مجلة العلوم الإدارية والاقتصادية • المجلد: 17، العدد: 2 (2024) • ص: 95–120
© 2024 جامعة القصيم، جميع الحقوق محفوظة

أثر تحرير سعر الصرف على بعض متغيرات الاقتصاد الكلي في مصر

خالد احمد إبراهيم أبو النور

قسم التمويل، كلية الأعمال والاقتصاد، جامعة القصيم • المملكة العربية السعودية

141259@qu.edu.sa

الملخص:

استهدف البحث معرفة مدي تأثير تقلبات أسعار الصرف للجنيه المصري أمام الدولار الأمريكي على بعض مؤشرات أداء الاقتصاد الكلي مثل: التضخم، والصادرات السلعية، والاستثمار الأجنبي المباشر. استخدم البحث نموذج الانحدار الذاتي الخطي ذو الفجوات المبطأة (ARDL)، والذي يعتمد على تحليل السلاسل الزمنية في إطار منهجية الحدود (Bounds Testing)، وقد توصل البحث إلى بعض النتائج منه: وجود علاقة تكامل مشترك بين سعر الصرف وكلا من: قيمة الصادرات السلعية، ومعدل التضخم، والاستثمار الأجنبي المباشر، كما تبين وجود علاقة توازنية قصيرة الأجل تجاه المدى الطويل بين سعر الصرف وكل من: الصادرات السلعية، ومعدل التضخم، والاستثمار الأجنبي المباشر. وتوصي الدراسة بعدم اعتماد الدولة على الإصلاحات النقدية فقط، والاستمرار في تخفيض قيمة الجنيه دون الإصلاحات الحقيقية في هياكل الإنتاج والصادرات، وكبح جماح التضخم من خلال سياسات مرتبطة بالاستثمار الحقيقي وعدم الاعتماد فقط على سعر الفائدة، وإعادة النظر في منظومة الاستثمار الأجنبي المباشر، وتوليد فرص العمل من خلال ضخ استثمارات أجنبية جديدة، وليس الاعتماد على أسلوب بيع حصص في شركات قائمة.

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف، الصادرات السلعية، التضخم، الاستثمار الأجنبي المباشر.

The Impact of Exchange Rate Liberalization on Some Macroeconomic Variables in Egypt

Khaled. A. I. Abou Elnour

College of Business and Economics, Qassim University • Kingdom of Saudi Arabi

141259@qu.edu.sa

Abstract:

The research aimed to study the effect of liberalizing exchange rate fluctuations of the Egyptian pound against the US dollar on some macroeconomic performance indicators such as: inflation, commodity exports, and foreign direct investment, using the Autoregressive Linear Delayed Gaps (ARDL) model. It has been shown that there is a co-integration relationship between the exchange rate and both: the value of commodity exports, the inflation rate, and foreign direct investment. There is also a short-term equilibrium relationship towards the long-term between the exchange rate and the same variables mentioned above. The research recommended not to rely on raising the interest rate only to reduce inflation, but it is necessary to carry out structural reforms in the structures of production and exports, as well as to reconsider the foreign direct investment system, and to generate job opportunities through the injection of new foreign investments, instead of selling shares in existing companies, as the goal of foreign investment is to create new productive capacity within society, whose economic and social effects will affect the Egyptian market.

Keywords: Exchange rate, Exports, Inflation, Foreign direct investment.

1. مقدمة

يُعتبر سعر الصرف أحد المؤشرات التي تلعب دورًا هامًا في السياسة النقدية، والذي يستخدم كأداة للتأثير على مكونات الاقتصاد الكلي. ويُعبر سعر الصرف عن عدد الوحدات النقدية المحلية التي يمكن الحصول عليها نظير وحدة نقد أجنبي واحدة. ويرتبط الجنيه المصري بالدولار الأمريكي ومن ثم فإن أي تغيرات في حركة الدولار الأمريكي صعودًا وهبوطًا يؤثر بشكل مباشر على القوة الشرائية للجنيه المصري. وقد اتبعت مصر سياسة تثبيت سعر الصرف حتى عام 1990، ثم تخفيض سعر الصرف في 1991، وفي عام 2003، حيث تغير سعر الصرف بشكل بسيط جداً خوفًا من التأثيرات السلبية لتحريك سعر الصرف على مؤشرات الاقتصاد الكلي. ويُفسر ذلك بأن الاقتصاد المصري هو اقتصاد يعتمد على الواردات أكثر من الصادرات، ومن ثمّ عند اتخاذ أي إجراء لتحرير سعر الصرف؛ يؤدي إلى ارتفاع شديد في التضخم، مما يسبب آثارًا سلبية على عدم استقرار الاقتصاد المصري وحياة المواطنين. حيث بلغ معدل التضخم في عام 2033 نحو 4.5% ومع تحرير سعر الصرف نوفمبر 2016 كان التضخم حوالي 13% ثم ارتفع الى نحو 29.5% في عام 2017. ثم إلى نحو 41% في مارس 2023. ومن المفترض ان تحرير سعر الصرف يؤدى إلى ارتفاع التضخم ثم يبدأ في الانخفاض مع استمرار اتجاه الاقتصاد نحو الاستقرار. في حين ارتفعت قيمة الصادرات السلعية غير النفطية من 25.5 مليار جنية مصري في عام 2015 الى نحو 25.6 مليار جنية في عام 2017، مما يدل على ان ليس لتخفيض قيمة الجنية المصري أثرا كبيرا على زيادة الصادرات. وقد بلغت قيمة الصادرات نحو 55.5 مليار جنية مصري في عام 2022. وبالنسبة للاستثمار الأجنبي المباشر بغت قيمته نحو 11.5 مليار دولار في عام 2007 ولكن عاود الانخفاض ليسحل نحو 7.4 مليار دولار في عام 2017، ثم بلغ 4.8 مليار دولار عام 2022. مما يدل على ان تحرير سعر الصرف لم يؤدي إلى المزيد من تدفق الاستثمار الأجنبي الى الاقتصاد المصري. وبصفة عامة ساهم تحرير سعر الصرف إلى ارتفاع تكلفة الموارد المحلية للإنتاج بما يسمى(Domestic Resource Cost (DRC، وكان من بينها ارتفاع أسعار الأراضي والأصول والمعدات وغيرها بشكل كبير، فضلاً عن ارتفاع تكلفة مستلزمات الإنتاج ومن بينها تكلفة أسعار الطاقة والكهرباء وغيرها. مما أدي إلى عزوف المستثمرين عن التوسع في الاستثمار المحلي المباشر وتَخِوف المستثمرين الأجانب من حالة التضخم وارتفاع نسبة المخاطرة وهى الحالة التي يعيشها الاقتصاد المصري منذ تحرير سعر الصرف المدار في عام 2016 وحتى التعويم الحر للجنية المصري امام العملات الأجنبية في عام 2022 ومازال عملية التعويم الحر مستمرة إلى ان يصل الجنية المصري الى حالة من الاستقرار امام الدولار حيث بلغ سعر الصرف في البنك المركزي المصري نحو 30.85 جنية لكل دولار واحد في مارس 2013 ومازالت بعض المؤسسات الدولية مثل صندوق النقد الدولي يطالب بمزيد من الإصلاحات النقدية وتخفيض قيمة الجنية الى ان يصل الى سعرة العادل امام الدولار ويتحقق الاستقرار للاقتصاد المصري. ويرى صندوق النقد الدولي أن على البنك المركزي المصري ضرورة إتباع سياسة سعر صرف أكثر مرونة؛ الأمر الذي قد يدفع البنك المركزي المصري إلى مزيدٍ من تخفيض قيمة الجنيه مرات أخرى. لكن في نفس الوقت سوف يؤدي المزيد من التضخم، وارتفاع الأسعار بشكل غير مسبوق، وعدم استقرار السياسات الاقتصادية على المديين القصير والمتوسط، إلاّ إنه يمكن أن يحقق نوعًا من التوازن على المدي الطويل في حالة نجاح برنامج الإصلاح الاقتصادي. لذلك يركز هذا البحث على تحليل الآثار التي طرأت على بعض متغيرات الاقتصاد الكلي نتيجة تحرير سعر الصرف.

مشكلة البحث:

تتلخص مشكلة البحث في الإجابة على التساؤلات التالية: ما هي الآثار الإيجابية والسلبية التي طرأت على بعض متغيرات الاقتصاد الكلي في مصر نتيجة التغيرات في سعر الصرف؟ وهل استطاع الاقتصاد المصري الاستفادة بشكل حقيقي من هذا التحرير الجزئي أو ما يسمي بالتعويم المدار من قبل البنك المركزي المصري؟، وهل ساعدت هذه الإجراءات إلى حدوث استقرار واتجاه الاقتصاد المصري نحو التوازن؟ أم كانت إجراءات وقتية واضطرارية لحل بعض الأزمات وانصياعًا لسياسات صندوق النقد الدولي بهدف تطبيق برامج إصلاحية للاقتصاد المصري والحصول على شرائح مختلفة من القروض سواء من صندوق النقد ذاته أو بعض الدول المختلفة وما يطلق عليهم شركاء التنمية الدوليين.

فروض البحث:

– يؤدى التعويم المُدار لسعر الصرف إلى ارتفاع التضخم لفترة معينة ثم يعقبها انخفاض في التضخم وتحقيق استقرار اقتصادي.

– يؤدي التعويم المُدار لسعر الصرف إلي زيادة الصادرات السلعية المصرية.

– يؤثر التعويم المُدار إلي زيادة تدفق الاستثمار الأجنبي إلى مصر بفرض ثبات العوامل الأخرى.

هدف البحث:

يهدف البحث إلى معرفة مدي تأثير تقلبات أسعار الصرف للجنيه المصري أمام الدولار الأمريكي على بعض مؤشرات أداء الاقتصاد الكلي مثل: الصادرات السلعية، والتضخم، والاستثمار الأجنبي المباشر. ويتم تحقيق هدف البحث من خلال التركيز على تحقيق الأهداف الفرعية التالية:

1. تحليل أثر تغيرات سعر الصرف على الصادرات المصرية غير النفط والغاز.
2.. تحليل أثر تغيرات سعر الصرف على التضخم في السوق المصري.
3. قياس أثر تغيرات سعر الصرف على تدفق الاستثمار الأجنبي المباشر FDI إلى السوق المصري.

المنهجية المستخدمة والبيانات:

يعتمد هذا البحث على أسلوبي التحليل الوصفي والكمي، في تحليل ووصف الآثار التي نتجت عن تقلبات سعر الصرف على الصادرات السلعية، والتضخم، والاستثمار الأجنبي في السوق المصري. حيث استخدم البحث نموذج الانحدار الذاتي الخطي للمتباطئات (الفجوات الزمنية) الموزعة (ARDL)، وهو نموذج لدراسة العلاقة بين المتغيرات (سلاسل زمنية) في إطار منهجية الحدود للتكامل المشترك (Bounds Testing Approach to cointegration) والمتطور من قبل pesaran et al. 2001، للحصول على أفضل نتائج للمعلمات في الأجلين القصير والطويل. وتم إجراء اختبارات تشخيص جودة وسلامة النموذج من خلال اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي، اختبار الارتباط الذاتي للبواقي، اختبار عدم ثبات التباين، هذا بالإضافة إلى إجراء اختبارات ثبات النموذج (الاستقرار الهيكلي للمعالم المقدرة) مثل: اختبار المجموع التراكمي للبواقي (CUSUM)، واختبار مربع المجموع التراكمي للبواقي (CUSUMSQ). وقد اعتمد البحث على البيانات الثانوية المنشورة في التقارير السنوية وعلى مواقع الجهات الرسمية مثل البنك المركزي المصري، ووزارة التخطيط والتنمية الاقتصادية، والجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء.

2. المفاهيم الأساسية

1.2. مفهوم سعر الصرف

يُعرف سعر الصرف على أنه مقياس يتم من خلاله مقارنة قيمة عملة بأخرى. كما يمكن اعتباره مقياسًا لمقدار شراء العملة الثانية بكمية من العملة الأولى (Tamplin, 2022). كما أنه يؤثر على التجارة وحركة الأموال بين البلدان(Chen, 2022). ويمكن أن تكون أسعار الصرف ثابتة أو متغيرة. يتم تحديد أسعار الصرف الثابتة من قبل البنوك المركزية للبلد بينما يتم تحديد أسعار الصرف العائمة بواسطة آلية العرض والطلب في السوق.

2.2. مفهوم التضخم

التضخم هو انخفاض القدرة الشرائية للنقد، والذي يظهر كزيادة في المستوى العام للأسعار. والارتفاع في الأسعار– والذي يتم التعبير عنه غالبًا كنسبة مئوية–، يعني أن وحدة العملة تشتري فعليًا أقل مما كانت عليه في الفترات السابقة ويمكن مقارنة التضخم بالانكماش الذي يحدث عندما تنخفض الأسعار وتزداد القوة الشرائية (2. 2. 3.

3.2. مفهوم الصادرات

تُعرف الصادرات على أنها "سلع وخدمات يتم إنتاجها في بلد ما وبيعها للمشترين في بلد آخر. وغالبًا ما تبحث عن أسواق خارجية في جميع أنحاء العالم للتجارة. وتؤدي الصادرات في حالة الوصول إلى أسواق جديدة إلى زيادة المبيعات والأرباح أو حتى الحصول على حصة كبيرة من السوق العالمية (Troy, 2022). ويمكن للحكومات استخدام الصادرات كوسيلة ضغط على المواقف السياسية. فعلى سبيل المثال أصدر البيت الأبيض أمرًا تنفيذيًا يحظر استيراد وتصدير بعض السلع من روسيا، ردًا على الحرب في أوكرانيا.

4.2. مفهوم تدفق الاستثمار الأجنبي المباشر

تُعرف منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية(OECD) الاستثمار الأجنبي المباشر (FDI) على أنه "قيمة المعاملات عبر الحدود المتعلقة بالاستثمار المباشر خلال فترة زمنية معينة، عادة سنة.

5.2. أنواع الاستثمار الأجنبي المباشر

يوجد ثلاثة أنواع من الاستثمار الأجنبي المباشر وهي: (Hayes, 2022)

1) الاستثمار الأجنبي المباشر الأفقي: وفيه تؤسس الشركة نفس النوع من العمليات التجارية في بلد أجنبي كما تعمل في بلدها الأم، 2) الاستثمار الأجنبي المباشر العمودي: وفيه تكتسب الشركة نشاطًا تجاريًا مكملًا في بلد آخر، 3) الاستثمار الأجنبي المباشر المتكتل: وفيه تستثمر الشركة في أعمال أجنبية لا علاقة لها بأعمالها الأساسية. لأن الشركة المستثمرة ليس لديها خبرة سابقة في مجال خبرة الشركة الأجنبية، وبالتالي تأخذ شكل مشروع مشترك.

3. الدراسات السابقة

1.3. الدراسات التي تناولت أثر سعر الصرف على معدل التضخم

استهدفت دراسة (الجزار والبرماوي، 2022) تحديد طبيعة ونوع العلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم. وذلك خلال سلسلة زمنية مقطعية شهرية من شهر يناير 2016 إلى ديسمبر 2020 وقد تبين من نتائج الدراسة أن تأثير صدمات سعر الصرف على معدل التضخم غير متماثلة، كما أن معدل التضخم في الأجل القصير يتأثر فقط بالصدمات الإيجابية لسعر الصرف، ولا يتأثر بالصدمات السالبة؛ وهذا يعني ان معدل التضخم يرتفع مع ارتفاعات سعر الصرف(زيادة سعر الصرف بوحدة واحدة تؤدي إلى ارتفاع معل التضخم بحوالي 0.47، 0.34 عند فترة إبطاء واحدة وفترتين إبطاء على التوالي)، في حين أن انخفاضات سعر الصرف لا تُخفض من معدل التضخم.

كما أن تأثير تغير الصدمات الإيجابية بـ 1% على معدل التضخم أكبر من تأثير تغير الصدمات السالبة بـ 1% على معدل التضخم. وكذلك في دراسة (أحمد وحامد، 2022) التي تمت على مجموعة دول الشرق الأوسط وشمال افريقيا خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠١٦) باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي للسلاسل المقطعية. تبين أن صدمات سعر الصرف الموجبة تؤدي إلى ارتفاع معدل التضخم، ويصل لقمته القصوى بعد سنتين ولا ينخفض حتى بعد مرور ١٠ سنوات، وهو ما يعكس أثر سعر الصرف على التضخم الذي يتم بشكل تدريجي وليس فوري. وتبين من دراسة (أبادير ورشا، 2022) أنه بعد قرار تعويم الجنيه المصري في نوفمبر 2016 ارتفاع معدل التضخم حتى سجل 13.81% وذلك نتيجة لتحرير الجنيه المصري وتخفيض قيمته مقارنة بعام 2015 الذي سجل 10.36%، واستمر معدل التضخم في الزيادة بسبب ترك سعر الصرف يتحدد وفقًا لقوى العرض والطلب في الأسواق دون تدخل من الحكومة حتى وصل معدل التضخم في عام 2017 الى 30.7%، ومع استقرار الأسعار نسبيًا، والسيطرة على قطاع النقل والمواصلات، أدى ذلك الى انخفاض معدل التضخم حتى وصل الى 13.9 % في عام 2018. واستهدفت دراسة (أبوضيف وعلى، 2021) تحليل مكونات ومحددات سعر الصرف في مصر وتوضيح انعكاساتها على التنمية الاقتصادية، باستخدام المنهجين الوصفي التحليلي والمنهج الكمي القياسي، وقد تبين أن إشارة معامل التضخم قد جاءت سالبة، أي يوجد علاقة عكسية بين التضخم وسعر الصرف؛ وهذا لا يتفق مع النظرية الاقتصادية. كما قامت دراسة (بوصبع ولزهر، 2020) قياس وتحليل أثر سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي على التضخم في الجزائر للفترة الزمنية، باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة (ARDL)، وتوصلت الدراسة من خلال تقدير معلمات الأجل الطويل إلى أنه هناك علاقة توازنيه طويلة الأجل بين الزيادة في سعر الصرف ومعدل التضخم، وأن اتجاه هذه العلاقة يكون من سعر الصرف إلى معدل التضخم، إذ أن زيادة سعر الصرف بوحدة واحدة تؤدي إلى زيادة التضخم بمقدار 92.1 وحدة في الأجل القصير، وانخفاضه بـ 4.1 وحدة في الأجل الطويل.

وقام (Zamir, Madeha et al, (2017) بدراسة تأثير تقلب سعر الصرف على احتياطيات النقد الأجنبي وبعض عناصر الاقتصاد الكلي المختارة في إطار نهج الانحدار. وتم استخدام بيانات السلاسل الزمنية السنوية التي تغطي الفترة من 1980 إلى 2014. كما تم استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير معادلات الانحدار. لتجنب مشاكل العلاقة الزائفة بين المتغيرات والآثار المتسلسلة للأخطاء المعيارية، تم تطبيق اختبارات تشخيصية متنوعة. وأظهرت نتائج الدراسة أن سعر الصرف له علاقة سلبية مع التضخم (INF). وتتفق هذه النتيجة مع دراسة (بن عبد العزيز وقاسي، 2014). واستهدف بحث (Ergeshidze , 2017) تحديد تأثير التغير في سعر الصرف الاسمي واختبار فرضية الاستهلاك الانكماشي على الاقتصاد الجورجي باستخدام الانحدار الذاتي الهيكلي. ووفقاً للنتائج التي تم الحصول عليها، فإن ارتفاع سعر الصرف الاسمي بنسبة 1٪ يؤدي إلى انخفاض تدريجي في التضخم. وينخفض معدل التضخم في الربع الثالث بمقدار 0.3 نقطة مئوية ثم يتضاءل التأثير تدريجياً. نتيجة لخفض التضخم المتوقع. وتم إعداد ورقة (Sharif, 2017) بقصد دراسة تأثير المتغيرات الاقتصادية الكلية الرئيسية التي تشمل سعر الفائدة الحقيقي، ومعدل التضخم، ومعدل البطالة، ونصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، وتدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر، والتصدير والاستيراد على سعر صرف البلدان الأعضاء. من سارك. تشير النتائج المستخلصة من نموذج الانحدار OLS إلى ارتباط معدل التضخم بشكل سلبي وكبير بسعر الصرف في منطقة رابطة جنوب آسيا للتعاون الإقليمي (SAARC).

وكان الهدف من بحث (Aleksandre, 2017) هو تحديد تأثير التغير في سعر الصرف الاسمي على التضخم في جورجيا، وتم استخدام نماذج SVAR و BVAR لتحديد هذا التأثير، ووفقًا للنتائج التي تم الحصول عليها،

يؤدي ارتفاع سعر الصرف الاسمي إلى انخفاض معدل التضخم. ونتج من دراسة (باداواتي، 2015) وجود علاقة عكسية طويلة الأجل بين ارتفاع معدلات التضخم وانخفاض سعر صرف الدينار مقابل الدولار، حيث إن ارتفاع التضخم بمقدار 1% يؤدي إلى انخفاض في قيمة الدينار العراقي مقابل الدولار بمقدار 0.16%، هذا بالإضافة إلى وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين سعر الصرف ومعدل التضخم تتجه من التضخم إلى سعر الصرف. كما أشارت نتائج دراسة (Kohler et al, 2014) إلى أن انخفاض سعر الصرف بنسبة 10% سيزيد من معدل التضخم في نهاية العام بمقدار 0.258–0.5 نقطة مئوية في غضون سنتين إلى ثلاث سنوات بعد انخفاض دائم بنسبة 10%.

2.3. الدراسات التي تناولت أثر سعر الصرف على الصادرات السلعية

أشارت دراسة (صادق وكريمان، 2022) إلى وجود علاقة عكسية بين سعر الصرف والصادرات، فكلما حدث تخفيض في قيمة العملة المصرية (زيادة سعر الصرف) صاحب ذلك انخفاض في قيمة الصادرات، وذلك بعكس ما تقضي به النظرية الاقتصادية. وقد فسرت الدراسة هذه النتيجة بوجود خلل في هيكل الصادرات المصرية، حيث أن مصر دولة تنتج وتصدر أقل بكثير مما تستهلك وتستورد، فضلاً عن انخفاض معدل الاستثمار الإجمالي الذي يُعول عليه لزيادة الانتاج والتصدير، فضلاً عن تركز هذه الاستثمارات في النفط والغاز وقطاع العقارات والبينة الأساسية وكلها موجهة نحو الاستهلاك المحلي بالأساس وليس مضاعفة الانتاج ومن ثم الصادرات. وتبين من دراسة (مانع وزرمان، 2021) أن تخفيض العملة لم يؤدي بالضرورة إلى إنعاش الصادرات في الجزائر، وعدم قدرة المنتجات المحلية على المنافسة في الأسواق الدولية. أيضًا تناولت دراسة (Bittencourt and Agudelo, 2021) تأثير تقلب سعر الصرف على الصادرات الكولومبية مع شركائها التجاريين الرئيسيين، بين عامي 2001 و 2019. وأظهرت النتائج أن التقلبات في سعر الصرف تُضر بالعلاقة التجارية بين كولومبيا وشركائها التجاريين الرئيسيين، أي أن أداء الصادرات سيتأثر سلبًا بالتقلبات في سعر الصرف على المدى الطويل، حيث إن إن زيادة التقلب بنسبة 1% من شأنها أن تقلل حجم الصادرات بشكل كبير بنحو 0.25–0.4%. وكان الهدف الرئيسي من ورقة (Da Silva, 2017) هو تحليل مدى استجابة الصادرات الزراعية البرازيلية للتغيرات في سعر الصرف الحقيقي للفترة من 2000 إلى 2014 (شهريًا). وأظهرت النتائج أن معامل قيمة الصادرات الزراعية بالنسبة لسعر الصرف كان غير مرن على المدى الطويل (0.25). وأشارت نتائج دراسة (Sharif, 2017) المستخلصة من نموذج الانحدار OLS إلى أن التصدير ليس له علاقة معنوية مع سعر الصرف. كذلك من خلال الدراسة القياسية التي قام بها (عزيز، 2015) اتضح أن سياسة خفض سعر العملة الوطنية للتأثير على الصادرات لن تكون سياسة جيدة، في ظل اعتماد الصادرات على قطاع المحروقات، حيث إن تخفيض قيمة الدينار الجزائري لن يتبعه زيادة الصادرات. وقام (Zamir et al, 2017) بدراسة تأثير تقلب سعر الصرف على بعض عناصر الاقتصاد الكلي المختارة في إطار نهج الانحدار. كما تم استخدام بيانات السلاسل الزمنية السنوية التي تغطي الفترة من 1980 إلى 2014 للتحليل التجريبي. واستخدمت طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير معادلات الانحدار. لتجنب مشاكل العلاقة الزائفة بين المتغيرات والآثار المتسلسلة للأخطاء المعيارية. تظهر النتيجة أن سعر الصرف له علاقة إيجابية مع الصادرات. واستهدفت ورقة (Katarzyna,2015) التحقيق في تأثير سعر الصرف على التجارة الخارجية لبولندا، لا سيما على التدفقات التجارية الثنائية بين بولندا ومنطقة اليورو خلال الفترة من 2004 إلى 2013. ويؤكد التحليل النظري والتجريبي أن سعر الصرف يؤثر على حجم التجارة الثنائية بين بولندا وشركائها التجاريين الرئيسيين. كما أن انخفاض قيمة الزلوتي البولندي هو سبب نمو الصادرات البولندية، حيث إن سعر الصرف هو آلية تعديل مهمة، بفضلها تمكن الاقتصاد البولندي من تجنب حدوث انخفاض كبير في الصادرات

والناتج المحلي الإجمالي خلال الأزمة المالية والاقتصادية الأخيرة. بالنسبة لبولندا، كما أنه أداة للتعامل مع الصدمات الخارجية. تبين من دراسة (طالبي وبرقوقي، 2015) أن سعر الصرف الفعلي الحقيقي يفسر ما نسبته 97.75%، من التغيرات التي تحدث في إجمالي الصادرات الجزائرية، كما قُدرت مرونة سعر الصرف بحوالي 0.567، وهذا يعني أنه كلما ارتفع سعر الصرف الحقيقي بنسبة1%، فإن ذلك سوف يؤدي إلى زيادة الطلب على الصادرات الجزائرية بنسبة 56.0 %.

3.3. الدراسات التي تناولت أثر سعر الصرف على الاستثمار الأجنبي المباشر

تبحث ورقة (Syarifuddin, 2022) في الآثار المباشرة وغير المباشرة لسعر الصرف على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الوافدة في مجموعة من دول الآسيان من 2001 إلى 2018. وذلك باستخدام نهج الاقتصاد القياسي المكاني لاستيعاب طبيعة الاعتماد المكاني بين دول الآسيان. وأشارت النتائج إلى أن تأثير سعر الصرف يعتمد على منطقة المصدر للاستثمار الأجنبي المباشر، مما يعني وجود عدم تجانس مكاني في الاستثمار الأجنبي المباشر لرابطة أمم جنوب شرق آسيا. كما نظهر أن تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الوافدة في رابطة دول جنوب شرق آسيا لا تتأثر فقط بسعر الصرف في البلد نفسه، بل تتأثر أيضًا بتدفقات البلدان المجاورة. وبينت دراسة (البدري ومندور، 2020) وجود علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين الاستثمار الأجنبي المباشر وسعر الصرف، كما توجد علاقة سببية أحادية الاتجاه من سعر الصرف إلى استثمار الأجنبي المباشر، كما تبين أن انخفاض في قيمة الجنيه المصري بمقدار 1% يؤدي إلى زيادة في الاستثمار الأجنبي الوافد إلى مصر بمقدار 7.5%. كذلك توصلت دراسة (Zamir et al, 2017) إلى أن تقلبات سعر الصرف له علاقة سلبية مع الاستثمار الأجنبي المباشر (FDI). وتتفق هذه النتيجة مع دراسة (Iqbal and Habib, 2011). وأظهرت نتائج دراسة (عبد السلام وآخرون،2018) ومن خلال تقدير نموذج "الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL model)، ارتفاع معنوية المعلمة الخاصة بسعر صرف الجنيه المصري، مما يعنى أن انخفاض سعر صرف العملة المحلية أمام العملات الأجنبية، يشجع على تدفق الاستثمار الأجنبي المباشر) ولاسيما التي تنتج بهدف التصدير)، حيث يعنى يعني ذلك خفض تكاليف الإنتاج، مما يجعل المنتجات المحلية أكبر وأعلى تنافسية في الخارج، وهذا من شأنه زيادة العائد على الاستثمار. وحاولت دراسة (Gona and Sahoo, 2018) فحص ما إذا كان عدم اليقين أو التقلبات في سعر الصرف قد تؤثر على الاستثمار الأجنبي المباشر في الهند، وتم تطبيق نموذج الانحدار الشرطي التراجعي التلقائي المعمم (GARCH)، كما تم استخدام نموذج ARDL للتحقق من العلاقة طويلة المدى، وقد وجدت هذه الدراسة أن تقلب سعر الصرف يؤثر بشكل إيجابي على الاستثمار الأجنبي المباشر (FDI). وتتفق هذه النتيجة مع الدراسة التي أجراها (Sharif, 2017) عن منطقة رابطة جنوب آسيا للتعاون الإقليمي (SAARC). وبحثت ورقة (Ebaidalla,m 2013) في تأثير تقلب سعر الصرف الفعلي الحقيقي (REER) على الاستثمار الأجنبي المباشر والميزان التجاري خلال الفترة (1979–2009) باستخدام نموذج الانحدار الذاتي المشروط (GARCH). وتكشف نتائج طريقة SLS2 أن تقلبات أسعار الصرف الثابت لها تأثير سلبي تدفق الاستثمار الأجنبي المباشر إلى السودان. لذلك أشارت الدراسة إلى أن الحد من تقلبات أسعار الصرف يُعد أمراً بالغ الأهمية للتخفيف من أثره السلبي على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر ونمو الناتج. وقد أوصت الدراسة بتقديم سعر صرف مشجع للمعاملات والتحويلات الأجنبية لجذب تدفقات رأس المال الأجنبي مثل الاستثمار الأجنبي المباشر وتحويلات المهاجرين.

4. منهجية البحث

1.4. البيانات المستخدمة

- **سعر الصرف:** سعر الصرف المستخدم هو سعر الصرف الحر، وهي بيانات شهرية، وتم حساب المتوسط السنوي لكل عام، وتم الحصول عليه من البيانات المنشورة على موقع البنك المركزي.
- **الصادرات السلعية:** وهي صادرات كافة السلع غير النفطية، ومصدر البيان: الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء.
- **معدل التضخم:** بيانات منشورة على موقع الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء.
- **الاستثمار الأجنبي المباشر:** بيان منشور على موقع وزارة التخطيط والتنمية الاقتصادية.

2.4. الإطار النظري لنموذج الانحدار الذاتي للفجوات المتباطئة الموزعة ARDL

التعريف بالنموذج

اقتُرح هذا النموذج من قِبل كل من: Pesaran (1997), Shinand and Sun (1998) , Pesaran et al (2001)، وهذا النموذج لا يتطلب أن تكون السلاسل الزمنية متكاملة من نفس الدرجة، على ألاّ تكون السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة متكاملة من الدرجة الثانية I(2) ؛ بمعنى أن السلاسل الزمنية للنموذج يحتوي على متغيرات مستقرة من الدرجة الصفرية أو الدرجة الأولى.

ونموذج ARDL هو نموذج ديناميكي يستعين باختبار الحدود كمقاربة بديلة للتكامل المشترك (في وجود شعاع تكامل واحد– متغير تابع واحد). ومن فوائده أنه يفسر المتغير التابع بناءً على القيم السابقة له والقيم السابقة للمتغيرات المستقلة.

يعمل هذا النموذج بواسطة اختبار الحدود للكشف عن التكامل المشترك بين المتغيرات المختلفة في درجات التكامل (الصفر والواحد أو الواحد فقط (بشرط ان يكون المتغير التابع مستقر في الدرجة الاولى. كما يعتبر نموذج جيد في حالة السلاسل الزمنية القصيرة، إذ يمكنه فصل التأثيرات قصيرة المدى عن الطويلة المدى في نفس النموذج.

خصائص نموذج ARDL

- يأخذ عدد كافي من فترات التباطؤ الزمني للحصول على أفضل مجموعة من البيانات من نموذج الإطار العام، (Laurenceson and Chai, 2003)
- إمكانية تمييز المتغيرات التابعة والمتغيرات التفسيرية في النموذج،
- حسب Pesaran، فإن اختبار الحدود في إطار ARDL يمكن تطبيقه بغض النظر عن خصائص السلاسل الزمنية ما إذا كانت مستقرة عند مستوياتها I(0)، أو متكاملة من الدرجة الأولى I(1) أو خليط من الاثنين، كما أن طريقة Pesaran تتميز باستخدامها في السلاسل الزمنية القصيرة، مقارنة بالطرق الأخرى المعتادة في اختبار التكامل المشترك، مثل: طريقة جرانجر ذات المرحلتين، واختبار التكامل المشترك بدلالة داربن واتسن (CEDW test)، أو اختبار التكامل المشترك لجوهانسن في إطار نموذج الـ VAR.
- يعطي أفضل نتائج للمعلمات في الأمد الطويل.
- يمكننا هذا النموذج من فصل تأثيرات الأجل القصير عن الطويل حيث نستطيع تحديد العلاقة التكاملية للمتغير التابع والمتغيرات المستقلة في المدى الطويل والمدى القصير في نفس المعادلة بالإضافة إلى تحديد حجم تأثير كل من المتغيرات المستقلة على المتغير التابع،
- تقدير معلمات المتغيرات المستقلة في المديين القصير والطويل،

– تعد معلماته المقدرة في المدى القصير والطويل أكثر اتساقًا من تلك التي في الطرق الأخرى مثل جرانجر وجوهانسون.

شروط تطبيق نموذج ARDL

– حجم العينة أو طول السلسة الزمنية يكون بحدود 30 مشاهدة أو أكثر، لأن نموذج ARDL يعتمد على تكوين فترات إبطاء متعددة للمتغير التابع والمتغيرات المستقلة، وهذا يعني تخفيض درجة حرية النموذج،

– أن يكون معامل تصحيح الخطأ في نموذج ARDL قصير الأجل سالب ومعنوي، بعد التأكد من وجود علاقة طويلة الأجل من خلال اختبار الحدود،

–استخدام معايير تحديد فترات الإبطاء في تحديد رتبة النموذج منها AIC ، و Sch وخلافه، واعتماد القيمة الأقل في تحديد النموذج الملائم،

– استخدام الاختبارات القياسية لسلامة النموذج مثل اختبار LM الارتباط الذاتي، واختبار عدم ثبات التجانس

خطوات نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية (ARDL)

تتلخص المنهجية المستخدمة في تقدير هذا النموذج في إتباع الخطوات التالية:

- **إجراء اختبار استقراريه السلاسل الزمنية:**

وذلك للتأكد من أن أي من متغيرات النموذج ليست متكاملة من الرتبة الثانية $I(2)$، وذلك باستخدام اختبارات جذر الوحدة Unit Root Test.

- **تقدير نموذج ARDL،**

الصيغة المبسطة لنموذج ARDL

$$y_t = \mu_0 + \gamma_1 y_{t-1} + .. + \gamma_k y_{t-p} + B_0 X_t + B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \cdots + B_q X_{t-q} + u_t \quad (1)$$

– **إجراء اختبار الحدود/اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار Bounds Test :**

بعد التأكد من درجة استقراريه متغيرات النموذج، يتم إجراء اختبار الحدود، وتأخذ معادلة هذا الاختبار الصيغة التالية:

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta Y_{t-1} + \sum_{j}^{k} \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{ij} \Delta X_{j,t-1} + \rho Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \delta_j X_{j,t-1} + \varepsilon_t \qquad (2)$$

حيث : Δ = الفروق الأولى ، α = الحد الثابت ، ε_t = حد الخطأ العشوائي ، γ_i = معلمات الأجل الطويل ، β_i= معلمات الأجل القصير.

–**فروض الاختبار:**

$H_0 = \rho = \delta_j = 0$

$H_0 \neq \rho \neq \delta_j \neq 0$

حيث نقول أن معاملات المتغيرات المبطأة زمنيًا تختلف معنويًا عن الصفر (بمعنى وجود تكامل مشترك)، بعد مقارنة إحصائية F المحسوبة مع القيم الحرجة العظمى القيم عند $I(0)$ في حالة إذا ما كانت المتغيرات مستقرة عند الفرق الأول. ومع القيم الحرجة الدنيا (القيم عن $I(1)$ في حالة إذا ما كانت المتغيرات مستقرة عند المستوى.

- تقدير نموذج تصحيح الخطأ:

يمكن الحكم على وجود علاقة التكامل المشترك ما بين متغيرين إذا توفر فيه شرطين أساسيين، هما سالبية ومعنوية معامل نموذج تصحيح الخطأ، حيث يشير متغير الأخطاء العشوائية (البواقي) الناتجة عن تقدير العلاقة في المدى الطويل مبطأ زمنيًا بفترة إبطاء واحدة، كما أنها تشير إلى معامل سرعة التعديل. وتتم هذه الخطوة على مرحلتين هما:

- **تقدير العلاقة طويلة الأجل،**

بعد التحقق من وجود علاقة تكامل مشترك بواسطة اختبار الحدود، نقوم بتقدير معاملات العلاقة طويلة الأجل بواسطة طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS).

- **تقدير الاستجابة قصيرة الأجل، وتقدير معامل تصحيح الخطأ للنموذج،**

- تشخيص جودة وسلامة النموذج من خلال الاختبارات القياسية المختلفة وهي :

- اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي بواسطة اختبار Jarque Berra
- اختبار الارتباط الذاتي للبواقي باستعمال اختبار Breusch- Godfrey Serial Correlation LM Test
- اختبار عدم تبات التباين: باستعمال اختبار Arch Test

هذا بالإضافة إلى إجراء اختبارات ثبات النموذج (الاستقرار الهيكلي للمعالم المقدرة) مثل: اختبار المجموع التراكمي للبواقي (CUSUM)، واختبار مربع المجموع التراكمي للبواقي (CUSUMSQ).

5. النتائج التطبيقية للبحث

1.5. اختبار جذر الوحدة (اختبار استقرار السلسلة الزمنية لمتغيرات نماذج الدراسة) :

عادة ما تتميز السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية الكلية بعدم الاستقرار، مما يجعل متوسطها وتباينها غير مستقرين ومرتبطين بالزمن، لذلك من الضروري اختبار استقراريه السلاسل الزمنية ومعرفة درجة تكاملها، لأنه قبل تقدير نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة الموزعة (ARDL)، لابُد من فحص جذر الوحدة لسلاسل الزمنية K. هذا وتجدر الإشارة إلى أنه تم استخدام اختبار ADF.

من خلال نتائج اختبارات جذر الوحدة والمتمثلة في اختبار ADF (Augmented Dickey Fuller)، والواردة بالجدول رقم (1) يتبين أن كل من متغيرات: سعر الصرف (EX. RATE)، الصادرات السلعية (Exp)، والاستثمار الأجنبي المباشر غير مستقرة عند المستوى، بينما معدل التضخم مستقر عند المستوى، كما تبين أن جميع المتغيرات مستقرة عند الفرق الأول، وبالتالي يتحقق **الشرط الضروري** لتطبيق نموذج ARDL وهو أنه لا يوجد أي من المتغيرات التي تستقر عند الفرق الثاني.

جدول 1: القيمة الاحتمالية لنتائج اختبار ديكي فولر الموسع (ADF) لمتغيرات نماذج البحث خلال الفترة 2003-2022.

	الفرق الأول 1St. difference		المستوى Level		نوع تقدير
القرار	قاطع واتجاه اعام	القاطع	قاطع واتجاه اعام	القاطع	الانحدار
ساكنة عند I(1)	0.026	0.006	0.530	0.886	سعر الصرف
ساكنة عند I(1)	0.171	0.043	0.951	0.968	الصادرات
ساكنة عند I(1)	0.007	0.001	0.068	0.037	معدل التضخم
ساكنة عند I(0)	0.008	0.002	0.325	0.079	الاستثمار الأجنبي المباشر

المصدر: اعداد الباحث استنادًا لنتائج اختبار ADF، من مخرجات برنامج Eviews. 9

أما بالنسبة **للشرط الكافي** لتطبيق النموذج فيتمثل في اختبار وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين، وهذا ما سيتم التحقق منه باستخدام اختبار الحدود Bounds Test لكل نموذج على حدة.

2.5. تحديد فترة التباطؤ لمتغيرات نماذج الدراسة

يشير الجدول رقم (2) إلى عدد فترات التباطؤ لكل متغير من متغيرات نماذج الدراسة خلال الفترة 2003 – 2022، وقد تم الاعتماد على معياري كلا من Akaike (AIC)، و Schwarz (SC).

جدول 2: تحديد فترات التباطؤ لمتغيرات نماذج الدراسة وفقًا لمعياري Akaike (AIC)، و Schwarz (SC).

اسم المتغير	فترة التأخير	قيمةAIC	قيمة SC
سعر الصرف	1	5.197139*	5.284055*
الصادرات السلعية	1	20.89271*	20.97962*
معدل التضخم	0	6.550521*	6.593979*
الاستثمار الأجنبي المباشر	0	18.58032	18.62073*

المصدر: الجدول رقم (2)، (3)، (4)، (5) بالملحق.

3.5. صياغة النموذج المستخدم لتقدير أثر سعر الصرف على الصادرات السلعية المصرية

$$EXP = F(EXP_{(t-p)}, EX.RATE_{(t-p)}) \quad (3)$$

حيث أن:

EXP: الصادرات السلعية المصرية بالمليون دولار خلال الفترة 2003–2022.

EX.RATE سعر الصرف دولار/جنيه خلال الفترة 2003–2022.

وفي ضوء المعادلة السابقة يمكن تقدير الصيغة الدالة للنموذج وفقًا للصيغة التالية:

$$\Delta EXP = \beta_0 + \pi_1 EXP_{t-1} + \pi_2 \sum_{i=1}^{p} \delta_1 Y_i \, \Delta EX.RATE_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

حيث:

β_0 : القاطع

ε: حد الخطأ العشوائي

π_i : معاملات المدى الطويل

Y_i, δ_i : معاملات المدى القصير

4.5. نتائج اختبار وجود التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود Bounds Test:

يتضح من الجدول رقم (3) أن قيمة F المحسوبة (3.551) أكبر من الحد الأعلى للقيم الحرجة الجدولية، عند مستوي معنوية (10%)، وبذلك يتم رفض فرض العدم، وقبول الفرض البديل، أي "وجود علاقة تكامل مشترك بين سعر الصرف وقيمة الصادرات السلعية على المدى الطويل.

جدول 3: نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود Bounds test

مستوى المعنوية	الحد الأعلى	الحد الأدنى	F– Statistic
%10	3.51	3.02	3.551
%5	4.16	3.62	
%2.5	4.79	4.18	
%1	5.58	4.94	

المصدر: إعداد الباحث استنادًا على مخرجات برنامج Eviews

5.5. نتائج تقدير العلاقة بين سعر الصرف والصادرات السلعية في الأجل الطويل

يلاحظ من الجدول رقم (4) أن معامل الصادرات السلعية موجب، أي أن هناك علاقة استجابة طويلة الأجل طردية بين سعر الصرف والصادرات السلعية، حيث أن زيادة سعر الصرف بنحو 10%، يؤدي إلى زيادة الصادرات السلعية بنحو 4.9%، ولكن لم تثبت المعنوية الإحصائية لهذه العلاقة؛ وربما يفسر ذلك بأن هياكل الإنتاج وطبيعة المنتجات المصرية ليس لديها جاهزية للتصدير؛ إما لضعف جودة المنتجات أو عدم وجود عدد كبير من السلع المصنعة القابلة للتصدير، وبالتالي انخفاض قيمة الحنية وارتفاع سعر صرف الدولار لا يعقبه زيادة فى الصادرات المصرية.

جدول 4: نتائج تقدير العلاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف والصادرات السلعية

المتغير	قيمة المعامل	الخطأ المعياري	إحصائية– t	القيمة الاحتمالية
الصادرات السلعية	4904.7	10534	0.465	0.647

المصدر: إعداد الباحث استنادًا على مخرجات برنامج Eviews

6.5. نتائج تقدير العلاقة بين سعر الصرف والصادرات السلعية في الأجل القصير

يهدف هذا النموذج إلى تعديل العلاقة بين المتغيرات في المدى القصير حتى تبقى متوازنة على المدى الطويل. ويتم ذلك من خلال تقدير المعلمات الخاصة بالأجل القصير من خلال تطبيق نموذج تصحيح الخطأ (ECM)، وذلك بأن يتم أخذ حد الخطأ من معادلة الانحدار المقدرة في الأجل الطويل وإدراجها في معادلة الأجل القصير مع أخذ فترة إبطاء لها، بالإضافة إلى الفرق الأول لكل المتغيرات بالنموذج مع مراعاة فترات الإبطاء السابقة لكل متغير وتكون أقل من الأجل الطويل بفترة، ويوضح الجدول رقم (5) نتائج هذا التقدير، ومنه يتبين ما يلي:

– **التفسير الإحصائي:** جودة القدرة التفسيرية للنموذج لحد ما – كما يتبين من جدول رقم (5) –، وهذا ما يدل عليه معامل التحديد، والمقدر بنحو 0.303، وبالتالي فإن التغيرات في سعر الصرف تفسر نحو 30.3% فقط من التغيرات في المتغير التابع (الصادرات السلعية)، وهو ما يعني تأثر الصادرات بعوامل أخرى لعل من أهمها العوامل اللوجيستية وجودة السلع، أما الـ 69.7% المتبقية فتفسرها متغيرات أخرى لم يشملها النموذج.

جدول 5: تقدير العلاقة بين سعر الصرف والصادرات السلعية المصرية في الأجل القصير باستخدام نموذج تصحيح الخطأ (ARDL–ECM).

المتغير	معلمة تصحيح الخطأ	قيمة احصائية t	القيمة الاحتمالية	معامل التحديد
الصادرات السلعية	−0.137	−3.24	0.005	0.303

المصدر: إعداد الباحث استنادًا على مخرجات برنامج Eviews

– **التفسير القياسي:** قدرت معلمة تصحيح الخطأ بحوالي −0.137، أي أنها قيمة سالبة، كما أنها معنوية، بمعنى تحقق الشرط اللازم والكافي لنموذج الـECM، وتعني أيضًا أن اختلالات المدى القصير للعلاقة بين سعر الصرف، وبين الصادرات السلعية المصرية تتناقص بنحو 13.7% في السنة الواحدة؛ أي أنه يمكن التعديل (الوصول إلى التوازن في المدى الطويل) خلال 7 سنوات تقريبًا. هذا وقد ثبتت المعنوية الاحصائية لسرعة هذا التعديل عند المستوى الاحتمالي الإحصائي 0.01.

وللحكم على جودة النموذج السابق، وللتأكد من صحة الاعتماد عليه في التفسير الإحصائي والاقتصادي، يتم إجراء الاختبارات التشخيصية التالية:

7.5. اختبارات جودة النموذج:

يشير الجدول رقم (6) وفقًا لاختبار Jarque B أن بواقي أخطاء النموذج المقدر تتبع التوزيع الطبيعي، حيث أن القيمة الاحتمالية المقدرة (0.729) أكبر من 0.05. كما يتبين من نتائج اختبار Breusch–Godfrey عدم وجود ارتباط تسلسلي بين البواقي، حيث أن القيمة الاحتمالية (0.099) أكبر من 0.05، وبالتالي يتم قبول فرض العدم وهو ما يعني خلو النموذج من مشكلة الارتباط المتسلسل للأخطاء وذلك عند المستوى الاحتمالي الإحصائي (0.05)، كما تشير نتيجة اختبار Arch ومن خلال القيمة الاحتمالية المقدرة (0.144) يتبين أنها أكبر من 0.05، وبالتالي لا يمكننا رفض الفرض الصفري، أي أن تباين الحد الخطأ العشوائي ثابت ولا يوجد ارتباط بين البواقي وبين المتغير المستقل(سعر الصرف) الداخل بالنموذج وذلك عند مستوى (0.05).

جدول 6: نتائج اختبارات جودة لنموذج تقدير العلاقة بين سعر الصرف والصادرات السلعية في الأجل القصير خلال الفترة (2003 – 2022)

نوع الاختبار	قيمة إحصائية F	القيمة الاحتمالية P–Value
اختبار Jarque Perra للتوزيع الطبيعي للبواقي	قيمة Jarque Berra 0.631	0.729
اختبار Breusch Godfrey للارتباط المتسلسل للبواقي	2.77	0.099
اختبار Arch لاكتشاف عدم ثبات تباين البواقي لمتعيرات النموذج	2.35	0.144

المصدر: إعداد الباحث استنادًا على مخرجات برنامج Eviews

5.8. اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات نموذج التكامل المشترك في الأجل القصير والأجل الطويل

تم إجراء هذا الاختبار باستخدام اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة، Cumulative Sum of Recursive Residual (CUSUM)، والمجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة Cumulative Sum of Squares of Recursive Residual (CUSUMSQ)، ويستخدم هذان الاختبارات لبيان وجود أي تغير هيكلي في البيانات، وكذلك معرفة مدى استقرار وانسجام المعلمات طويلة الأجل مع المعلمات القصير الأجل. ويتضح من خلال الشكل رقم (1) بالملحق أن المنحنى البياني للبواقي يقع داخل الحدود الحرجة لاختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة، Cumulative Sum of Recursive Residual (CUSUM)، وبالتالي يتبين الاستقرار الهيكلي لمتغيرات نموذج الدراسة المقدر. بينما يتضح من الشكل رقم (2) بالملحق والذي يبين اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة (CUSUMSQ) أنه يقطع أحد خطي حدود المنطقة الحرجة لكن سرعان ما يعود ليستقر داخل المنطقة الحرجة.

6. صياغة النموذج المستخدم لتقدير أثر سعر الصرف على معدل التضخم

$$INF = F(INF\ , EX.RATE_{(t-p)}) \qquad (5)$$

حيث أن:

INF: معدل التضخم خلال الفترة 2003–2022.

EX.RATE سعر الصرف دولار/ جنيه خلال الفترة 2003–2022.

وفي ضوء المعادلة السابقة يمكن تقدير الصيغة الدالة للنموذج وفقًا للصيغة التالية:

$$\Delta INF = \beta_0 + \pi_1 INF_{t-1} + \pi_2 \sum_{i=1}^{p} \delta_1 Y_i\, \Delta EX.RATE_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (6)$$

حيث:

β_0 : القاطع

ε: حد الخطأ العشوائي

π_i : معاملات المدى الطويل

Y_i, δ_i : معاملات المدى القصير

1.6. نتائج اختبار وجود التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود Bounds Test

ويتضح من الجدول رقم (7) أن قيمة F المحسوبة (9.77) أعلى من الحد الأعلى للقيم الحرجة الجدولية، عند جميع مستويات المعنوية (1%، و5%، و10%)، وبذلك يتم رفض فرض العدم، وقبول الفرض البديل، وهو "وجود علاقة تكامل مشترك بين سعر الصرف وبين معدل التضخم على المدى الطويل.

جدول 7: نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود Bounds test

مستوى المعنوية	الحد الأعلى	الحد الأدنى	F– Statistic
%10	3.51	3.02	9.77
%5	4.16	3.62	
%2.5	4.79	4.18	
%1	5.58	4.94	

المصدر: إعداد الباحث استنادًا على مخرجات برنامج Eviews

ويوضح الجدول رقم (8) شكل العلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم في المدى الطويل، ومنه أن هناك علاقة استجابة طويلة الأجل عكسية بين سعر الصرف ومعدل التضخم، حيث أن زيادة سعر الصرف بنحو 10%، يؤدي إلى انخفاض معدل التضخم بنحو 0.37%، ولكن لم تثبت المعنوية الإحصائية لهذه العلاقة؛ ويرجع ذلك إلى أن ارتفاع سعر الصرف يؤدى إلى حالة تضخم مرتفع في الأجل القصير، يعقبه زيادة في حركة الإنتاج تؤدى إلى زيادة الإنتاج، مما يعمل على حدوث خفض نسبي وتدريجي في معدلات التضخم بمرور الوقت جنبًا إلى جنب مع الإصلاحات الهيكلية التي تشمل العديد من القطاعات الإنتاجية والخدمية مع مواكبة التغيرات التي تحدث في سعر الصرف.

جدول 8: نتائج تقدير العلاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف ومعدل التضخم

المتغير	قيمة المعامل	الخطأ المعياري	إحصائية– t	القيمة الاحتمالية
معدل التضخم	−0.037	0.230	−0.160	0.875

المصدر: إعداد الباحث استنادًا على مخرجات برنامج Eviews

2.6. نتائج تقدير العلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم في الأجل القصير

يوضح الجدول رقم (9) نتائج هذا التقدير، ومنه يتبين ما يلي:

– **التفسير الإحصائي:** جودة القدرة التفسيرية للنموذج، وهذا ما يدل عليه معامل التحديد، والمقدر بنحو 0.811، وبالتالي فإن التغيرات في سعر الصرف تفسر نحو 81.1% من التغيرات في معدل التضخم، أما الـ 18.9% المتبقية فتفسرها متغيرات أخرى لم يشملها النموذج.

جدول 9: تقدير العلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم في الأجل القصير باستخدام نموذج تصحيح الخطأ (ARDL–ECM).

المتغير	معلمة تصحيح الخطأ	قيمة احصائية t	القيمة الاحتمالية	معامل التحديد
معدل التضخم	−0.754	−5.816	0.000	0.811

المصدر: إعداد الباحث استنادًا على مخرجات برنامج Eviews

-**التفسير الاقتصادي:** توجد علاقة طردية ومعنوية إحصائيًا بين سعر الصرف، وبين معدل التضخم، حيث أن ارتفاع صعر الصرف بمقدار (دولار/جنيه) يؤدي إلى زيادة معدل التضخم بمقدار 1.83، وذلك خلال الفترة 2003-2022.

-**التفسير القياسي** : قدرت معلمة تصحيح الخطأ بحوالي -0.754، أي أنها قيمة سالبة، كما أنها معنوية، بمعنى تحقق الشرط اللازم والكافي لنموذج الـECM، وتعني أيضًا أن اختلالات المدى القصير للعلاقة بين سعر الصرف، وبين معدل التضخم تتناقص بنحو 75.4% في السنة الواحدة؛ أي أنه يمكن التعديل (الوصول إلى التوازن في المدى الطويل) أقل من سنة ونصف تقريبًا. هذا وقد ثبتت المعنوية الاحصائية لسرعة هذا التعديل عند المستوى الاحتمالي الإحصائي 0.01.

3.6. اختبارات جودة النموذج

يلاحظ من الجدول رقم (10) أن كل القيم الاحتمالية لاختبارات جودة النموذج أكبر من 0.05، وبالتالي يمكن القول حسب اختبار Jarque Berra أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي، ووفقًا لاختبار Serial Correlation LM فإن النموذج يخلو من مشكلة الارتباط المتسلسل للأخطاء، كذلك وفقًا لاختبار Arch يتبين ثبات تباين حد الخطأ العشوائي.

جدول 10: نتائج اختبارات جودة لنموذج تقدير العلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم في الأجل القصير خلال الفترة (2003 – 2022)

نوع الاختبار	قيمة إحصائية F	القيمة الاحتمالية P-Value
اختبار Jarque Perra للتوزيع الطبيعي للبواقي	قيمة Jarque Berra 3.79	0.06
اختبار Breusch Godfrey للارتباط المتسلسل للبواقي	0.005	0.994
اختبار Arch لاكتشاف عدم ثبات تباين البواقي لمتغيرات النموذج	0.255	0.620

المصدر: نتائج مخرجات برنامج Eviews

4.6. اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات نموذج التكامل المشترك في الأجل القصير والأجل الطويل

يتضح من خلال الشكل رقم (3) بالملحق أن المنحنى البياني للبواقي يقطع أحد خطي حدود المنطقة الحرجة لاختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة،(CUSUM) Cumulative Sum of Recursive Residual ، لكنه يعود ليستقر داخل المنطقة الحرجة، وبالتالي يتبين الاستقرار الهيكلي لمتغيرات نموذج الدراسة المقدر. بينما يتضح من الشكل رقم (4) بالملحق والذي يوضح اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة (CUSUMSQ)، يتبين أن المنحنى البياني يقع داخل خطي الحدود الحرجة، مما يؤكد الاستقرار الهيكلي لمتغيرات النموذج المقدر.

7. صياغة النموذج المستخدم لتقدير أثر سعر الصرف على الاستثمار الأجنبي المباشر

$$FDI = F(FDI\ , EX.RATE_{(t-p)}) \qquad (7)$$

حيث أن:

FDI: الاستثمار الأجنبي المباشر خلال الفترة 2003–2022.

EX.RATE سعر الصرف دولار/جنيه خلال الفترة 2003–2022.

وفي ضوء المعادلة السابقة يمكن تقدير الصيغة الدالة للنموذج وفقًا للصيغة التالية:

$$\Delta FDI = \beta_0 + \pi_1 FDI_{t-1} + \pi_2 \sum_{i=1}^{p} \delta_1 Y_i\, \Delta EX.RATE_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (8)$$

حيث:

β_0 : القاطع

ε: حد الخطأ العشوائي

π_i : معاملات المدى الطويل

Y_i, δ_i : معاملات المدى القصير

1.7. نتائج اختبار وجود التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود Bounds Test

يتضح من الجدول رقم (11) أن قيمة F المحسوبة (7.12) أعلى من الحد الأعلى للقيم الحرجة الجدولية، عند جميع مستويات المعنوية (و5%، و10%)، وبذلك يتم رفض فرض العدم، وقبول الفرض البديل، وهو "وجود علاقة تكامل مشترك بين سعر الصرف وبين الاستثمار الأجنبي المباشر على المدى الطويل.

جدول 11: نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود Bounds test

F–Statistic	الحد الأدنى	الحد الأعلى	مستوى المعنوية
7.12	4.04	4.78	%10
	5.73	4.94	%5

المصدر: إعداد الباحث استنادًا على مخرجات برنامج Eviews

ويوضح الجدول رقم (12) شكل العلاقة بين سعر الصرف وقيمة الاستثمار الأجنبي المباشر، ومنه يتبين أن هنالك علاقة استجابة طويلة الأجل طردية بين سعر الصرف وقيمة الاستثمار الأجنبي المباشر، حيث أن زيادة سعر الصرف بنحو 1%، يؤدي إلى تدفق الاستثمار الأجنبي المباشر بنحو 61.7 مليون دولار سنويًا، ولكن لم تثبت المعنوية الإحصائية لهذه العلاقة؛ وذلك لأن مع ارتفاع سعر الصرف وخفض قيمة الجنيه يحدث تضخم كبير يتراوح ما بين 30% إلى 40% يعمل على ارتفاع مخاطر الاستثمار وخاصة المخاطر التشغيلية ومخاطر السوق ومخاطر المزيد من انخفاض العملة وتدهور الجنيه. وأيضا عدم استقرار سعر الصرف عند حدٍ معين يشكل خطرًا على الاستثمار الأجنبي المباشر.

جدول (12): تقدير العلاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف وتدفق الاستثمار الأجنبي المباشر

المتغير	قيمة المعامل	الخطأ المعياري	إحصائية– t	القيمة الاحتمالية
الاستثمار الأجنبي المباشر	61.730	75.634	0.816	0.433

المصدر: إعداد الباحث استنادا على مخرجات برنامج Eviews

2.7. نتائج تقدير العلاقة بين سعر الصرف والاستثمار الأجنبي المباشر في الأجل القصير

يوضح الجدول رقم (13) نتائج هذا التقدير، ومنه يتبين ما يلي:

– **التفسير الإحصائي:**

جودة القدرة التفسيرية للنموذج، وهذا ما يدل عليه معامل التحديد، والمقدر بنحو 0.335، وبالتالي فإن التغيرات في سعر الصرف تفسر نحو 33.5% من التغيرات في الاستثمار الأجنبي المباشر إلى السوق المصري، أما الـ 66.5% المتبقية فتفسرها متغيرات أخرى لم يشملها النموذج، لعل من أهمها بعض المشكلات الهيكلية والتنظيمية والقانونية الخاصة بتدفق الاستثمار الأجنبي من ناحية ومن ناحية أخرى مع انخفاض قيمة الجنيه مقابل الدولار أدى إلى ارتفاع أسعار المدخلات المحلية وأسعار الأراضي وزيادة التضخم وعدم وجود رؤية مستقبلية تُطمئن المستثمرين الأجانب، مما دفعهم إلى التركيز على شراء حصص في أصول منتقاة لبعض الشركات القائمة والتي تحقق أرباح على أرض الواقع في قطاعات محددة دون الأخرى والتركيز على الأنشطة التي تُدر أرباح سريعة دون الدخول في استثمارات قد يحتاجها السوق المصري، وفي نفس الوقت تحتاج الى فترة طويلة لاسترداد رأس المال، ومن ثم ارتفاع المخاطر المرتبطة بالتقلبات السوقية وعدم الاستقرار الاقتصادي. ويؤكد ذلك ملاحظة اقبال المستثمرين الأجانب على شراء الأصول الإنتاجية والخدمية القائمة دون الدخول في أنشطة جديدة.

جدول 13: تقدير العلاقة بين سعر الصرف والاستثمار الأجنبي المباشر في الأجل القصير باستخدام نموذج تصحيح الخطأ (ARDL–ECM).

المتغير	معلمة تصحيح الخطأ	قيمة احصائية t	القيمة الاحتمالية	معامل التحديد
الاستثمار الأجنبي المباشر	−0.555	−3.042	0.008	0.335

المصدر: إعداد الباحث استنادًا على مخرجات برنامج Eviews

–**التفسير الاقتصادي:** توجد علاقة طردية ومعنوية إحصائيًا بين سعر الصرف، وبين الاستثمار الأجنبي المباشر وذلك خلال الفترة 2003–2022، حيث أن ارتفاع صعر الصرف بمقدار (دولار/جنيه) يؤدي إلى زيادة الاستثمار الأجنبي المباشر بمقدار 6.38 مليون دولار، وذلك خلال الفترة 2003–2022.

– **التفسير القياسي:** قدرت معلمة تصحيح الخطأ بحوالي –0.555، أي أنها قيمة سالبة، كما أنها معنوية، بمعنى تحقق الشرط اللازم والكافي لنموذج الـECM، وتعني أيضًا أن اختلالات المدى القصير للعلاقة بين سعر الصرف، وبين الاستثمار الأجنبي المباشر تتناقص بنحو 55.5% في السنة الواحدة؛ أي أن الانحرافات في الأجل القصير يتم تصحيحها بنسبة 55.5% في اتجاه العلاقة التوازنية طويلة الأجل، بمعنى أنه عندما ينحرف الاستثمار الأجنبي المباشر في الاقتصاد المصري في المدي القصير في الفترة (t–1) عن قيمته التوازنية، فإنه سوف يتصحح بنسبة

55.5% عن هذا الانحراف في الفترة (t)، مما يعني أن هذا التصحيح يستغرق حوالي 1.8 سنة حتى يصل إلى قيمته التوازنية. هذا وقد ثبتت المعنوية الاحصائية لسرعة هذا التعديل عند المستوى الاحتمالي الإحصائي 0.01.

3.7. اختبارات جودة النموذج

يشير الجدول رقم (14) وفقًا لاختبار Jarque B أن بواقي أخطاء النموذج المقدر تتبع التوزيع الطبيعي، حيث أن القيمة الاحتمالية المقدرة (0.091) أكبر من 0.05. كما يتبين من نتائج اختبار Breusch–Godfrey عدم وجود ارتباط تسلسلي بين البواقي، حيث أن القيمة الاحتمالية (0.118) أكبر من 0.05، وبالتالي يتم قبول فرض العدم وهو ما يعني خلو النموذج من مشكلة الارتباط المتسلسل للأخطاء وذلك عند المستويات الاحتمالية الإحصائية (0.05)، كما تشير نتيجة اختبار Arch ومن خلال القيمة الاحتمالية المقدرة (0.984) أنها أكبر من 0.05، وبالتالي لا يمكننا رفض الفرض الصفري، أي أن تباين الحد الخطأ العشوائي ثابت ولا يوجد ارتباط بين البواقي وبين المتغير المستقل (سعر الصرف) الداخل بالنموذج وذلك عند المستوى الاحتمالي الإحصائي (0.01، 0.05).

جدول 14: نتائج اختبارات جودة لنموذج تقدير العلاقة بين سعر الصرف والاستثمار الأجنبي المباشر في الأجل القصير خلال الفترة (2003 – 2022)

نوع الاختبار	قيمة إحصائية F	القيمة الاحتمالية P-Value
اختبار Jarque Perra للتوزيع الطبيعي للبواقي	قيمة Jarque Berra 4.77	0.091
اختبار Breusch Godfrey للارتباط المتسلسل للبواقي	0.118	0.888
اختبار Arch لاكتشاف عدم ثبات تباين البواقي لمتغيرات النموذج	0.0004	0.984

المصدر: نتائج مخرجات برنامج Eviews

4.7. اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات نموذج التكامل المشترك في الأجل القصير والأجل الطويل:

يتضح من الشكلين (5)، (6) بالملحق أن المنحنى البياني للبواقي لاختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة،(CUSUM)Cumulative Sum of Recursive Residual، وكذلك منحنى المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة (CUSUMSQ) أنهما يقعان داخل خطي الحدود الحرجة، مما يؤكد الاستقرار الهيكلي لمتغيرات النموذج المقدر.

8. أهم النتائج

توصل البحث إلى بعض النتائج، من أهمها ما يلي:

–أظهرت نتائج اختبار (Bounds test) أن هناك علاقة تكامل مشترك بين سعر الصرف وكلا من: قيمة الصادرات السلعية، ومعدل التضخم، والاستثمار الأجنبي المباشر،

– أظهرت النتائج عدم المعنوية الإحصائية لعلاقات الاستجابة طويلة الأجل، وهو ما يعني عدم وجود علاقة طويلة الأجل تتجه من سعر الصرف إلى الصادرات السلعية، ومعدل التضخم، والاستثمار الأجنبي المباشر، وعدم تأثير سعر الصرف على هذه المتغيرات في المدى الطويل.

–تشير نتائج تقدير نموذج الخطأ إلى وجود علاقة توازنية قصيرة الأجل تجاه المدى الطويل بين سعر الصرف وكل من: الصادرات السلعية، ومعدل التضخم، والاستثمار الأجنبي المباشر، وذلك لأن معلمة حد تصحيح الخطأ سالبة ومعنوية لكل هذه المتغيرات، كما تبلغ سرعة تعديل الأجل القصير إلى الأجل الطويل في السنة الواحدة نحو 13.7% بالنسبة للصادرات السلعية، ونحو 74.5% بالنسبة لمعدل التضخم، ونحو 65% بالنسبة للاستثمار الأجنبي المباشر.

–أظهرت نتائج الاختبارات التشخيصية أنه يمكن الاعتماد على نتائج تقدير النموذجين القصير والطويل الأجل حيث تبين أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي، كما أن النماذج تخلو من مشكلة الارتباط المتسلسل للأخطاء، تبين ثبات تباين حد الخطأ العشوائي لكل النماذج المقدرة بالدراسة.

9. التوصيات

في ضوء ما توصل البحث من نتائج فإنه يوصى بما يلي:

– عدم اعتماد الدولة على الإصلاحات النقدية فقط دون التوجه للإصلاحات الحقيقية في هياكل الإنتاج والصادرات.

– وضع خطة استراتيجية لتطوير هياكل الإنتاج في القطاعات الاقتصادية المختلفة حتى يصبح للسياسات النقدية أثرا إيجابياً على الاقتصاد الوطني.

–تطوير وتنويع منظومة الإنتاج السلعية الخاصة بالتصدير كي تتوافق وتستجيب مع التغيرات التي يحدثها البنك المركزي المصري في أدوات السياسية النقدية.

– عدم الانصياع وراء استخدام سياسية سعر الصرف وانخفاض قيمة العملة المحلية إلى ما لانهاية بشكل منفرد دون التطرق الى الإصلاح الحقيقي سوف يؤدي إلى نزيف قيمة العملة دون جدوى ويتجه المجتمع إلى الدولرة واحداث آثار سلبية تراكمية يصعب معالجتها مستقبلاً وهذا النهج دفع الحكومة المصرية إلى عمل تعويم للجنية المصري بشكل كبير في عامي 2016 و2022 ولم تتحقق النتائج الاقتصادية والوعود التي ارتبطت ببرنامج الإصلاح الاقتصادي مع صندوق النقد الدولي في عام 2016. ولا يجب ان يغيب عن أذهاننا ما حدث في العديد من النماذج الاقتصادية الأخرى مثل نموذج الأرجنتين– السودان – لبنان وغيرها.

– العمل على كبح جماح التضخم من خلال سياسات مرتبطة بالاستثمار الحقيقي والإنتاج في جميع القطاعات وليس من خلال الاعتماد على سعر الفائدة فقط كأداة تطبقها السياسية النقدية عند ارتفاع سعر صرف العملات الأجنبية وتخفيض العملة المحلية.

– إعادة النظر في منظومة الاستثمار الأجنبي المباشر، بما يحقق الأهداف الاقتصادية لخلق قيمة اقتصادية مضافة وزيادة الصادرات ونقل التكنولوجيا وتوليد فرص العمل من خلال ضخ استثمارات أجنبية جديدة.

– عدم الاعتماد على أسلوب بيع حصص في شركات حكومية قائمة حيث أن الهدف من الاستثمار الأجنبي هو خلق طاقة إنتاجية جديدة داخل المجتمع ينسحب آثارها الاقتصادية والاجتماعية على السوق المصري وليس فقط بيع حصص من شركات قائمة إلى مستثمرين للحصول المزيد من العملات الأجنبية واستخدامها في سداد القروض القائمة وخدمة الدين المرتبط بها.

– العمل على إصدار صكوك إسلامية للمصريين العاملين بالخارج بالدولار لمدد مختلفة وبأسعار فائدة مجزية لجذب المزيد من مدخراتهم في الخارج وذلك لتوفير المزيد من العملات الأجنبية بالسوق المصري.

المراجع

المراجع العربية:

1. أبو ضيف، سلوى محمود وسمر حسين علي، (2021). محددات سعر الصرف في مصر وانعكاساتها على التنمية الاقتصادية: دراسة قياسية خلال الفترة (1971–2018). *مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية والقانونية*، 5(12)، 1–24.

2. أحمد، دعاء عقل و أميرة حامد اسكندر، (2022). تأثير نظم الصرف الأجنبي على أداء بعض المؤشرات الكلية في مجموعة دول الشرق الأوسط وشمال أفريقيا. *المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والتجارية*، 3(1)، الجزء الثالث، 1337–1377.

3. البدري، عصام أحمد، و أسماء محيى الدين مندور، (2020). أثر سعر صرف على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة(ARDL) في الاقتصاد المصري خلال الفترة (1990–2018). *مجلة البحوث التجارية*، 42(20)، 1–32.

4. الجزار، فاروق فتحي السيد و أدهم محمد السيد البرماوي، (2022). أثر الصدمات غير المتماثلة لسعر الصرف على معدل التضخم باستخدام نموذج NARDL "دراسة تطبيقية على الاقتصاد المصري. *مجلة كلية الاقتصاد والعلوم السياسية*، 23 (2)، 7–34.

5. باداوتي، سردار عثمان خدر (2015). تحليل العلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم: دراسة تطبيقية لمحافظة أربيل للمدة 2008 – 2014. *المجلة العراقية للعلوم الاقتصادية*، 13(7)، 134–161.

6. بن عبد العزيز، فطيمة و قاسي، فاطمة الزهراء، (2014). أثر تقلبات سعر الصرف على بعض مؤشرات الاقتصاد الجزائري. *مجلة دراسات في الاقتصاد والتجارة والمالية*، 3(1)، 89–126.

7. بوصبع، سهام و ساحلي لزهر، (2020). نمذجة قياسية لتأثير العمق المالي وسعر الصرف على التضخم في الجزائر باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة (ARDL) للفترة (1974–2018). *مجلة العلوم الاقتصادية والتسيير والعلوم التجارية*، 13(1)، 338–357.

8. صادق، كريمان حسن محمد (2022) "أثر التقلبات في سعر الصرف على الميزان التجاري في مصر: 1990 – 2019"، *المركز الديمقراطي العربي*. متاح على الرابط التالي:

https://democraticac.de/?p=83877&fbclid=IwAR0hWJSiZoje_Whg91plwgu8who9mxovbOQTLxwKyz3BZc7Bgv9l4LeFz8

9. طالبي، بدر الدين وإباهيم برقوقي، (2016). نمذجة قياسية لتأثير سعر الصرف على المتغيرات الكلية للاقتصاد الجزائري باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية (ARDL) خلال الفترة (1980–2014). *مجلة العلوم التجارية*، المجلد 15، العدد 2، ص ص 243–250.

10. عبد السلام، فادية وآخرون (2018). سعر الصرف وعلاقته بالاستثمارات الأجنبية في مصر. *معهد التخطيط القومي*، سلسلة قضايا التخطيط والتنمية رقم (291)، 1-174.

11. مانع، سبرينة و كرمان زرمان، (2021). أثر انخفاض سعر الصرف على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية. *مجلة الباحث الاقتصادي*، 9 (1)، 500-514.

المراجع الأجنبية:

1. Bittencourt, Mauricio Vaz Lobo and Agudelo, Paula Andrea Mosquera, (2021). The impacts of the exchange rate volatility on Colombian trade with its main trade partners. *EconoQuantum*, 18(2), 57-81.

   https://corporatefinanceinstitute.com/resources/economics/fixed-exchange-rate/

2. Chen, James, (2022) .Exchange Rates: What They Are, How They Work, Why They Fluctuate. *Investopedia web*, Retrieved 18/12/2022. Edited.

3. Da Silva ,Carlos Alberto et al (2017). Impacts of the exchange rate and world income on Brazilian agricultural exports. *African Journal of Agricultural Research*, 12(27), 2319-2328.

4. Ergeshidze , Aleksandre, (2017). Impact of Exchange Rate on Macroeconomic Indicators. World Academy of Science, Engineering and Technology International Journal of Economics and Management Engineering m 11(9). 2335 – 2338.

5. Fernando, Jason , (2022). What you need to know about the purchasing power of money and how it changes. *Investopedia web*, Retrieved 18/12/2022. Edited.

6. Gona,Babu Rao and Sahoo, Manamani,(2018). Examining exchange rate volatility and its impact on macroeconomic indicators in India, Int. *Journal of Management and Development Studies*, 7(1), 108-119.

7. Hayes, Adam, (2022) . Foreign Direct Investment (FDI): What It Is, Types, and Examples. *Investopedia web*, Retrieved 18/12/2022. Edited.

8. Iqbal Mahmood, Major Ehsanullah, and Habib Ahmed, (2011) .Exchange Rate Volatility & Macroeconomic Variables in Pakistan. *Business Management Dynamics* , 11(2), 11-22.

9. Katarzyna, Twarowska, (2015) .The Impact of Exchange Rate on Poland's Trade Flows. *International Journal of Management, Knowledge and Learning*, 4(1), 41–57.

10. Kohler, Marion et al,(2014).Exchange Rate Movements and Economic Activity, *Reserve bank of Australia bulletin*, 47-54.

11. Sharif, Sajjad, Hossine (2017).Macroeconomic impact on the exchange rate of SAARC countries, *International Journal of Applied Economic Studies*, 5(1).

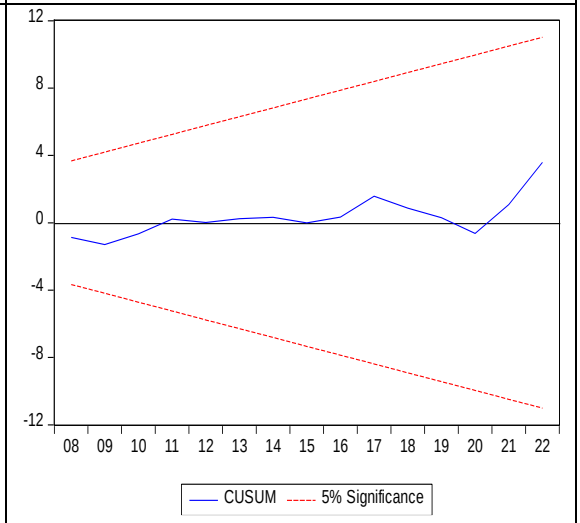
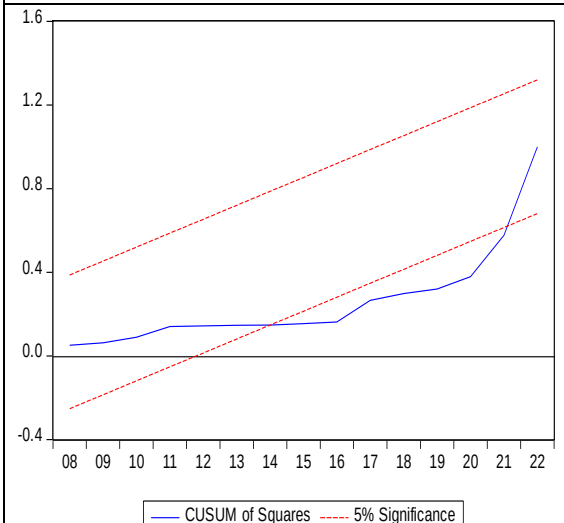
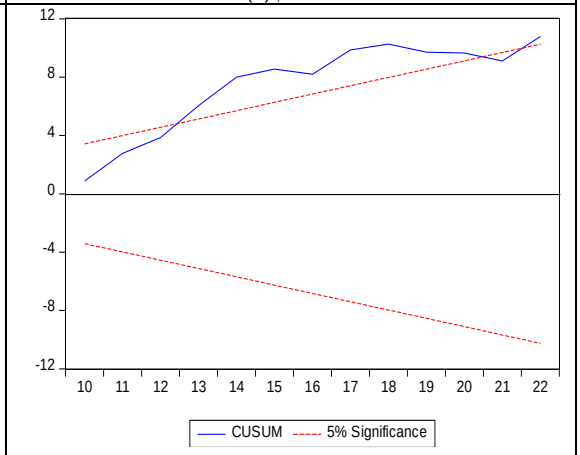
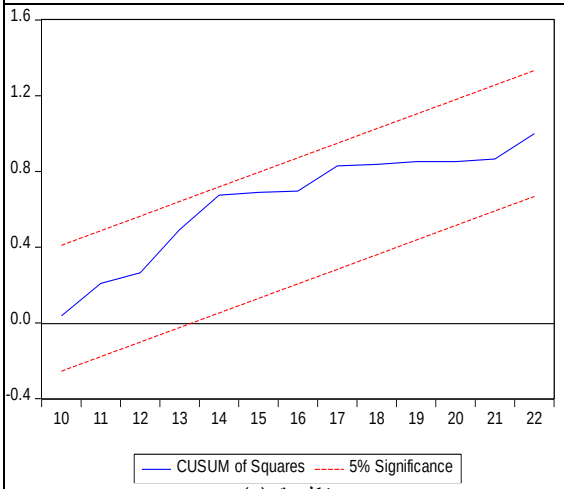
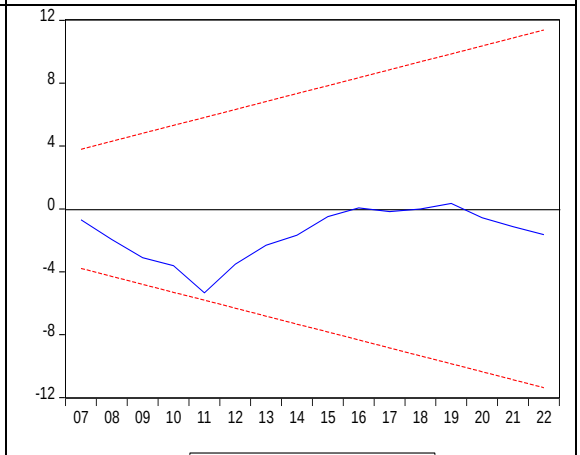
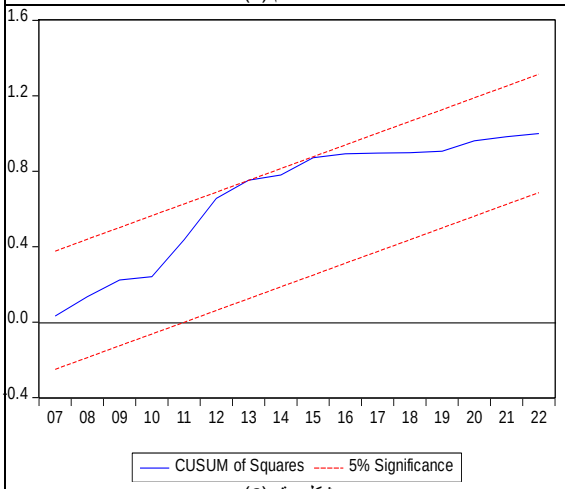
12. Syarifuddin , Ferry, (2022) .The dynamics of foreign direct investment and exchange rates: An interconnection approach in ASEAN, *Cogent Economics & Finance*, 10(1).

13. Tamplin, True, (2022) .Exchange Rate Definition. *Financestrategists web*.

    :https://learn.financestrategists.com/finance-terms/exchange rate/?gclid=EAIaIQobChMI7tDPlvOH_AIVi5BoCR0BlwPAEAAYASAAEgKpOPD_BwE

14. Zamir, Madeha et al, (2017) .Exchange Rate Volatility in Pakistan and Its Impact on Selected Macro Economic Variables (1980-2014). *Scientific Research Publishing Inc*, IBusiness, 9, 167-187.

جدول ملحق 1:

نتائج اختبار المجموع التراكمي لبواقي نموذج التكامل المشترك (CUSUM) للتعرف على استقرار الهيكلي للمعلمات المقدرة لمتغيرات نموذج التكامل المشترك.	نتائج اختبار المجموع التراكمي لمربعات بواقي نموذج التكامل المشترك (CUSUMSQ) للتعرف على استقرار الهيكلي للمعلمات المقدرة لمتغيرات نموذج التكامل المشترك.
 شكل رقم (1)	 شكل رقم (2)
 شكل رقم (3)	 شكل رقم (4)
 شكل رقم (5)	 شكل رقم (6)

جدول ملحق 2: تحديد فترة التباطؤ لسعر الصرف

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: EXRATE
Sample: 2003 2022

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-40.20123	NA	33.15116	6.338650	6.382108	6.329718
1	-31.78141	14.24893*	10.60923*	5.197139*	5.284055*	5.179274*
2	-31.78054	0.001336	12.44651	5.350852	5.481225	5.324054

جدول ملحق 3: تحديد فترة التباطؤ لقيمة الصادرات السلعية

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: EXP01
Sample: 2003 2022

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-137.5728	NA	1.06e+08	21.31889	21.36235	21.30996
1	-133.8026	6.380381*	69531567*	20.89271*	20.97962*	20.87484*
2	-133.6551	0.226891	79753483	21.02386	21.15424	20.99707
3	-133.5315	0.171096	92380409	21.15870	21.33253	21.12297

جدول ملحق 4: تحديد فترة التباطؤ لمعدل التضخم

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: INF
Sample: 2003 2022

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-41.57839	NA*	40.97444*	6.550521*	6.593979*	6.541588*
1	-40.81847	1.286009	42.60803	6.587457	6.674373	6.569592
2	-40.23185	0.902499	45.67913	6.651054	6.781426	6.624256
3	-39.37423	1.187465	47.26104	6.672959	6.846790	6.637229

جدول ملحق 5: تحديد فترة التباطؤ للاستثمار الأجنبي المباشر.

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: FDI
Sample: 2003 2022

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-110.4819	NA*	6871080.	18.58032	18.62073*	18.56536
1	-110.2536	0.380516	7835681.	18.70894	18.78975	18.67901
2	-110.1853	0.102462	9222596.	18.86422	18.98545	18.81934
3	-109.6859	0.665944	10183157	18.94764	19.10928	18.88780