاض إلى 24.97 مليار دولار عام 2019، لكنه عاود الارتفاع ليصل إلى 27.56 مليار دولار عام 2020، وكان معدل نمو الصادرات والواردات آخر الفترة عن أولها 4099 % و 4827 % على التوالي مما جعل معدل نمو عجز الميزان التجاري آخر الفترة حوالي 6950 %، حيث بلغت الواردات مرة ونصف تقريبا من قيمة الصادرات عام 2020، والشكل رقم (3) يوضح اتساع الفجوة بين الصادرات والواردات ونمو عجز الميزان التجاري المصري خلال فترة الدراسة:

شكل رقم (3) : الفجوة بين الصادرات والواردات ورصيد الميزان التجاري المصري خلال الفترة (1971–2020)

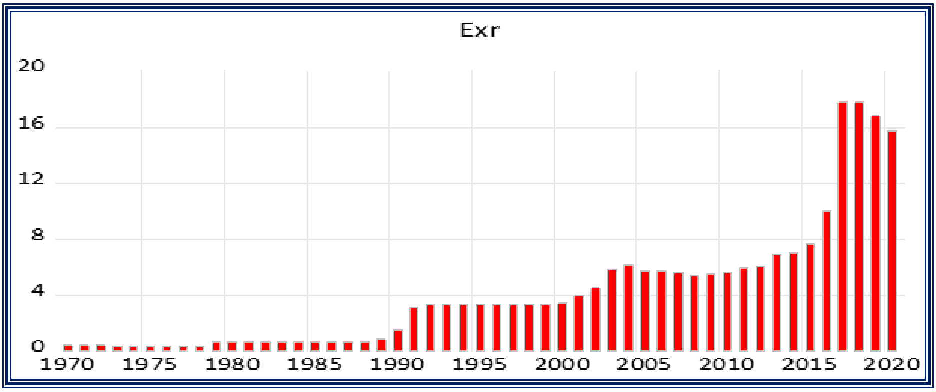


المصدر : عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

4.5 تطور سعر الصرف الرسمي Exr في مصر خلال الفترة (1971–2020)

شهد سعر صرف الدولار أمام الجنيه تغيرات كثيرة من خلال سياسة التثبيت والتعويم، الشكل رقم (4) يوضح تلك التغيرات:

شكل رقم (4): تطور سعر الصرف الرسمي في مصر خلال الفترة (1970 – 2020)

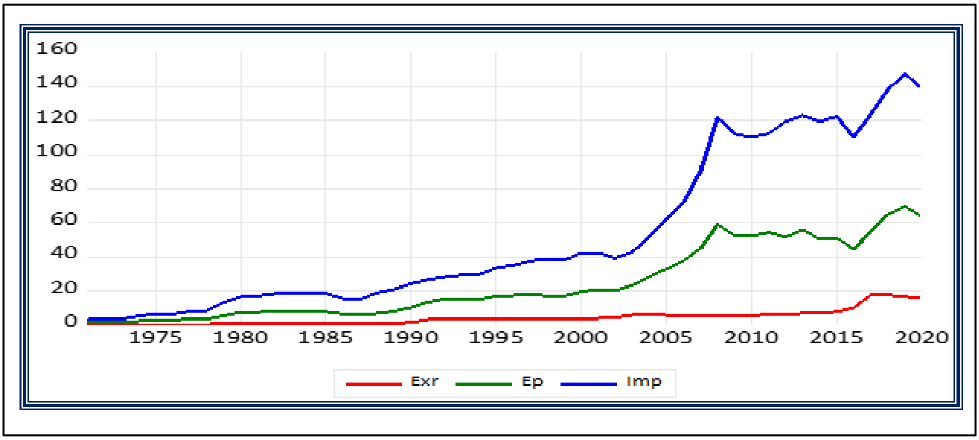


المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

اتبع البنك المركزيً عام 1969 نظام تعدد أسعار الصرف، وعلى الرغم من تطبيق سياسة الانفتاح الاقتصادي عام 1974 إلا أن إدارة الاقتصاد المصري اعتمدت أسلوب التوجيه المركزي مع ضعف الاعتماد على قوى السوق ومؤشراته في تسيير الاقتصاد القومي وجمود أسواق النقد والمال وأسواق الائتمان (مرسي، 2017)، ومع نهاية عام 1976 انقسم سوق النقد الأجنبي لثلاث مجمعات، مجمع البنك المركزي والسوق الحرة غير المصرفية (Mongardini, 1998)، وشهدت الفترة (1981–1990) ارتفاع سعر الصرف من 0.70 عام 1981 إلى 1.55 عام 1990 بنسبة زيادة بلغت 121 %، حيث تم تخفيض قيمة الجنيه المصري من 0.70 عام 1988 إلى 1.55 جنيه للدولار عام 1990 بناء على اتفاقية الحكومة المصرية مع صندوق النقد والبنك الدوليين على برنامج الإصلاح الاقتصادي للحد من الاختلالات الهيكلية في الاقتصاد المصري عام 1987 (Dailami & Dinh, 1991)، وبلغ متوسط سعر صرف الجنيه المصري أمام الدولار خلال الفترة 0.8 جنيه مصري بمعدل نمو خلال الفترة بلغ 9 %، واعتمدت مصر خلال فترة التسعينات نظام سعر الصرف الثابت مما أدى إلى استقرار سعر الصرف (Mostafa , 2012)، وشهدت تلك الفترة إجراءات تشريعية تتعلق بحيازة النقد الأجنبي مع السماح بإنشاء شركات الصرافة للتعامل في النقد الأجنبي

(محي الدين و كجوك)، وبلغ متوسط سعر صرف الجنيه المصري أمام الدولار خلال الفترة 3.36 جنيه مصري بمعدل نمو خلال الفترة بلغ 1 % فقد ارتفع سعر الصرف من 3.14 عام 1991 إلى 3.97 عام 2000 بنسبة زيادة بلغت 11 %، كما بلغ متوسط سعر صرف الجنيه المصري أمام الدولار خلال الفترة (2001–2010) 5.43 جنيه مصري بمعدل نمو خلال الفترة بلغ 4 % وارتفع سعر الصرف من 3.97 عام 2001 إلى 5.62 عام 2010 بنسبة زيادة بلغت 53 %، متأثرا بثلاث صدمات حدثت خلال عام 1998 تمثلت في تراجع الأسعار العالمية للنفط والأزمة المالية العالمية والهجوم الإرهابي على سياح الأقصر (Mohieldin & Ahmed, 2002)، كما تم تخفيض قيمة الجنيه مرة أخرى خلال الفترة (2011–2020) حيث بلغ متوسط سعر صرف الدولار 11.17 جنيه مصري بمعدل نمو خلال الفترة بلغ 11 % فارتفع سعر الصرف من 5.93 عام 2011 إلى 15.76 عام 2020 بنسبة زيادة بلغت 166 %خلال الفترة، والشكل التالي يربط بين الصادرات والواردات وسعر الصرف خلال فترة الدراسة:

شكل رقم (5): تغير الصادرات والواردات وسعر الصرف خلال الفترة (1971 – 2020)



المصدر : عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

6. الدراسة القياسية

تمتد الدراسة إلى خمسة عقود؛ حيث تبدأ من عام 1971 إلى عام 2020 وهي فترة طويلة نسبياً تعد مؤشرا جيدا في التحليل الاقتصادي الوصفي والكمي، إلا أنه وعند تناول تلك الفترة بالتحليل القياسي أعطت مؤشرات غير منطقية تماما، فقد تم تجريب أكثر من نموذج قياسي مثل نموذج تصحيح الخطأ متعدد الاتجاهات VECM (Vazakidis & Adamopoulos, 2010)، كذلك الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL) من خلال أسلوب اختبار الحدود، وبعد استبعاد العشرين عاماً الأولى (1971–1990) من التحليل القياسي واستقرار الدراسة على الفترة (1991–2020) واستخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة Autoregressive Distributed Lag (ARDL) من خلال أسلوب اختبار الحدود Bounds Testing Approach، من هنا نتناول فيما يلي تحليل العلاقات التبادلية في الأجلين الطويل والقصير لمعرفة أثر كلا من الصادرات والواردات على سعر الصرف وكذلك أثر سعر الصرف على الصادرات والواردات خلال تلك الفترة مما يسهم في بناء سياسة اقتصادية واضحة تهدف إلى تقليل عجز الميزان التجاري المصري في الأجل القصير وتحقيق توازنه في الأجل الطويل، وهو ما يتم تناوله في النقاط التالية:

1.6 توصيف النموذج وتحديد المتغيرات

من خلال الأدبيات الاقتصادية والدراسات السابقة نجد أن هناك علاقة ذات اتجاهين بين الصادرات والواردات من ناحية وسعر الصرف من ناحية أخرى، لذلك تم وضع ثلاثة نماذج تخدم الفكرة الأساسية للدراسة (Abadir, K.M. & Magnus, J.R., 2005)، وذلك كما يلي:

النموذج الأول: يعبر عن علاقة الصادرات والواردات وسعر الصرف مع توقع وجود علاقة عكسية بين الصادرات وسعر الصرف وعلاقة طردية بين الواردات وسعر الصرف، لذلك فإن دالة سعر الصرف التي تربط بين سعر الصرف كمتغير تابع والصادرات والواردات كمتغيرات مستقلة تأخذ الشكل التالي:

$$Exr_t = f\ (Ep_t, Imp_t) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

النموذج الثاني: يربط بين سعر الصرف والصادرات مع توقع وجود علاقة طردية بين سعر الصرف والصادرات، لذلك فإن دالة الصادرات التي تربط بين الصادرات كمتغير تابع وسعر الصرف كمتغير مستقل تكون على الشكل التالي:

$$Ep_t = f\ (Exr_t) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

النموذج الثالث: يربط بين سعر الصرف والواردات مع توقع علاقة عكسية بين سعر الصرف والواردات، لذلك فإن دالة الواردات التي تربط بين الواردات كمتغير تابع وسعر الصرف كمتغير مستقل تكون على الشكل التالي:

$$Imp_t = f\ (Exr_t) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (3)$$

وبالتالي فإن معادلات النماذج الثلاثة المقترحة تكون على الصورة التالية:

$$Exr_t = \beta_0 + \beta_1 Ep_t + \beta_2 Imp_t + e_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1-1)$$
$$Ep_t = \beta_0 + \beta_1 Exr_t + e_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2-1)$$
$$Imp_t = \beta_0 + \beta_1 Exr_t + e_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (3-1)$$

حيث: EP متغير الصادرات من السلع والخدمات، IMP متغير الواردات والمتغيران معبر عنهما بالمليار دولار بالقيمة الحالية للدولار الأمريكي، EXR سعر صرف الدولار الأمريكي بالجنيه المصري، β_0 , β_1, β_2 معلمات النموذج، e_t المتغير العشوائي (بواقي السلسلة)، t الزمن، تغطي تلك النماذج الفترة (1991–2020) وتستخدم الدراسة السلاسل الزمنية لتلك الفترة معبرا عن قيم الصادرات والواردات بالقيمة الحالية للدولار الأمريكي، والبيانات مأخوذة من قاعد بيانات البنك الدولي الخاصة بجمهورية مصر العربية (worlbank, 2021).

2.6 النموذج القياسي

تستخدم الدراسة نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة Autoregressive Distributed Lag (ARDL) من خلال أسلوب اختبار الحدود Bounds Testing Approach والذي يمكن من خلاله دراسة العلاقات التوازنية طويلة الأجل من خلال دمج نماذج الانحدار الذاتي Autoregressive Model مع فترات الإبطاء الموزعة Distributed Lag Model (Pesaran,

(Pesaran, Shin, & Smith, 2001) M. H. & Shin, Y., 1998)، ويتميز النموذج بملائمته للسلاسل الزمنية الصغيرة نسبيا مقارنة بالأساليب الأخرى المستخدمة فتكون مخرجات النموذج أكثر دقة وكفاءة (Mehrara & Musai, 2011)، مما يجعله أكثر مناسبة واتساقا لتحديد العلاقات بين متغيرات الدراسة في الأجلين القصير والطويل، كما يتم اشتقاق علاقات الأجل القصير من خلال تطبيق نموذج تصحيح الخطأ ECM Model واستكشاف التكامل المشترك في النموذج في الأجل القصير (Bannerjee, A., J. , Dolado, & R. Mestre , 1998)، ويسمح النموذج بإدخال عدد أكبر من فترات التباطؤ الزمني حتى يتم التوصل إلى الوضع الأمثل (Narayan & Narayan, 2005)، وسوف يتم تطبيق النموذج لدراسة العلاقات التبادلية بين الصادرات والواردات المصرية وسعر صرف الدولار من خلال الخطوات التالية (Eviews, 2020) & (Smith, 2021)، انظر الشكل التوضيحي رقم (1) بالملحق الإحصائي:

1.2.6 دراسة استقرار السلاسل الزمنية

تعتبر دراسة استقرار السلاسل الزمنية ضرورية لتجنب النتائج المزيفة المبنية على سلاسل غير مستقرة، فمن خلال Unit Roots test اختبار جذر الوحدة عن طريق اختبار ديكي فولر المطور Augmented Dickey Fuller (ADF) (Dickey, 1981) واختبار Phillips-Perron (PP) (Perron, P. & Ng, S. , 1996) (Phillips & Perron, 1988)، وقد بينت نتائج تلك الاختبارات أن المتغيرات EP، IMP، EXR جميعها غير مستقرة في المستوى ومستقرة عند الفرق الأول مما يحقق شرط تطبيق نموذج ARDL ، والجدول التالي يوضح ذلك:

جدول رقم (3) تحليل استقرار السلاسل الزمنية (UR) لمتغيرات النموذج (ADF) & (PP)

المتغير	المتغير في صفه الأصلي $I_{(0)}$			المتغير في الفرق الأول $I_{(1)}$			القرار
	Constant	Constant &Trend	None	Constant	Constant &Trend	None	
اختبار ديكي فولر المطور (ADF)							
EP	- 0.90 0.77	- 1.70 0.70	0.84 0.88	- 4.54 0.000	- 4.44 0.00	- 4.36 0.00	$I_{(1)}$
IMP	- 0.19 0.92	1.98 0.63	1.99 0.98	- 4.12 0.000	- 4.01 0.00	- 3.56 0.00	$I_{(1)}$
EXR	0.09 0.96	- 2.10 0.52	1.32 0.94	- 3.86 0.000	- 3.93 0.02	- 3.71 0.00	$I_{(1)}$
اختبار فيليبس بيرون (PP)							
EP	- 0.93 0.76	- 1.86 0.64	0.84 0.88	- 4.53 0.000	- 4.40 0.00	- 4.37 0.00	$I_{(1)}$
IMP	- 0.26 0.91	- 1.89 0.63	1.99 0.98	- 4.04 0.000	- 3.93 0.02	- 3.57 0.00	$I_{(1)}$
EXR	0.10 0.96	- 1.48 0.81	1.76 0.97	- 3.63 0.001	- 4.35 0.00	- 3.64 0.00	$I_{(1)}$

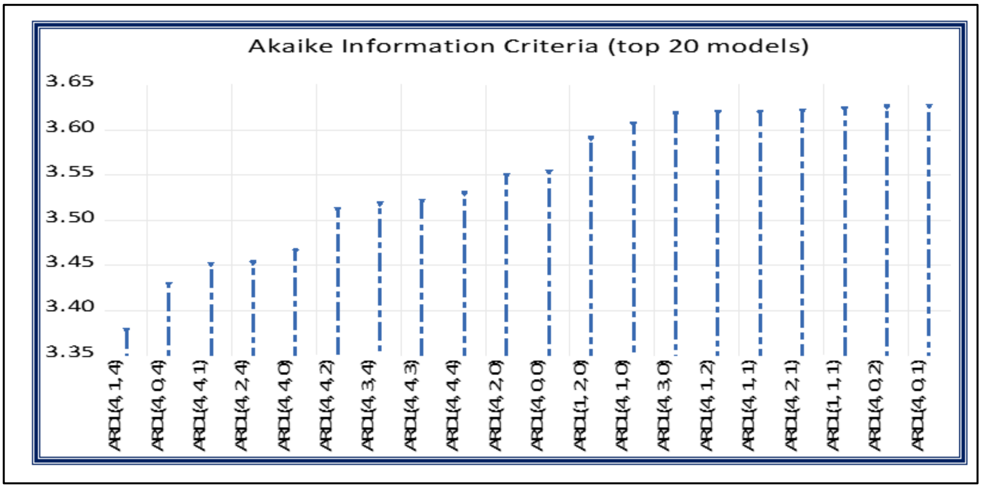
المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

2.2.6 تقدير نموذج ARDL وتحديد فترات التباطؤ المثلى

تمثل فترات الإبطاء المثلى الأساس الذي يبنى عليه نموذج ARDL فمن خلاله يمكن تحديد فترات التباطؤ المثلى لمختلف المتغيرات وبذلك يمكن تلافي مشكلة ارتباط البواقي والارتباط الذاتي بين متغيرات النموذج (Pradhan, R., Norman, N., Badir, Y., & Samadhan, B)، حيث يمكن تعديل تلك المشكلات إن وجدت، ويتم تحديد فترات الإبطاء المثلى لمتغيرات النموذج المستقرة في فرقها الأول من خلال تحليل Lag Order Selection Criteria استناداً إلى معياري أكايك (AIC) (Akaike, 1974; Akaike, 1979)، ومعيار شوارتز (SC) (Schwarz, 1987) حيث تحدد تلك المعايير الفترة التي تكون فيها قيم هذه المؤشرات أقل ما يمكن (Ozcicek & McMillin, 2001)، واعتمدت الدراسة على معيار (AIC) حيث كانت نتائجه أكثر دقة واجتاز النموذج المبني عليها الاختبارات التشخيصية على نحو ما يتضح في الفقرة التالية، والشكل رقم (6) يوضح نتيجة الاختبار حيث تكون 4 فترات إبطاء لمتغير سعر الصرف وفترة إبطاء واحدة لمتغير

الصادرات و4 فترات إبطاء لمتغير الواردات وأن النماذج المقدرة هي (4 ,1 ,4) ARDL & (4 ,4) ARDL & (1 ,4) ARDL:

شكل رقم (6) اختبار فترات التباطؤ المثلى لنموذج (ARDL) المقترح؛ معيار (AIC)



المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

3.2.6 اختبار جودة نموذج ARDL المقدر

هناك خمس حالات لنموذج ARDL يجب تحديد أيها أكثر دقة في التعبير عن علاقات التكامل المشترك بين متغيرات النموذج، تصنف تلك الحالات طبقا لوجود ثابت الدالة والاتجاه في النموذج أو عدم وجود أحدهما أو كليهما، **الحالة الأولى:** النموذج ليس به ثابت أو اتجاه، **والحالة الثانية:** النموذج به ثابت مقيد بدون اتجاه، **الحالة الثالثة:** وجود ثابت غير مقيد بدون اتجاه، **الحالة الرابعة:** اتجاه فقط، وأخيرا **الحالة الخامسة:** ثابت واتجاه معاً، لذلك توجد العديد من الاختبارات القبلية الهامة التي تدل على خلو النموذج من المشكلات وبالتالي استكمال خطوات التحليل ودراسة علاقات التكامل بين متغيرات النموذج (Phillips, P. C. & Ouliaris, S., 1990)، من هذه الاختبارات ما يلي:

الاختبار الأول: اختبار الارتباط التسلسلي بين البواقي (Autocorrelation) من خلال اختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test (Breusch T. , 1979) & (Godfrey, 1978)، والذي يختبر فرض العدم (H_0) الذي يفترض وجود مشكلة الارتباط التسلسلي بين البواقي مقابل الفرض البديل (H_1) الذي يفترض عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي في النموذج، حيث كانت قيمة كلا من (F-statistic)، (Chi-Square) غير معنوية حتى مستوى 5% مما يؤدي إلى رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل بعدم وجود مشكلة الارتباط التسلسلي في النماذج المقترحة، والجدول رقم (4) يوضح نتيجة الاختبار.

الاختبار الثاني: اختبار عدم ثبات التباين (Heterosedasticity Test) من خلال عدة اختبارات مثل اختبار Breusch-Pagan-Godfrey test (Breusch & Pagan, 1979) واختبار Harvey (Harvey, 1974; Harvey, 1976) واختبار ARCH (Engle, 2001)، وذلك للتأكد من ثبات تباين الحد العشوائي، وأدت نتائج تلك الاختبارات إلى رفض فرض العدم (H_0) وقبول الفرض البديل (H_1) بخلو النموذج من مشكلة عدم ثبات التباين كما دلت على ذلك قيمة كلا من (F-statistic) ، (Chi-Square) حتى مستوى معنوية 5%، كما يتضح من الجدول رقم(4):

جدول رقم (4) الاختبارات التشخيصية لنموذج ARDL (4, 1, 4) المقدر

Prob.	Chi-Square	Prob.	F-statistic	نوع الاختبار	النموذج
0.55	1.17	0.75	0.28	**Breusch-Godfrey LM Test**	$Exr_t = f\,(Ep_t, Imp_t)$ ARDL (4,1,4)
0.49	10.3	0.60	0.84	**Breusch-Pagan-Godfrey**	
0.95	4.40	0.36	1.20	**Harvey**	
0.98	0.00	0.98	0.00	**ARCH**	
0.03	6.96	0.07	3.11	**Breusch-Godfrey LM Test**	$Ep_t = f\,(Exr_t)$ ARDL (1,4)
0.95	1.62	0.96	0.21	**Breusch-Pagan-Godfrey**	
0.57	4.74	0.64	0.70	**Harvey**	
0.53	0.37	0.55	0.35	**ARCH**	
0.36	2.03	0.56	0.59	**Breusch-Godfrey LM Test**	$Imp_t = f\,(Exr_t)$ ARDL (4,4)
0.99	1.78	0.99	0.13	**Breusch-Pagan-Godfrey**	
0.57	7.60	0.67	0.73	**Harvey**	
0.42	0.62	0.44	0.59	**ARCH**	

المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

من الجدول السابق تم تحديد الحالة الثالثة لنموذج ARDL وهي الحالة التي تفترض وجود ثابت غير مقيد وبدون اتجاه للنماذج الثلاثة (Unrestricted intercept; no trend).

4.2.6 اختبار التكامل المشترك من خلال اختبار الحدود Bounds Testing Approach

يعد اختبار الحدود (Bounds Test) المعتمد على تحليل (PSS F-Test) أكثر دقة من اختبارات التكامل الأخرى (Shahbaz, Ahmad, & Chaudhary, 2008)، فمن خلال حساب قيمة (F-statistics) ومقارنتها بالحدود الدنيا والعليا عند مستويات المعنوية المختلفة ومقابلة فرض العدم (H_0) بالفرض البديل (H_1)، فإذا كانت قيمة (F-statistics) أكبر من القيم الحرجة الجدولية فيتم رفض فرض العدم (H_0) وقبول الفرض البديل (H_1) بوجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات النموذج في الأجل الطويل، والصورة العامة لنموذج (ARDL) المستخدمة في اختبارات التكامل المشترك في الأجلين الطويل والقصير معاً والتي تربط بين متغيرات النموذج كما يلي:

– الصورة العامة لنموذج (4,1,4) ARDL والتي تربط بين سعر الصرف كمتغير تابع والصادرات والواردات كمتغيرات مستقلة:

$$\Delta\, Exr_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{q} \beta_{1i}\, \Delta Exr_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \beta_{2_i}\; \Delta Ep_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \beta_{3_i}\, \Delta Imp_{t-i} + \beta_4 Exr_{t-1} + \beta_5 Ep_{t-1} + \beta_6 Imp_{t-1} + e_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1-2)$$

– الصورة العامة لنموذج (1,4) ARDL التي تربط بين الصادرات كمتغير تابع وسعر الصرف كمتغير مستقل:

$$\Delta\, Ep_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{q} \beta_{1_i}\; \Delta Ep_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \beta_{2_i}\, \Delta Exr_{t-i} + \beta_3 Ep_{t-1} + \beta_4 Exr_{t-1} + e_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2-2)$$

– الصورة العامة لنموذج (4,4) ARDL التي تربط بين الواردات كمتغير تابع وسعر الصرف كمتغير مستقل:

$$\Delta Imp_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{q} \beta_{1_i}\ \Delta Imp_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \beta_{2_i}\, \Delta Exr_{t-i} + \beta_3 Imp_{t-1} + \beta_4 Exr_{t-1} + e_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (3-2)$$

حيث تمثل Δ الفرق الأول للمتغيرات، q عدد فترات الإبطاء الزمني للمتغيرات في وضعها الأصلي والمحددة في الفقرة السابقة اعتمادا على معيار (AIC)، $\beta_1 , \beta_2, \beta_3$ معلمات النموذج في الأجل القصير، $\beta_4 , \beta_5, \beta_6$ معلمات النموذج في الأجل الطويل، β_0 معلمة الحد الثابت، e_t المتغير العشوائي (بواقي السلسلة)، t الزمن، ويتم اختبار فرض العدم (H_0) حيث: $H_0: \beta_4= \beta_5= =0$ β_6، مقابل الفرض البديل (H_1) حيث: $H_1: \beta_4 \neq \beta_5 \neq \beta_6 \neq 0$ ، والجدول رقم (5) يحتوي على نتيجة الاختبار حيث يحتوي على قيمة (F-statistic) والقيم الحرجة $I_{(1)}$ ، $I_{(0)}$ عند مستويات المعنوية المختلفة 1%، 2.5%، 5%، 10%، وكانت قيمة (F-statistic) أكبر من جميع القيم الحرجة، لذلك يتم رفض فرض العدم (H_0) وقبول الفرض البديل (H_1) بوجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة في الأجل الطويل.

جدول رقم (5) اختبار التكامل المشترك F-Bounds Test

النموذج	F-statistic	القيم الحرجة I(1)	القيم الحرجة I(0)	مستوى المعنوية
ARDL (4,1,4) $Exr_t = f\ (Ep_t, Imp_t)$	8.607853	4.14	3.17	10%
		4.85	3.79	5%
		5.52	4.41	2.5%
		6.36	5.15	1%
ARDL (1,4) $Ep_t = f\ (Exr_t)$	8.520287	4.78	4.04	10%
		5.73	4.94	5%
		6.68	5.77	2.5%
		7.84	6.84	1%
ARDL (4,4) $Imp_t = f\ (Exr_t)$	29.71301	4.78	4.04	10%
		5.73	4.94	5%
		6.68	5.77	2.5%
		7.84	6.84	1%

المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

5.2.6 تحديد نوع التكامل T- Bounds Test (BDM)

والذي يعد أحد أنواع Single Cointegration Test الذي يتم من خلاله تحديد شكل ونوع علاقة التكامل في الأجل الطويل والتي تكون إما علاقة منطقية عادية أو متدهورة أو غير منطقية وذلك من خلال اختبار معنوية المتغير التابع بفترة إبطاء واحدة باستخدام قيم حرجة خاصة بهذا الاختبار (Bannerjee, A., J. , Dolado, & R. Mestre , 1998)، وبينت نتيجة الاختبار للنموذج الأول أن قيمة T-Statistic أقل من جميع القيم الحرجة حتى مستوى معنوية 5 % مما يدل على أن علاقة التكامل المشترك بين متغيرات النموذج ARDL (4,1,4) علاقة غير منطقية، بينما كانت قيمة T-Statistic في النموذجين الآخرين ARDL (1,4) & ARDL (4,4) أكبر من كل القيم الحرجة عند مستويات المعنوية المختلفة مما يدل على منطقية العلاقة مع تدهورها في الأجل الطويل، الجدول التالي يوضح نتيجة الاختبار للنماذج الثلاثة:

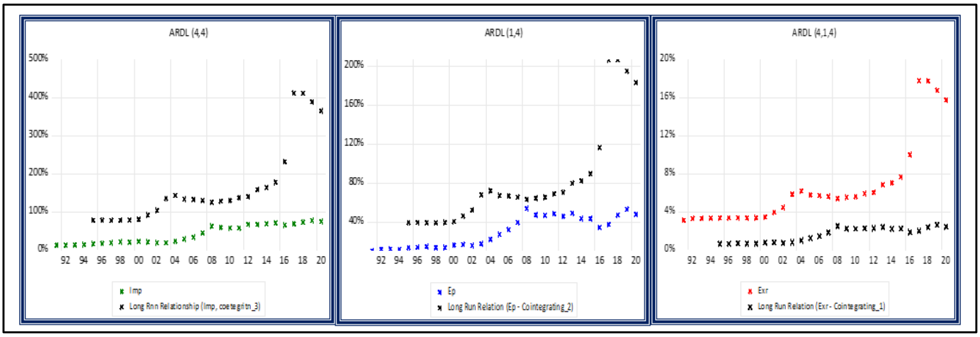
جدول رقم (6) اختبار نوع وشكل علاقة التكامل المشترك T-Bounds Test

مستوى المعنوية	القيم الحرجة		T-statistic	النموذج
	I(0)	I(1)		
10%	-2.57	-3.21	- 2.973104	**ARDL (4,1,4)** $Exr_t = f\ (Ep_t, Imp_t)$
5%	-2.86	-3.53		
2.5%	-3.13	-3.8		
1%	-3.43	-4.1		
10%	-2.57	-2.91	- 4.119844	**ARDL (1,4)** $Ep_t = f\ (Exr_t)$
5%	-2.86	-3.22		
2.5%	-3.13	-3.5		
1%	-3.43	-3.82		
10%	-2.57	-2.91	-6.639668	**ARDL (4,4)** $Imp_t = f\ (Exr_t)$
5%	-2.86	-3.22		
2.5%	-3.13	-3.5		
1%	-3.43	-3.82		

المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12.

ويعبر الشكل التالي عن شكل ونوع تلك العلاقة من خلال الدمج بين المتغير التابع ومعادلة التكامل في الأجل الطويل لكل من النماذج الثلاثة:

شكل رقم (7) شكل ونوع علاقة التكامل المشترك للنماذج الثلاثة



المصدر : عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

6.2.6 تقدير علاقات الأجل الطويل

نظرا لوجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات النموذج (4,1,4) ARDL من خلال اختبار (F- Bounds Test)، ورغم تحديد نوع وشكل علاقة التكامل من خلال اختبار (T- Bounds Test) الذي أظهر أن علاقة التكامل علاقة غير منطقية ولكن يمكن محاولة تقدير علاقات الأجل الطويل بين المتغير التابع Exr والمتغيرات المستقلة Imp, Ep وكذلك تقدير العلاقة بين المتغير Exr المستقل والمتغيرات التابعة Imp, Ep في النموذجين الآخرين بحيث تكون الصورة العامة لمعادلات الأجل الطويل على الشكل التالي:

$$\Delta\, Exr_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{q} \beta_{1i}\, \Delta Exr_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \beta_{2_i}\; \Delta Ep_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \beta_{3_i}\, \Delta Imp_{t-i} + e_t \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots . (1-3)$$

$$\Delta\, Ep_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{q} \beta_{1i}\, \Delta Ep_{t-i} \sum_{i=1}^{q} \beta_{2_i}\, \Delta Exr_{t-i} + e_t \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (2-3)$$

$$\Delta\, Imp_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{q} \beta_{1i}\, \Delta Imp_{t-i} \sum_{i=1}^{q} \beta_{2_i}\, \Delta Exr_{t-i} + e_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (3-3)$$

حيث تمثل $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3$ معلمات الأجل الطويل المراد تقديرها والتي تعبر عن المرونة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة، والجدول رقم (7) يوضح ذلك:

جدول رقم (7) تقدير معلمات الأجل الطويل ARDL Long Run Form

المتغير المستقل	Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	النموذج
EP	0.32	1.03	0.03	0.03	**ARDL (4,1,4)** $Exr_t = f\,(Ep_t, Imp_t)$
IMP	0.69	0.39	0.02	0.01	
Exr	0.00	9.87	1.17	11.61	**ARDL (1,4)** $Ep_t = f\,(Exr_t)$
Exr	0.00	11.83	1.95	23.18	**ARDL (4,4)** $Imp_t = f\,(Exr_t)$

المصدر : عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

من الجدول السابق نجد أن إشارة معلمات المتغيرات المستقلة Imp, Ep في **النموذج الأول** **ARDL (4,1,4)** والمفسرة للتغير الحادث في سعر الصرف موجبة لكنها غير معنوية إحصائيا مما يبرهن على عدم منطقية العلاقة في الأجل الطويل بين متغيرات النموذج رغم جودة النموذج، في حين تظهر إشارة معلمة المتغير المستقل EXR والمفسر للتغير الحادث في الصادرات في **النموذج الثاني** **ARDL (1,4)** موجبة ومعنوية إحصائيا وتتفق مع النظرية الاقتصادية وما تم توقعه من وجود علاقة طردية بين سعر الصرف والصادرات وأن التغير في سعر الصرف بنسبة 1 % يؤدي إلى زيادة الصادرات بنسبة 11.6 % وما تم توقعه في هذه الدراسة، واتسم النموذج بجودة تقدير عالية حيث بلغ معامل التحديد R^2 حوالي 60 % وكانت قيمة F-Statistic للنموذج معنوية مما يدل على جودة النموذج المقدر، كذلك تظهر إشارة معلمة المتغير المستقل Exr والمفسر للتغير الحادث في الواردات في **النموذج الثالث** **ARDL (4,4)** موجبة ومعنوية إحصائيا وهو ما يتعارض مع النظرية الاقتصادية وما تم توقعه من وجود علاقة عكسية بين سعر الصرف والواردات، وقد يكون

السبب في ذلك كون الواردات سلع رأسمالية لا يمكن الاستغناء عنها مع عدم وجود بديل محلي لها مع ارتباط هيكل الصادرات والواردات بعلاقات تشابك حيث أن معظم الصادرات يدخل في إنتاجها مواد وسلع مستوردة مما يزيد من أهمية تلك الواردات للاقتصاد القومي فزيادة سعر الصرف بنسبة 1 % تؤدي إلى زيادة الواردات بنسبة 23.18 %، واتسم النموذج رغم ذلك بجودة تقدير عالية، حيث بلغ معامل التحديد R^2 حوالي 81 % وكانت قيمة F-Statistic للنموذج معنوية مما يدل على جودة النموذج المقدر.

7.2.6 تقدير علاقات الأجل القصير

الصيغة العامة لمعادلة نموذج تصحيح الخطأ التي من خلالها يتم تقدير معلمات الأجل القصير تكون على الشكل التالي:

$$\Delta Exr_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{q} \beta_{1i}\, \Delta Exr_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \beta_{2_i}\ \Delta Ep_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \beta_{3_i}\, \Delta Imp_{t-i} + \propto_1\ \mathrm{ECT_{t-1}} + e_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1-5)$$

$$\Delta Ep_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{q} \beta_{1i}\, \Delta Ep_{t-i} \sum_{i=1}^{q} \beta_{2_i}\, \Delta Exr_{t-i} + \propto_1\ \mathrm{ECT_{t-1}} + e_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2-5)$$

$$\Delta Imp_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{q} \beta_{1i}\, \Delta Imp_{t-i} \sum_{i=1}^{q} \beta_{2_i}\, \Delta Exr_{t-i} + \propto_1\ \mathrm{ECT_{t-1}} + e_t. \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (3-5)$$

حيث تمثل Δ الفرق الأول للمتغيرات، $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3$ المعلمات المراد تقديرها في الأجل القصير، α سرعة التعديل من الأجل القصير إلى الأجل الطويل، ECT معامل التصحيح أو سرعة تكيف سعر الصرف الرسمي للتغيرات التي تطرأ على الصادرات والواردات في المعادلة (4–1) وسرعة تكيف الصادرات للتغير في سعر الصرف في المعادلة (4–2)، وسرعة تكيف الواردات للتغير في سعر الصرف في المعادلة (4–3) ومن خلال نموذج تصحيح الخطأ ARDL Error Correction Regression يتم تحديد معادلة الأجل القصير والتي تبين من خلال اختبار ECM

Regression أنها رغم معنويتها إلا أن قيمتها موجبة وهو ما يؤكد ما توصلت إليه الدراسة من كون علاقة التكامل غير منطقية في الأجل الطويل وبالتالي غير موجودة في الأجل القصير (Banerjee, (Bannerjee, A., J. , Dolado, & R. Dolado, J. J., Galbraith,, & Hendry, 1993) Mestre , 1998)والجدول رقم (8) يوضح نتيجة الاختبار:

جدول رقم (8) تقدير معلمات الأجل القصير

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	النموذج
0.00	5.43	0.49	2.7	**ARDL (4,1,4)** $Exr_t = f\ (Ep_t, Imp_t)$
0.00	- 4.23	0.129181	- 0.54	**ARDL (1,4)** $Ep_t = f\ (Exr_t)$
0.00	-7.94	0.05	- 0.41	**ARDL (4,4)** $Imp_t = f\ (Exr_t)$

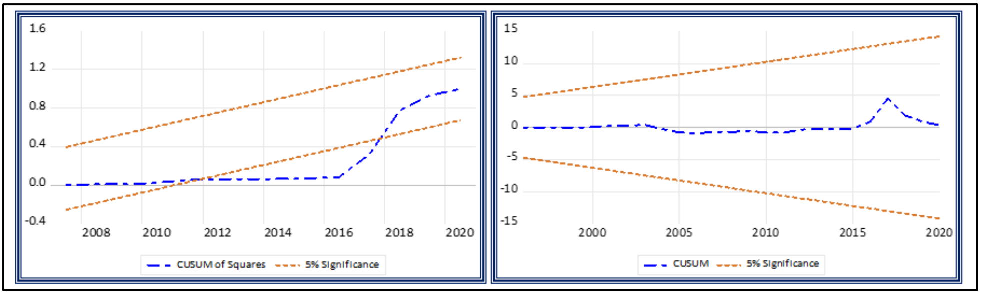
المصدر: عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

من الجدول السابق يلاحظ أن إشارة معلمة تصحيح الخطأ في **النموذج الأول ARDL (4,1,4)** موجبة ومعنوية إحصائيا مما يؤكد على عدم منطقية العلاقةعلى الرغم من إعطاء معامل التحديد R^2 درجة تفسيرية قوية للنموذج بلغت 73 % وكانت قيمة F-Statistic للنموذج معنوية (0.00)، بينما تظهر إشارة معلمة تصحيح الخطأ في **النموذج الثاني ARDL (1,4)** سلبية ومعنوية إحصائيا مع سرعة تعديل من الأجل القصير إلى الأجل الطويل بلغت 54 %، وبلغ معامل التحديد R^2 درجة تفسيرية قوية نسبياً للنموذج حيث بلغ 59 % مع معنوية F-Statistic للنموذج مما يدل على جودة النموذج المقدر ويتفق مع افتراضات النظرية الاقتصادية وما تم توقعه في هذه الدراسة، كذلك ظهرت إشارة معلمة تصحيح الخطأ في **النموذج الثالث ARDL (4,4)** سلبية ومعنوية إحصائيا، وبلغت سرعة التعديل من الأجل القصير إلى الأجل الطويل حوالي 41 % مع إعطاء معامل التحديد R^2 درجة تفسيرية قوية للنموذج حيث بلغ 81 % علاوة على معنوية F-Statistic للنموذج (0.00) مما يدل على جودته.

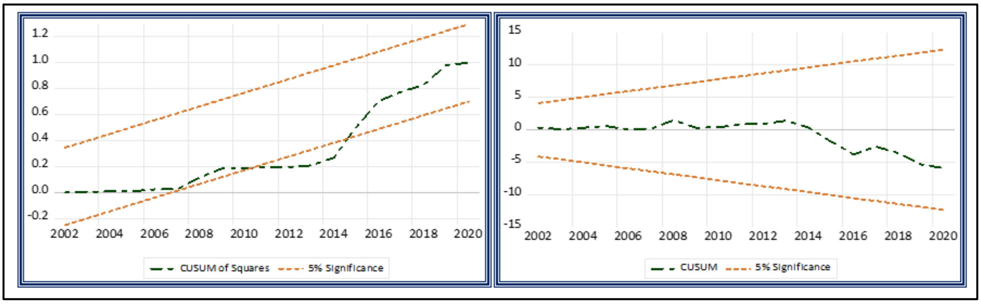
8.2.6 اختبار الاستقرار الهيكلي لمعلمات النموذج

من خلال اختبار (CUSUM) الذي يختبر الاستقرار الهيكلي لمعلمات النموذج والذي يفسر سلوك المجموع التراكمي للبواقي (Brown, Durbin, & Evans, 1975)، واختبار(CUSUM of Squares) والذي يحلل سلوك المجموع التراكمي لمربعات البواقي (Inclans C. & Tiao, G. C., 1994). وتظهر نتائج تلك الاختبارات في شكل منحنى لأخطاء نموذج مقدّر داخل مجال ثقة 5 % بهدف اختبار الفرض الصفري (H_0) الذي ينص على أن معلمات النموذج غير مستقرة، مقابل الفرض البديل (H_1) والدال على استقرار معلمات النموذج ومن ثم إمكانية تقدير معلمات ثابتة للنموذج على طول الفترة الزمنية للدراسة دون الحاجة إلى تجزئتها لفترات جزئية، والأشكال التوضيحية (8، 9، 10) توضح نتيجة الاختبارين للنماذج الثلاثة والتي أظهرت أن المجموع التراكمي للبواقي يتحرك داخل حدود 5 %، بينما يخرج سلوك المجموع التراكمي لمربعات البواقي عن حدود 5 % في النموذج الأول (4,1,4) ARDL خلال الفترة 2012 – 2018 والتي شهدت ارتفاع ملحوظ لسعر الصرف، كذلك النموذج الثاني (1,4) ARDL خلال الفترة 2011–2015، والتي شهدت ارتفاع في قيمة الصادرات، مع تأكيد استقرار النموذج الثالث (4,4) ARDL والخاص بالواردات مما يبرز مشكلة هيكلية في الاقتصاد المصري.

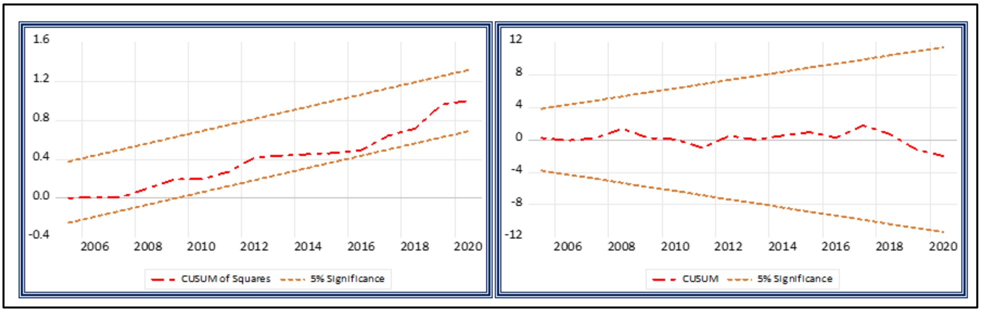
شكل رقم (8) اختبارات الاستقرار الهيكلي لنموذج (4, 1, 4) ARDL (CUSUMS, CUSUMSQ)



شكل رقم (9) اختبارات الاستقرار الهيكلي لنموذج ARDL (1,4) (CUSUMS, CUSUMSQ)



شكل رقم (10) اختبارات الاستقرار الهيكلي لنموذج ARDL (4,4) (CUSUMS, CUSUMSQ)



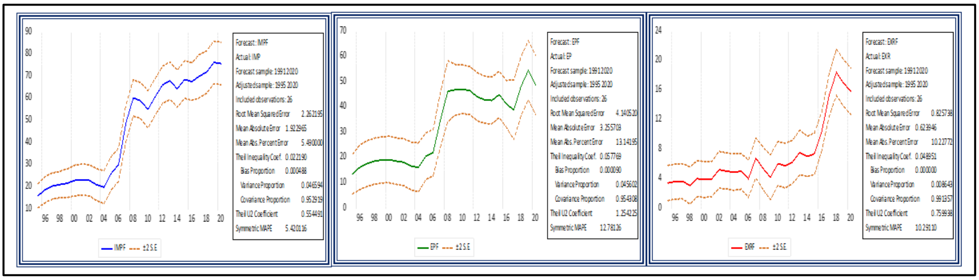
المصدر : عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

9.2.6 اختبار قدرة النموذج على التنبؤ Forecasting

قد يكون معامل التحديد R^2 مرتفعا ومعلمات النموذج معنوية وذات دلالة إحصائية إلا أن قدرة النموذج على التنبؤ تكون ضعيفة أو محدودة نتيجة للعديد من الأسباب كالتغيرات المفاجئة في قيم متغيرات الدراسة، لذلك يعد اختبار قدرة النموذج على التنبؤ من الاختبارات الهامة والتي تتحدد من خلال قاعدة ثيل Theil inequality coefficient (Theil, 1966; Theil, 1965) حيث تعد إحصائيات U الخاصة بـ Theil (معامل Theil للتفاوت) معيارًا هاماً لقياس قدرة النموذج على التنبؤ من خلال معاملان لثيل هما Theil U1, Theil U2 حيث تشير القيم الأقرب إلى الصفر لكل منهما إلى قدرة تنبؤ أفضل للنموذج؛ أما إذا كانت U1 & U2 تساوي صفرًا فإن التوقعات تكون

مثالية (Magdalena , Gani, Nikola, & Biljana , 2017)، الشكل التوضيحي رقم (11) يوضح نتيجة الاختبارات للنماذج الثلاثة:

شكل رقم (11) اختبار قدرة التنبؤ للنموذج ARDL (4,1,4) & ARDL (1.4) & ARDL (4,4)



المصدر : عمل الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 12

من استعراض الشكل التوضيحي السابق نجد أن قدرة **النموذج الأول ARDL (4,1,4)** كانت **كبيرة** حيث بلغت قيمة المعامل U1 حوالي 0.04 وقيمة U2 حوالي 0.07، وهما يقتربان من الصفر، بينما بلغت قيمة المعاملان **للنموذج الثاني ARDL (1,4)** U1 حوالي 0.05 وهي بذلك تقترب من الصفر لكن قيمة U2 بلغت حوالي 1.25 متجاوزة للواحد الصحيح مما يدل على **ضعف** قدرة النموذج على التنبؤ، في حين كانت قدرة **النموذج الثالث ARDL (4,4) متوسطة** حيث بلغت قيمة المعامل U1 حوالي 0.02 والتي تقترب من الصفر بشكل كبير، وقيمة U2 حوالي 0.55 والتي تقترب من الواحد الصحيح، والجدول التالي يوضح تلك القيم:

جدول رقم (9): معامل Theil U1, U2 (قدرة النموذج على التنبؤ)

النموذج	Theil U2	Theil U1	درجة التنبؤ
ARDL (4,1,4) $Exr_t = f\ (Ep_t, Imp_t)$	0.07	0.04	كبيرة
ARDL (1,4) $Ep_t = f\ (Exr_t)$	1.25	0.05	ضعيفة
ARDL (4,4) $Imp_t = f\ (Exr_t)$	0.55	0.02	متوسطة

المصدر : عمل الباحث من مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews 12

7. النتائج والتوصيات والدراسات المستقبلية

1.7 نتائج الدراسة

تتمثل أهم نتائج الدراسة فيما يلي:

- أثرت الأزمات العالمية على الاقتصاد المصري بشكل كبير خاصة مع اعتماد مصر على الاستيراد وضعف القدرات التصديرية، كما أثرت أحداث 25 يناير 2011 سلبيا على الاقتصاد المصري مما أسهم في زيادة عجز الميزان التجاري المصري؛ حيث بلغ معدل إجمالي العجز عن متوسط الفترة (1971–2020) 8 مليار دولار بمعدل نمو 10 %، مدفوعا بنمو ضعيف للصادرات المصرية بلغ 19.4 مليار دولار بما يعادل 8 % متوسط الفترة، مع نمو مرتفع للواردات بلغ 28 مليار دولار بما يعادل 8 %.
- بلغ متوسط سعر الصرف خلال الفترة (1971–2020) 4.25 بمعدل نمو حيث ارتفع من 0.43 جنيه عام 1971 إلى 15.76 عام 2020 بمعدل نمو آخر الفترة بلغ 3525 %، بينما كان متوسط سعر الصرف خلال الفترة (1991–2020) 6.65 جنيه بمعدل نمو حيث ارتفع من 3.14 عام 1991 إلى 15.76 جنيه عام 2020 بمعدل نمو آخر الفترة بلغ 402 % حيث تم تخفيض قيمة الجنيه أكثر من مرة خلال الفترة.
- استقرت الدراسة القياسية على الفترة (1991–2020) بعد استبعاد الفترة (1971–1990) من التحليل القياسي لتعدد المشكلات المتعلقة بنتائج تحليل إجمالي الفترة (1971–2020) قياسيا مع استخدام أكثر من نموذج واستقرت الدراسة على نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة ARDL، وكانت نتيجة التحليل القياسي كما يلي:
  - رغم وجود علاقة تكامل مشترك بين سعر الصرف كمتغير تابع والصادرات والواردات كمتغيرات مستقلة في الأجل الطويل إلا أنها علاقة غير منطقية مما يتنافى مع النظرية الاقتصادية وما تم توقعه في هذه الدراسة؛ حيث ظهرت معلمات الأجلين الطويل والقصير علاقات غير منطقية كذلك، رغم جودة النموذج المقدر واستقراره هيكلياً.
  - وجود علاقات تكامل مشترك منطقية متدهورة عبر الزمن في الأجلين الطويل والقصير بين سعر الصرف كمتغير مستقل والصادرات كمتغير تابع مع ضعف قدرة النموذج على التنبؤ؛

حيث أن التغير في سعر الصرف بنسبة 1 % يؤدي إلى زيادة الصادرات بنسبة 11.6 % في الأجل الطويل مع سرعة تعديل من الأجل القصير إلى الأجل الطويل بلغت 54 %، وهو ما يتفق مع النظرية الاقتصادية وما تم توقعه من وجود علاقة طردية بين سعر الصرف والصادرات.

- وجود علاقات تكامل مشترك منطقية متدهورة عبر الزمن في الأجلين الطويل والقصير بين سعر الصرف كمتغير مستقل والواردات كمتغير تابع مع قدرة تنبؤ متوسطة للنموذج؛ حيث أن زيادة سعر الصرف بنسبة 1 % تؤدي إلى زيادة الواردات بنسبة 23.18 % في الأجل الطويل مع سرعة تعديل من الأجل القصير إلى الأجل الطويل حوالي 41 %، وهو ما يتعارض مع النظرية الاقتصادية وما تم توقعه من وجود علاقة عكسية بين سعر الصرف والواردات، وقد يكون السبب في ذلك كون الواردات سلع رأسمالية لا يمكن الاستغناء عنها مع عدم وجود بديل محلي لها، مع ارتباط هيكل الصادرات والواردات بعلاقات تشابك قوية.
- بصورة عامة كان الارتباط بين الصادرات والواردات من ناحية وسعر الصرف من الناحية الأخرى منافيا تماما للنظرية الاقتصادية وتوقعات الدراسة مما يقلل من نتائج السياسات الخارجية الكلية وسياسات سعر الصرف وقد تعطي تلك السياسات نتائج عكسية غير منطقية.

2.7 التوصيات

في ضوء ما توصلت إليه الدراسة من نتائج وبهدف تفعيل سياسات التوازن الخارجي للاقتصاد المصري للحد من عجز الميزان التجاري واستقرار سعر الصرف بالشكل الذي يتوافق مع الأدبيات الاقتصادية توصي الدراسة بما يلي:

- يجب أن يكون معدل نمو الصادرات أعلى بكثير من المعدل الحالي من خلال تبني سياسة التصنيع بغرض التصدير وليس تصدير فائض الإنتاج فقط وهو ما يستلزم تطوير وإصلاح هيكل الإنتاج المصري، مع التركيز على المنتجات المصنعة التي تتمتع فيها مصر بميزة نسبية مثل المنسوجات والبتروكيماويات والزجاج والحراريات منتجات النباتات العطرية والطبية.

- ترشيد الواردات إلى أقل حد ممكن من خلال سياسة تصنيع الإحلال محل الواردات مع وقف استيراد سلع الترفيه أو الكماليات مما يساعد في خفض عجز الميزان التجاري المصري.
- الوصول بسعر الصرف تدريجيا إلى مستوى حقيقي يعمل على تشجيع الصادرات والحد من الواردات.

3.7 الدراسات المستقبلية

من الدراسات المستقبلية الممكنة تلك التي توضح معدل النمو اللازم في حجم الصادرات الذي يؤثر بشكل كبير في سعر الصرف وكذلك حجم الواردات الأمثل، مع دراسة سعر الصرف الحقيقي للجنيه المصري وتأثيره الفعلي على الميزان التجاري المصري، هيكل الصادرات وعلاقته بسعر الصرف وكذلك هيكل الواردات، كما يمكن دراسة العلاقة السببية بين الصادرات والواردات، مما يسهم في وضع سياسة أكثر وضوحا وفعالية للميزان التجاري المصري وسعر صرف الدولار أمام الجنيه ومن ثم نجاح سياسات التوازن الخارجي للاقتصاد المصري.

المراجع العربية

توفيق عبد الرحيم يوسف حسن، (2010)، الإدارة المالية الدولية والتعامل بالعملات الأجنبية، الأردن، دار صفاء للنشر والتوزيع.

حمدي عبد العظيم، (1998)، الإصلاح الاقتصادي في الدول العربية بين سعر الصرف والموازنة العامة، القاهرة، دار زهراء الشرق.

زينب حسين عوض الله، (2004)، الاقتصاد الدولي والعلاقات الاقتصادية والنقدية الدولية، مصر.

سامي السيد، (2018)، النقود والبنوك والتجارة الدولية، القاهرة، قسم الاقتصاد، كلية الاقتصاد والعلوم السياسية، جامعة القاهرة.

صلاح محمد إبراهيم أحمد، (2021)، أثر عدم استقرار سعر الصرف في ميزان المدفوعات دراسة السودان خلال الفترة (1979–2017) (الإصدار 19 ، نوفمبر)، برلين، المركز الديمقراطي العربي.

عادل أحمد حشيش، ومجدي محمود شهاب، (2003)، أساسيات الاقتصاد الدولي، الإسكندرية، منشورات الحلبى الحقوقية.

عادل أحمد حشيش، (2000)، العلاقات الاقتصادية الدولية، الإسكندرية، دار الجامعة الجديدة.

عادل المهدي، (2003)، العلاقات النقدية الدولية، مصر، جهاز نشر وتوزيع الكتب الجامعية.

فؤاد محمود على، (2020)، أثر سعر الصرف الحقيقي على ميزان المدفوعات، دراسة تحليلية على الاقتصاد السوري، دمشق، جامعة دمشق، كلية الاقتصاد، قسم الاقتصاد.

محمد سيد عابد، (1999)، التجارة الدولية، القاهرة، مكتبة و مطبعة الاشعاع الفنية.

محمود محي الدين، وأحمد كجوك، (16–17 ديسمبر 2002)، سياسة سعر الصرف في مصر، أبوظبي، ندوة نظم وسياسات أسعار الصرف، معهد السياسات الاقتصادية، صندوق النقد العربي بالاشتراك مع صندوق النقد الدولي.

معهد التخطيط القومي، (2020)، سياسات الإصلاح الاقتصادي وآثارها على هيكل التجارة الخارجية (الإصدار 319)، مصر، سلسلة قضايا التخطيط والتنمية.

منال جابر مرسي، (2017)، تقييم فاعلية السياسة النقدية في تحقيق استقرار سعر الصرف في مصر خلال الفترة 1990 – 2017 (المجلد 47)، المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة.

يونس مداني، لخضر رواق، (2019)، أثر تقلبات سعر الصرف على التوازن الخارجي، دراسة حالة الجزائر 2000 – 2015، المسيلة، الجزائر، جامعة محمد بوضياف.

المراجع الإنجليزية

Abadir, K.M., & Magnus, J.R. (2005). *Matrix Algebra.* Cambridge University Press.

Aboobucker, F., Kalideen, F., & Abdul Jawahir, F. (2021). *The Relationship between Exchange Rate and Trade Balance: Empirical Evidence from Sri Lanka* (8 No 5 ed.). Journal of Asian Finance, Economics and Business 0037–0041.

Akaike, H. (1974). *A new look at the statistical model identification* (19 (6) ed.). Transactions on Automatic Control.

Akaike, H. (1979). *A Bayesian extension of the minimum AIC procedure of Autoregressive model fitting* (66 ed.). Biometrika.

Akorli, E. (2018). *The Effects of Exchange Rates on Trade Balance in Ghana* (Paper No. 88833, 15:27 UTC ed.). Ghana: MASTER OF SCIENCE IN ECONOMICS, Faculty of Social Sciences, College of Humanities and Social Sciences, Munich Personal RePEc Archive(MPRA). Retrieved from https://mpra.ub.uni-muenchen.de/88833/

Anyanwu, J. (1993). *Monetary Economics theory.* Policy and Institutions.

Banerjee, A., Dolado, J. J., Galbraith,, J., & Hendry, D. (1993). *Co-Integration, Error Correction And The Econometric Analysis Of Non-Stationary Data.* Oxford: Oxford University Press.

Bannerjee, A., J. , Dolado, & R. Mestre . (1998). *Error-correction Mechanism Tests for Co-integration in Single Equation Framework* (19 ed.). Journal of Time Series Analysis.

Breusch, T. (1979). *Testing For Autocorrelation In Dynamic Linear Models* (17 ed.). Australian Economic Papers.

Breusch, T., & Pagan, A. (1979). *A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation.* Econometrica: Journal of the Econometric Society. Retrieved from https://www.jstor.org/stable/1911963\npapers://62b5880a-9dca-4c73-a7b5-68e18ca483

Brown, R., Durbin, J., & Evans, J. (1975). *Technique for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time* (37 ed.). Journal of the Royal Statistical Society.

Dailami, M., & Dinh, H. (1991). *Interest Rate Policy in Egypt: Its Role in Stabilization and Adjustment* (Vol. WPS 655). The World Bank.

Dickey, a. F. (1981). *'The likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a unit Root* (49, No 4 ed.). Econometrica.

Engle, R. (2001). *GARCH 101: The use of ARCH/GARCH models in applied econometrics* (15, no. 4 ed.). Journal of Economic Perspectives.

Eviews, I. (2020). *EViews 12 User's Guide II,Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Models.* USA: IHS Global Inc.

Frankel, J. (1999). No Single Currency is Right for All Countries or at all Times, Princeton Essays in International Finance 215. International Finance Section. Department of Economics. Princeton University.

Godfrey, L. (1978). *Testing Against General Autoregressive And Moving Average Error Models When The Regressors Include Lagged Dependent Variables* (46 ed.). Econometrica.

Harvey, A. (1974). *Estimation of parameters in a heteroscedastic regression model.* paper presented at the European Meeting of the Econometric Society, Grenoble.

Harvey, A. (1976). *Estimating regression models with multiplicative heteroscedasticity* (44 ed.). Econometrica.

Hornby , W., Wall, S., & Gammie, B. (1997). *Business Economics.* UK: Longman.

Inclans C., & Tiao, G. C. (1994). *Use of cumulative sums of squares for retrospective detection of changes of variances* (89 ed.). J. Amer. Statist. Assoc.

Jafari, M. (1999). *The effect of real exchange rate on the economic growth; case study of the economy of Iran during the period 1959-1996.* Master Thesis, Faculty of Humanities and Social Sciences Mazandaran University.

Jura, M. (2003). *Techniques Financiere Internationales, ,2 eme Edition.* Dunod,Paris.

Kurtović, S., & Athers. (2017). *Effect of Depreciation of the Exchange Rate on the Trade" Balance of Albania* (Vol. Vol. 63 No. 3 / September 2017). NAŠE GOSPODARSTVO / OUR ECONOMY, ORIGINAL SCIENTIFIC PAPER.

Magdalena , P., Gani, R., Nikola, N., & Biljana , J. (2017). *Forecasting Macedonian Inflation: Evaluation of different models for short-term forecasting* (Working Paper 6 ed.). December 2016, National Bank of the Republic of Macedonia.

Mankiw, N. (2007). *Principles Of Economic.* Harvard University.

Mehrara, M., & Musai, M. (2011). *Health Expenditure and Economic growth: An ARDL Approach for the Case of Iran* (Vol. 3). Journal of Economics and Behavioral Studies.

Mohieldin, M., & Ahmed, K. (2002). *On Exchange Rate Policy: The Case of Egypt 1970-2001* (Vol. 0312). Economic Research Forum, Working Paper.

Mongardini, J. (1998). *Estimating Egypt's Equilibrium Real Exchange Rate* (Vol. 98). Washington: IMF, Working Paper.

Mostafa , I. (2012). *Effect of Exchange Rate Regime of Egyptian Pound against US Dollar on Price Index and Inflation Rates for Consumers and Producers Basket of Livestock goods.* International Trade & Academic Research Conference (ITARC), 7-8 th Novemb.

Narayan, P. K., & Narayan, S. (2005). *Estimating Income and Price Elasticities of Imports for Fiji in A Co integration Framework* (Vol. 22). Economic Modeling. Retrieved from https://www.sciencedirect.com

Omotunde, J. E. (1987). *currency depreciation and export ExpanSION* (I June ed.). International Monetary Fund, Finance & Development.

Ortiz-Ospina, E., & Beltekian, D. (2018). *Trade and Globalization.* Global Change Data Lab. Retrieved from https://ourworldindata.org/trade-and-globalization

Ozcicek, O., & McMillin, D. W. (2001). *Lag Length Selection in Vector Autoregressive Models: Symmetric and Asymmetric Lags* (February, 31(4) ed.). Applied Economics. Retrieved from https://www.researchgate.net/publication/

Perron, P., & Ng, S. . (1996). *Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties* (63 (3) ed.). The Review of Economic Studies.

Pesaran, M. H. , & Shin, Y. (1998). *An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis* (31 ed.). Econometric Society Monographs.

Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. (2001). *Bounds testing approaches to the analysis of level relationships* (Vol. 16). Journal of Applied Econometrics.

Phillips , P., & Perron, P. (1988). *Testing for a unit root in time series regression* (75, Issue 2 ed.). paris: Oxford University Press. doi:https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335

Phillips, P. C., & Ouliaris, S. (1990). *Asymptotic properties of residual based tests for cointegration.* Econometrica: Journal of the Econometric Society.

Pradhan, R., Norman, N., Badir, Y., & Samadhan, B. (n.d.). *Transport infrastructure, foreign direct investment, and economic growth interactions in India: The ARDL bounds testing approach* (104 ed.). Social and Behavioral Sciences. Retrieved from 2013.

Robinson, J. (1947). *Essay in the Theory of Employment.* Basil Blagkwell , Oxford.

Ruhani, F., Islam, M., & Ahmad, T. (2018). *Theories Explaining Stock Price Behavior: A Review of the Literature* (2. 2 ed.). International Journal of Islamic Banking and Finance Research.

Schwarz, G. (1987). *Estimating the Dimension of a Mode* (6 (2) ed.). The Annals of Statistics, Institute of Mathematical Statistics. Retrieved from https://www.jstor.org/stable/2958889

Shahbaz, M., Ahmad, K., & Chaudhary, A. R. (2008). *Economic Growth and Its Determinants in Pakistan* (Vol. 47). The Pakistan Development Review. Retrieved from https://www.pide.org

Shirvani, H., & Wilbratte, B. (1997). *The Relationship between the Real Exchange Rate and the Trade Balance: An Empirical Reassessment* (Vol. 11). International Economic Journal.

Smith, R. (2021). *A note on ARDL models.* Birkbeck, University of London.

Soofi, A. (2009). *China's exchange rate policy and the United States' trade deficits* (Vol. 36). Journal of Economic Studies.

Theil, H. (1965). *Theil, Henry Economic Forecasts and Policy.* Amsterdam: North Holland.

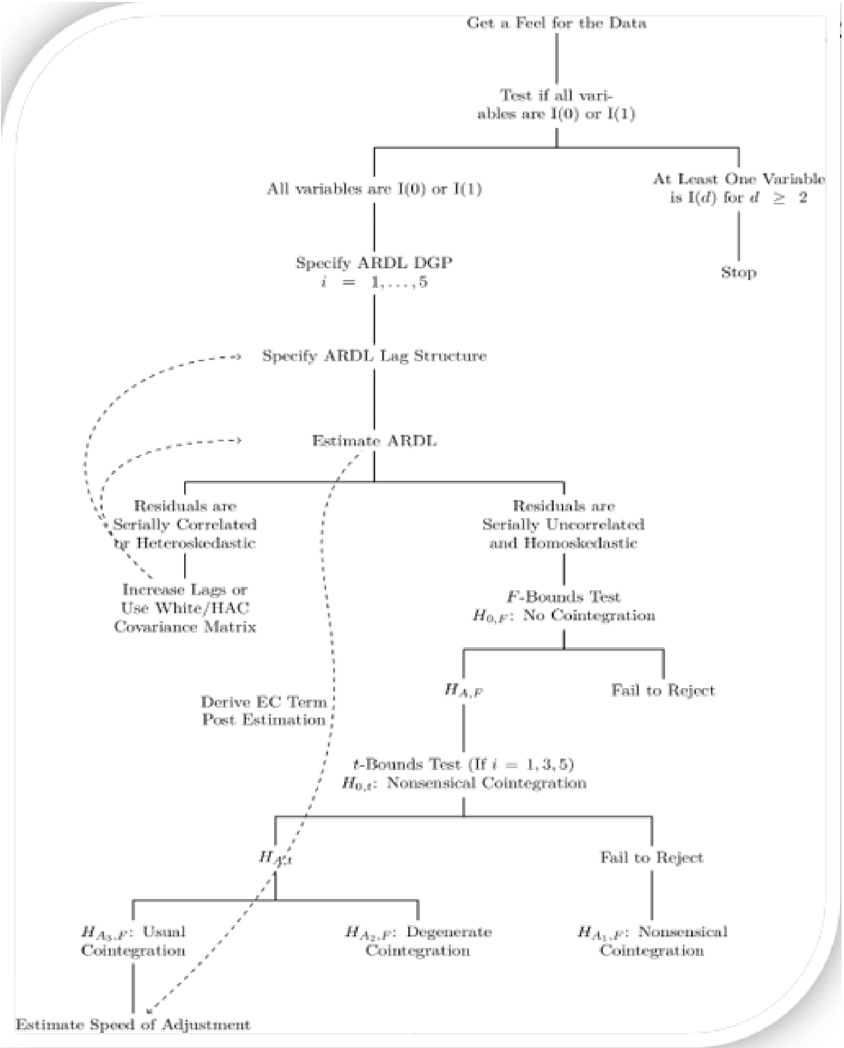
Theil, H. (1966). *Theil, Henry. Applied Econotnic Forecasts.* Amsterdam- North Holland, Pub. Co.; Chicago, Rand McNally.

Vazakidis, A., & Adamopoulos, A. (2010). *A Causal Relationship Between Financial Market Development and Economic Growth* (Vol. 7 ed.). American Journal of Applied Sciences. Retrieved from https://scipub.org

worlbank. (2021). Retrieved from https://data.worldbank.org/

ملاحق

شكل رقم (1): خطوات تطبيق نموذج ARDL



المصدر : http://blog.eviews.com/2017/05/autoregressive-distributed-lag-ardl.html

شكل رقم (2) :اختبار الحدود ومعلمات الأجل الطويل لنموذج سعر الصرف والصادرات والواردات ونموذج تصحيح الخطأ

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(EXR)
Selected Model: ARDL(4, 1, 4)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 04/04/22 Time: 16:46
Sample: 1991 2020
Included observations: 26

ECM Regression
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.961417	1.301889	-4.579053	0.0004
D(EXR(-1))	-3.174078	0.646877	-4.906772	0.0002
D(EXR(-2))	-3.264391	0.598145	-5.457525	0.0001
D(EXR(-3))	-4.498235	0.811987	-5.539789	0.0001
D(EP)	0.057170	0.075437	0.757844	0.4611
D(IMP)	-0.238602	0.080051	-2.980624	0.0099
D(IMP(-1))	-0.150807	0.048402	-3.115756	0.0076
D(IMP(-2))	-0.075924	0.054382	-1.396132	0.1844
D(IMP(-3))	-0.216786	0.061725	-3.512149	0.0035
CointEq(-1)*	2.705443	0.498006	5.432554	0.0001

R-squared	0.730038	Mean dependent var	0.475925
Adjusted R-squared	0.578184	S.D. dependent var	1.620718
S.E. of regression	1.052614	Akaike info criterion	3.224153
Sum squared resid	17.72793	Schwarz criterion	3.708036
Log likelihood	-31.91399	Hannan-Quinn criter.	3.363494
F-statistic	4.807507	Durbin-Watson stat	2.305162
Prob(F-statistic)	0.003168		

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(EXR)
Selected Model: ARDL(4, 1, 4)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 04/02/22 Time: 22:06
Sample: 1991 2020
Included observations: 26

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.961417	2.143341	-2.781367	0.0147
EXR(-1)*	2.705443	0.909972	2.973104	0.0101
EP(-1)	-0.095588	0.077011	-1.241222	0.2349
IMP(-1)	-0.027328	0.075584	-0.361559	0.7231
D(EXR(-1))	-3.174078	0.996397	-3.185555	0.0066
D(EXR(-2))	-3.264391	0.951334	-3.431381	0.0041
D(EXR(-3))	-4.498235	1.386406	-3.244530	0.0059
D(EP)	0.057170	0.106525	0.536679	0.5999
D(IMP)	-0.238602	0.122186	-1.952780	0.0711
D(IMP(-2))	-0.075924	0.067261	-1.128808	0.2780
D(IMP(-3))	-0.216786	0.084491	-2.565794	0.0224

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Levels Equation
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	8.607853	10%	3.17	4.14
k	2	5%	3.79	4.85
		2.5%	4.41	5.52
		1%	5.15	6.36
Actual Sample Size	26		Finite Sample: n=35	
		10%	3.393	4.41
		5%	4.183	5.333
		1%	6.14	7.607
			Finite Sample: n=30	
		10%	3.437	4.47
		5%	4.267	5.473
		1%	6.183	7.873

t-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	2.973104	10%	-2.57	-3.21
		5%	-2.86	-3.53
		2.5%	-3.13	-3.8
		1%	-3.43	-4.1

شكل رقم (3): اختبار الحدود ومعلمات الأجل الطويل لنموذج الصادرات وسعر الصرف ونموذج تصحيح الخطأ

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(EP)
Selected Model: ARDL(1, 4)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 04/14/22 Time: 21:54
Sample: 1991 2020
Included observations: 26

ECM Regression
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-10.67181	2.929150	-3.643314	0.0017
D(EXR)	-1.479787	0.522510	-2.832072	0.0107
D(EXR(-1))	-6.581007	1.826649	-3.602775	0.0019
D(EXR(-2))	-6.053782	1.701391	-3.558138	0.0021
D(EXR(-3))	-10.29221	2.285316	-4.503624	0.0002
CointEq(-1)*	-0.547115	0.129181	-4.235262	0.0004

R-squared	0.595002	Mean dependent var	1.390476
Adjusted R-squared	0.493752	S.D. dependent var	5.073446
S.E. of regression	3.609812	Akaike info criterion	5.604362
Sum squared resid	260.6148	Schwarz criterion	5.894692
Log likelihood	-66.85671	Hannan-Quinn criter.	5.687967
F-statistic	5.876588	Durbin-Watson stat	1.490986
Prob(F-statistic)	0.001693		

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(EP)
Selected Model: ARDL(1, 4)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 04/14/22 Time: 21:52
Sample: 1991 2020
Included observations: 26

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-10.67181	3.971696	-2.686967	0.0146
EP(-1)*	-0.547115	0.132800	-4.119844	0.0006
EXR(-1)	6.356536	1.633915	3.890371	0.0010
D(EXR)	-1.479787	0.550716	-2.687025	0.0146
D(EXR(-1))	-6.581007	1.985349	-3.314786	0.0036
D(EXR(-2))	-6.053782	1.868988	-3.239070	0.0043
D(EXR(-3))	-10.29221	2.543256	-4.046862	0.0007

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Levels Equation
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXR	11.61829	1.176110	9.878575	0.0000

EC = EP - (11.6183*EXR)

F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	8.520287	10%	4.04	4.78
k	1	5%	4.94	5.73
		2.5%	5.77	6.68
		1%	6.84	7.84
			Finite Sample: n=35	
Actual Sample Size	26			
		10%	4.225	5.05
		5%	5.29	6.175
		1%	7.87	8.96
			Finite Sample: n=30	
		10%	4.29	5.08
		5%	5.395	6.35
		1%	8.17	9.285

t-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-4.119844	10%	-2.57	-2.91
		5%	-2.86	-3.22
		2.5%	-3.13	-3.5
		1%	-3.43	-3.82

شكل رقم (4): اختبار الحدود ومعلمات الأجل الطويل لنموذج الواردات وسعر الصرف ونموذج تصحيح الخطأ

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(IMP)
Selected Model: ARDL(4, 4)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 04/14/22 Time: 22:01
Sample: 1991 2020
Included observations: 26

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-20.68534	3.267747	-6.330153	0.0000
IMP(-1)*	-0.412306	0.062097	-6.639668	0.0000
EXR(-1)	9.557911	1.242201	7.694336	0.0000
D(IMP(-1))	-0.255468	0.145197	-1.759457	0.0976
D(IMP(-2))	-0.324275	0.133939	-2.421067	0.0277
D(IMP(-3))	-0.567272	0.153617	-3.692773	0.0020
D(EXR)	-1.461530	0.439340	-3.326653	0.0043
D(EXR(-1))	-10.60139	1.459192	-7.265248	0.0000
D(EXR(-2))	-10.36650	1.462824	-7.086633	0.0000
D(EXR(-3))	-15.16184	1.931751	-7.848757	0.0000

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Levels Equation
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXR	23.18158	1.958559	11.83604	0.0000

EC = IMP - (23.1816*EXR)

F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	29.71301	10%	4.04	4.78
k	1	5%	4.94	5.73
		2.5%	5.77	6.68
		1%	6.84	7.84
			Finite Sample: n=35	
Actual Sample Size	26	10%	4.225	5.05
		5%	5.29	6.175
		1%	7.87	8.96
			Finite Sample: n=30	
		10%	4.29	5.08
		5%	5.395	6.35
		1%	8.17	9.285

t-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-6.639668	10%	-2.57	-2.91
		5%	-2.86	-3.22
		2.5%	-3.13	-3.5
		1%	-3.43	-3.82

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(IMP)
Selected Model: ARDL(4, 4)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 04/14/22 Time: 22:01
Sample: 1991 2020
Included observations: 26

ECM Regression
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-20.68534	3.031260	-6.824007	0.0000
D(IMP(-1))	-0.255468	0.130862	-1.952192	0.0686
D(IMP(-2))	-0.324275	0.123118	-2.633855	0.0181
D(IMP(-3))	-0.567272	0.134047	-4.231879	0.0006
D(EXR)	-1.461530	0.380865	-3.837393	0.0015
D(EXR(-1))	-10.60139	1.399082	-7.577391	0.0000
D(EXR(-2))	-10.36650	1.394373	-7.434521	0.0000
D(EXR(-3))	-15.16184	1.846455	-8.211328	0.0000
CointEq(-1)*	-0.412306	0.051888	-7.946077	0.0000

R-squared	0.813685	Mean dependent var	2.341009
Adjusted R-squared	0.726007	S.D. dependent var	4.838333
S.E. of regression	2.532593	Akaike info criterion	4.963789
Sum squared resid	109.0385	Schwarz criterion	5.399284
Log likelihood	-55.52926	Hannan-Quinn criter.	5.089196
F-statistic	9.280404	Durbin-Watson stat	2.381461
Prob(F-statistic)	0.000069		

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.