العلاقة بين الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف في مصر

إعداد

د. بهاء جمال بسيوني محسن

مدرس الاقتصاد، كلية التجارة، جامعة بنها

bahaa.gamal@fcom.bu.edu.eg

المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والتجارية

كلية التجارة – جامعة دمياط

المجلد السادس ــ العدد الثاني ــ الجزء الرابع ــ يوليو ٢٠٢٥

التوثيق المقترح وفقاً لنظام APA:

محسن، بهاء جمال بسيوني.(٢٠٢٥). العلاقة بين الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف في مصر، **المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والتجارية**، كلية التجارة، جامعة دمياط، ٦(٢)٤، ٣١-٦٦.

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

العلاقة بين الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف في مصر

د. بهاء جمال بسيوني محسن

الملخص:

استهدفت هذه الدراسة قياس العلاقة بين الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف في مصر خلال الفترة من يناير ٢٠٠٣ وحتى سبتمبر ٢٠٢٤ باستخدام نموذج متجه تصحيح الخطأ Vector Error Correction Model (VECM)، ومتغيرات سعر الصرف الحقيقي الفعال، وإجمالي الاحتياطيات الدولية، وسعر الفائدة على الإقراض، والرقم الأساسي لأسعار المستهلكين Core –CPI، والانفتاح التجاري، والدين الخارجي كنسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي، لاختبار فرضية أساسية مفادها: هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف في مصر خلال الفترة ٢٠٠٣- ٢٠٢٤. وكشفت النتائج عن وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة وفق اختبار جوهانسون. كما أكد اختبار سببية جرانجر وجود علاقة سببية في الاتجاهين بين الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف في مصر خلال الأجل القصير. أضف إلى ذلك، تشير نتائج تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ إلى وجود علاقة سببية طويلة الأجل بين سعر الصرف (كمتغير تابع) ومتغيرات الدراسة الأخرى. وبناءً على ذلك، توصي الدراسة بشكل أساسي صانعي السياسة النقدية في مصر بضرورة زيادة احتياطيات النقد الأجنبي من جانب للتخفيف من الآثار السلبية للأزمات المستقبلية على سعر الصرف، وتحسين التصنيف الائتماني لمصر من أجل جذب الاستثمار الأجنبي المباشر وغير المباشر، وإجراء العديد من الإصلاحات المالية والنقدية التي من شأنها أن تقلل من التأثير السلبي لسعر الصرف الأجنبي غير المستقر على الاحتياطيات الخارجية من جانب آخر.

الكلمات المفتاحية: الاحتياطيات الدولية، سعر الصرف الأجنبي، اختبار التكامل المشترك، اختبار سببية جرانجر، نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM).

١- المقدمة:

كان موضوع الاحتياطيات الدولية أقل وضوحاً حتى ثمانينيات القرن الماضي، حيث كانت الدول ملزمة باتباع أنظمة سعر الصرف الثابت، إلا أنه مع ظهور نظام سعر الصرف الحر وما ارتبط به من تقلبات في أسعار العملات، وحدوث الأزمة المالية الأسيوية، وضعف القدرة التنافسية الدولية، قامت العديد من الدول بإعادة النظر في استراتيجيات التدخل في سوق الصرف الأجنبي[١]. فمنذ ذلك الحين التزم صناع السياسة النقدية باستخدام الاحتياطيات

[١] عَرف Grubel (1984) الاحتياطيات الدولية بأنها أصول مالية تمثل القوة الشرائية الدولية السائلة التي تحتفظ بها البنوك المركزي في مختلف الدول، والتي تكون الدول مستعدة لقبولها من الدول الأخرى لسداد ديونها. وتتكون هذه الاحتياطيات من حيازات العملات الأجنبية والذهب وحقوق السحب الخاصة التي تحتفظ بها البنوك المركزية لأغراض المعاملات والاحتراز. ومن ناحية أخرى، عَرف Lehto (1994) الاحتياطيات الدولية بأنها أصول مالية تستخدم كمخزن مؤقت للقضاء على الاختلالات بين العرض والطلب من النقد الأجنبي الصرف و/ أو لأغراض أخرى ذات صلة (مثل الحفاظ على الثقة في الاقتصاد والعملة، وتوفير الأساس للاقتراض الأجنبي). ووفقا لـ Bird and Rajan (2003)، فإن الاحتياطيات الدولية هي أرصدة محتفظ بها ضد عدم اليقين المستقبلي في ميزان المدفوعات.

الدولية للتدخل في سوق الصرف الأجنبي - عن طريق شراء وبيع العملات - كوسيلة للحد من تقلبات أسعار الصرف ومنع تفشي ظاهرة "الخوف من التعويم" من ناحية، وكآلية لزيادة القدرة التنافسية الدولية واستقرار الاقتصاد الكلي من ناحية أخرى[٢]. فيمكن لمستوى كافي من الاحتياطي أن يلعب دوراً مهماً في الحفاظ على استقرار سعر الصرف، وتعزيز الجدارة الائتمانية للاقتصاد وقدرته على الوصول إلى الأسواق المالية الدولية، ويساهم في سداد معظم الالتزامات الدولية (الفوائد والأقساط) ومدفوعات التجارة الدولية، والتي تتم بالعملات الأجنبية خاصة عندما تواجه الدول انخفاضاً في إيراداتها ويكون الاقتراض الخارجي غير ممكن، بالإضافة إلى حفز الاستثمار الأجنبي المباشر وغير المباشر والنمو الاقتصادي والصادرات (Benli et al., 2022)، (Abuh-Amasi et al., 2022)، (Hailat et al., 2023)، (Loretta and Vincent, 2021)، (Lopotenco and Dziubetcaia, 2022)، (Lee and Yoon, 2020).

وبناءً على ما سبق، شهدت احتياطيات النقد الأجنبي العالمية منذ تسعينيات القرن الماضي زيادة تدريجية خاصة في الاقتصادات الناشئة. حيث ارتفعت من ٥,٣٪ من الناتج المحلي الإجمالي العالمي في عام ١٩٩٠ إلى ١٦,٧٪ في عام ٢٠١٣، ثم إلى ٢٣,٥٪ عام ٢٠١٨ [٣]. ومع ذلك، ظل تراكم الاحتياطيات الدولية يمثل تحدياً للعديد من الاقتصادات الصغيرة التي من بينها مصر، بسبب وجود تكلفة مرتبطة بجمع الاحتياطيات والاحتفاظ بها تسمى تكلفة الفرصة البديلة، والتي تنشأ نتيجة تفضيل الدول الاحتفاظ بالاحتياطيات في شكل أصول ذات سيولة عالية وعائدات منخفضة لا تتجاوز ١٪ مثل سندات الخزانة الأمريكية والأصول الحكومية باليورو أو الين الياباني، لمواجهة المخاطر المحتملة في سعر الصرف أو ميزان المدفوعات[٤]. أضف إلى ذلك، أن متطلبات الحماية الاجتماعية للأفراد بهده الدول عملت بشكل يتعارض مع تراكم الاحتياطيات الدولية بحجة أنه يمكن استخدام الموارد بشكل أفضل في دعم تدابير الرفاهية العامة، خاصة وأن التراكم الكبير والسريع للاحتياطيات الدولية يجعل كمية النقود المتداولة في الاقتصاد تتجاوز المعدل المستهدف، الأمر يرفع من معدل التضخم ويحمل البنوك المركزية تكاليف مالية كبيرة إذا حاولت سحب السيولة الفائضة عن طريق إصدار سندات البنك المركزي أو أذون الخزانة (Rodrik, 2006)، (Ariyasinghe, and Cooray, 2021)، (Sula and Oguzoglu, 2021)، (Benli et al., 2022).

[٢] يشير Calvo and Reinhart (2002) أنه حتى في أفضل الأوقات، عندما تتمتع الدول بالقدرة على الوصول إلى أسواق رأس المال الدولية، فإن الافتقار إلى المصداقية من شأنه أن يؤدي إلى انتشار ظاهرة الخوف من التعويم، وتقلب أسعار الفائدة حتى في " الفترات العادية "، وتكون سياسات أسعار الفائدة مؤيدة للدورة الاقتصادية.

[٣] تزايدت الاحتياطيات الدولية عالمياً من ١,٥ تريليون دولار عام ١٩٩٠ إلى ١١,٨ تريليون دولار عام ٢٠١٨. وحدث الجزء الأكبر من الزيادة في حجم الاحتياطيات في دول الأسواق الناشئة خاصة الدول الأسيوية. وكانت الصين صاحبة الاحتياطي الأكثر أهمية من حيث الحجم المطلق، حيث تضاعفت احتياطيات الصين من النقد الأجنبي ثلاث مرات لتصل إلى ٣٠٠ مليار دولار خلال فترة التسعينيات، ولكنها زادت أكثر من عشرة أضعاف على مدى العقد التالي. واعتباراً من أبريل ٢٠٢٠، جمعت الصين ٣,٨٩ تريليون دولار من الاحتياطيات الأجنبية. كما زادت احتياطيات النقد الأجنبي لليابان إلى ١,٤ تريليون دولار، و٤٤١,٣ مليار دولار لهونج كونج، و٤٨١,٨ مليار دولار لتايوان، و٤٠٤ مليار دولار لكوريا خلال نفس العام (Jacob and Magungu , 2023)، (Lee and Yoon, 2020)، (جويفل، ٢٠٢١).

[٤] تتمثل تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالاحتياطيات الدولية في الفرق بين العائد على الأصول عالية السيولة والعائد على الأصول الأخرى الأقل سيولة مثل الودائع لآجل وغيرها (Benli et al., 2022).

وتكشف دراسة العلاقة بين الاحتياطيات الدولية وتقلبات أسعار الصرف أن كلاً منهما يسبب الآخر. فاعتماد نظام سعر صرف مرن وما يرتبط به من أزمات قد يؤدي إلى انخفاض دائم في قيمة العملة المحلية، الأمر الذي يتطلب وجود سياسات فعالة لإدارة سعر الصرف. وبما أن التدخل الفعال يتم من خلال الاحتياطيات الدولية المتراكمة، فإن الاحتياطيات الدولية تسبب سعر الصرف. ويدعم هذه الحجة دراسة (Choi and Baek, 2004) التي تشير إلى وجود احتياطيات أقل للاقتصادات ذات نظم سعر الصرف الثابتة مقارنة بتلك التي تخضع لنظام سعر صرف مرن. أضف إلى ذلك، أكدت الأزمة الآسيوية بين عامي ١٩٩٧ و١٩٩٨، والكارثة الروسية والبرازيلية عام ١٩٩٩، أن الاحتياطيات الخارجية غير الكافية تحفز الأزمات المالية. وعلى الجانب الآخر، تشكل سيولة النقد الأجنبي حافزاً لزيادة أرصدة الاحتياطيات الدولية المحتفظ بها لدى البنك المركزي. ونظراً لأن سيولة النقد الأجنبي تعتمد على تقلبات سعر الصرف، فإنه يمكن القول بأن سعر الصرف يسبب الاحتياطيات الدولية (Kelikume and Nwani, 2019).

ومن الجدير بالذكر، يعتبر استخدام الاحتياطيات الدولية للتدخل في سوق الصرف الأجنبي أكثر ضرورة في الاقتصادات النامية منها في الاقتصادات المتقدمة. حيث أن أسواق الصرف الأجنبي في الدول النامية ليست محصنه بالكامل ضد الصدمات. ومن ثم، تحتاج السلطات النقدية في هذه الدول إلى اتخاذ العديد من التدابير للحفاظ على أسعار صرف العملة المحلية (Sarno and Taylor, 2001). والسبب الآخر، هو أن البنوك المركزية في هذه الدول تتمتع بميزة الحصول على معلومات أكثر من المشاركين الآخرين في السوق، حيث أن الأسواق المالية في الاقتصادات النامية غير مكتملة، مما يجعل التحوط ضد مخاطر صرف العملات الأجنبية بالنسبة للجهات الاقتصادية الفاعلة والأفراد أمر مكلف ومستحيل أحياناً (Disyatat and Galati, 2007). وعليه، وبسبب الالتزامات الأجنبية المقومة بالعملة الأجنبية، تحتاج الدول النامية إلى امتلاك قدر كبير من احتياطيات النقد الأجنبي للحد من تقلبات أسعار الصرف مقارنة بالدول المتقدمة (Hausmann et al., 2001).

وتؤكد دراسة العلاقة بين الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف في مصر خلال الفترة من عام ٢٠٠٣ وحتى ٢٠٢٤ وجود ارتباط بينهما. حيث أدى انخفاض سعر صرف الجنية المصري مقابل الدولار من ٤,٦٢ جنيهاً في يونيو ٢٠٠٣ إلى ٦,٣ جنيهاً، نتيجة إعلان البنك المركزي المصري في يناير ٢٠٠٣ التخلي عن ربط سعر الصرف والتحول إلى نظام سعر الصرف المرن، إلى انخفاض حجم الاحتياطيات الدولية من ١٤,٨٤٤ مليار دولار في ديسمبر ٢٠٠٣ إلى ١٤,٨ مليار دولار في ديسمبر ٢٠٠٤. وعلى الجانب الآخر، أدى انخفاض حجم احتياطي النقد الأجنبي من ٣٤,٦ مليار دولار في يونيو ٢٠٠٨ إلى ٣١/٣ مليار دولار في ديسمبر ٢٠٠٩، بسبب تداعيات الأزمة المالية العالمية عام ٢٠٠٩/٢٠٠٨ على الاقتصاد المصري، وقيام البنك المركزي المصري باستخدام احتياطيات النقد الأجنبي المتاحة لديه لتمويل الواردات الضرورية، إلى انخفاض سعر صرف الجنية المصري مقابل الدولار من ٥,٣ جنيهاً في يونيو ٢٠٠٨ إلى ٥,٥٩ جنيهاً في يونيو ٢٠٠٩، أي بانخفاض في قيمة الجنية بمعدل ٤,٧٪، خاصة في ظل ارتفاع معدل التضخم من ٨,٦٪ خلال عام ٢٠٠٨ إلى ٢٣,٦٢٪ خلال عام ٢٠٠٩ بسبب ارتفاع الأسعار العالمية (الأسرج، ٢٠٠٥)، (سليمان، ٢٠١٤)، (البنك المركزي المصري، ٢٠١٣)، (Zaki et al., 2017)، (Helmy et al., 2018).

أضف إلى ذلك، أنه في أعقاب ثورة الخامس والعشرين من يناير عام ٢٠١١ والاضطرابات السياسية والاجتماعية التي تلتها، من تظاهرات واضرابات، وتراجع معدلات النمو الاقتصادي لتكون قريبة من الصفر خلال الفترة من يوليو وحتى ديسمبر ٢٠١١، وارتفاع معدل التضخم ليبلغ ١١,٨٪ مقابل ١٠,٧٪ خلال عام ٢٠١٠، وعجز الحساب الجاري بنحو ٢,٢ مليار دولار (مقابل ١,٣ مليار دولار في عام ٢٠١٠)، انخفضت الاحتياطيات الدولية بنحو ٥٠٪ خلال الفترة من ديسمبر ٢٠١٠ وحتى ديسمبر ٢٠١١ بما يغطى ثلاثة أشهر فقط من قيمة الواردات، مما أدى إلى فقد الجنية المصري حوالي ٢,٣٪ من قيمته مقابل الدولار بين يناير ٢٠١١ وديسمبر ٢٠١٢. فقد انخفض سعر صرف الجنية المصري مقابل الدولار من ٥,٩٣ جنيهات في ديسمبر ٢٠١١ إلى ٦جنيهات في بداية ديسمبر ٢٠١٢(Zaki et al., 2017)، (Al-shawarby and El-Mossallamy, 2019).

ومن الجدير بالذكر، أنه على الرغم من انخفاض سعر صرف الجنية المصري - عقب تعويم الجنية في عام ٢٠١٦- ليبلغ ١٣جنيهاً / دولار و١٨ جنيهاً / دولار خلال عامي ٢٠١٦ و٢٠١٧على التوالي، وارتفاع رصيد الدين الخارجي بنحو ٧,٩٪ خلال عام ٢٠١٧، ارتفعت الاحتياطيات الدولية - متأثرة بتحقيق ميزان المدفوعات فائضاً كلياً بلغ ١,٩ مليار دولار- لتبلغ ٣٦,٧ مليار دولار وبما يغطى ٧,٥ شهور من الواردات السلعية، الأمر الذي دفع البنك المركزي المصري إلى استخدام آلية العطاءات الدولارية لتحسين قيمة الجنية المصري مقابل الدولار. وعليه، بلغ المتوسط المرجح لسعر صرف الدولار في سوق الإنتربنك ١٥,٧١٤ جنيهاً في نوفمبر ٢٠٢١ مقابل ١٦,٧ جنيهاً في نهاية يونيو ٢٠١٩، ومقابل ١٦,١٣ جنيهاً في نهاية يونيو ٢٠٢٠، بارتفاع في قيمة الجنية بلغ معدله ٢,٦٪ تقريباً. ولكن على الجانب الآخر، فقد ترتب على استخدام البنك المركزي المصري لهذه الآلية، إلى جانب ارتفاع حجم الدين الخارجي بحوالي ١١,٦٪، وعجز الحساب الجاري بنحو ١١,٤ مليار دولار خلال عام ٢٠٢٠ خلال جائحة كوفيد-١٩، انخفاض حجم الاحتياطيات الدولية من ٤٤,٥ مليار دولار وبما يغطى ٨ أشهر من قيمة الواردات السلعية في عام ٢٠١٩ إلى ٤٠,٩ مليار دولار وبما يغطي ٦,٩ أشهر من قيمة الواردات السلعية في ديسمبر ٢٠٢١ (Zaki et al., 2017)، (البنك المركزي المصري، سنوات مختلفة).

ومع تراكم الاختلالات والضغوط الاقتصادية الكلية نتيجة الحرب الروسية الأوكرانية بدءاً من عام ٢٠٢١، واتخاذ السلطات المصرية عدة إجراءات اقتصادية تهدف إلى حماية الفئات الأكثر احتياجاً، زاد الضغط على الاحتياطيات الدولية. ففي الفترة بين يناير ومارس ٢٠٢٢، انخفض إجمالي الاحتياطيات الدولية بمقدار ٣,٩ مليار دولار ليبلغ ٣٦,٩ مليار دولار، الأمر الذي دفع البنك المركزي المصري إلى استخدام أدوات السياسة النقدية لتكوين والحفاظ على مستويات كافية من الاحتياطيات الدولية. ففي مارس ٢٠٢٢، تم تعويم الجنية المصري مرة أخرى، مما أدى إلى انخفاض المتوسط المرجع لسعر صرف الدولار الأمريكي في سوق الإنتربنك من ١٥,٧ جنية في فبراير ٢٠٢٢ ليصل إلى ٤٨,٧٤ جنية في سبتمبر ٢٠٢٤. وفي المقابل، ارتفعت الاحتياطيات الدولية مرة أخرى لتصل إلى ٤٦,٧ مليار دولار في سبتمبر ٢٠٢٤ وبما يغطى ٦,٩ أشهر من الواردات (محسن، ٢٠٢٤)، (البنك المركزي المصري، ٢٠٢٤).

وبناءً على ما سبق، يمكن القول أنه على الرغم من وجود علاقة بين الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف الأجنبي في مصر، فإنه لا يمكن الحسم بما إذا كانت الاحتياطيات الأجنبية هي التي تحرك سعر الصرف الأجنبي أو العكس، كما أنه لم يتم التأكد بعد من اتجاه وحجم هذه العلاقة في الأدبيات التي تركز على دراسة حالة دول أخرى خلال الفترة من ٢٠٠٣- ٢٠٢٤ (Elroukh, 2024)، (Onyendi, 2023). ولذلك، ينبغي إجراء دراسة شاملة لفهم طبيعة العلاقة بين الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف في مصر.

وعليه، تهدف هذه الدراسة إلى بحث العلاقة بين الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف في مصر، لاختبار فرضية أساسية مفادها: هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف في مصر خلال الفترة ٢٠٠٣- ٢٠٢٤. وذلك، للإجابة على التساؤل التالي: هل توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف في مصر خلال الفترة ٢٠٠٣- ٢٠٢٤؟

ويتم تنظيم ما تبقى من هذه الدراسة على النحو التالي. يستعرض القسم الثاني مراجعه للأدبيات الدراسة. ويتضمن القسم الثالث مصادر البيانات ومنهجية الدراسة. ويبرز القسم الرابع نتائج الاختبارات والتحليل. وأخيراً، يقدم القسم الخامس النتائج والمضمون بالنسبة للسياسة الاقتصادية متضمناً قيود الدراسة والامتدادات البحثية الممكنة.

٢- مراجعة الأدبيات

٢-١ الأدبيات النظرية

أكدت الأدبيات النظرية أن هناك دافعان رئيسيان لاحتفاظ الدول بالاحتياطيات الدولية، وهما الدافع الاحترازي والدافع التجاري، والذي تم تبريرهما بواسطة نظرية المخزون العازل (الوقائي)، والنظرية الاحترازية، والنظرية التجارية. ففيما يتعلق بنظرية المخزون العازل، أكد Frenkel and Jovanovic (1981) أن الاحتياطيات الدولية هي مخزون من الأموال يمكن استخدامها لتحقيق الاستقرار المالي والاقتصادي خلال الفترات غير العادية، وأن متوسط الاحتفاظ بالاحتياطيات يتأثر سلباً بتكاليف الفرصة البديلة للاحتفاظ بالاحتياطيات وتكاليف تعديل حجم الاحتياطي، ولكنه يتأثر بشكل إيجابي بالناتج المحلي الإجمالي وزيادة الطلب على العملة المحلية[٥] (Flood and Marion, 2002). كما أكد أنه عند انخفاض تكاليف الفرصة البديلة وتكاليف التعديل، يصبح حجم الاحتياطيات الفعلي هو الحجم الأمثل[٦] (Abuh-Amasi et al., 2022). ووفقا Danladi (2009)، تفضل السلطات النقدية الاحتفاظ بمخزون احتياطي من العملات الأجنبية عند المستوى الأمثل الذي يوازن بين تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالاحتياطيات وتكاليف التكيف الاقتصادي الكلي المحتملة في حال غياب هذه الاحتياطيات.

[٥] يقصد بتكاليف التعديل: تلك التكلفة التي يتحملها الاقتصاد القومي بسبب نقص أو قلة احتياطي العملات الأجنبية (جويفل، ٢٠٢١).

[٦] هناك ثلاثة مؤشرات رئيسية لتحديد النسبة المثلى للاحتياطيات الدولية، والتي تؤثر بدورها على سعر صرف العملة المحلية: أولاً، أن تغطي الاحتياطيات الأجنبية قيمة الديون قصيرة الأجل لمدة ثلاث سنوات. ثانياً، أن تغطي الاحتياطيات الأجنبية قيمة الواردات لمدة ثلاثة أشهر متتالية. وثالثاً، أن تساوي الاحتياطيات الدولية ٥-٢٠٪ من المعروض النقدي (Hailat et al., 2023).

وتركز النظرية الاحترازية على تراكم الاحتياطيات الدولية باعتباره تأميناً ضد الصدمات المفاجئة لتدفقات رأس المال للخارج في المستقبل. فعلى سبيل المثال، يرى Wijnbergen (1990) أن الاحتراز هو الدافع الأساسي وراء التأمين الذاتي، فيمكن للدول التي تمتلك احتياطيات كبيرة أن تستخدمها للتدخل في سوق الصرف الأجنبي، والوفاء بالالتزامات الخارجية أثناء الضغوط الاقتصادية، الأمر الذي يحد من تعرض هذه الدول للمخاطر ويعزز قدرتها على مواجهة التحديات الاقتصادية. وبالتالي، يوفر الثقة للمستثمرين والأسواق. واعتبر Azenman and Marion (2003) الاحتياطيات الدولية مدخرات احتياطية للدول التي تعاني من مشاكل في تحصيل الضرائب، والتي تجد صعوبة بالغة في توفير الأموال اللازمة من سوق رأس المال العالمي، وأنه من شأن الاحتياطيات الاحترازية أن تسمح لأي دولة بالتغلب على صدمات ميزان المدفوعات، خاصة وأن تكلفة الاحتفاظ بالاحتياطيات تكون ضئيلة مقارنة بالعواقب الاقتصادية للصدمة. ولكن على الرغم من ذلك، أشار Korinek and Servén (2016) إلى أن موائمة احتياطيات النقد الأجنبي لدى أي دولة مع الحجم الفعلي للصدمات التي من الممكن أن تتعرض لها الدولة سيكون أمراً صعباً ومكلفاً.

وأخيراً، تهتم النظرية التجارية بتراكم الاحتياطيات الدولية ليس فقط كأداة لإدارة أسعار الصرف بشكل فعال، ولكن أيضاً كوسيلة للحفاظ على أسعار صرف منخفضة من أجل تعزيز التجارة الخارجية والقدرة التنافسية للصادرات. حيث تؤكد هذه النظرية على ضرورة قيام البنوك المركزية بزيادة أرصدة الاحتياطيات الدولية للحفاظ على سعر صرف حقيقي مقوم بأقل من قيمته الحقيقية، والذي يكون مفيداً لنمو الصادرات في الدول. وبالتالي، تعزيز النمو الاقتصادي ككل (Abuh-Amasi et al., 2022)، (Yemisi and Adeyinka, 2023)، (Lee and Yoon, 2020)، (Jacob and Magungu, 2023).

٢-٢ الأدبيات التجريبية

بدأت دراسة العلاقة بين الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف الأجنبي منذ سبعينيات القرن الماضي، حيث قام (Agarwal, 1971) بتحليل هذه العلاقة وأكد أن متطلبات احتياطيات النقد الأجنبي تعتمد على نظام الصرف السائد. علاوة على ذلك، فإن حجم الاحتياطيات الدولية يعتمد على الفرق بين العجز في المدفوعات الدولية وتكلفة الاحتفاظ بها. وأكد (Girton and Roper, 1977) أن العرض (أو الطلب) الزائد على العملة المحلية في سوق الصرف الأجنبي يؤدي إلى تقلب سعر الصرف وتعديل حجم الاحتياطيات الدولية المحتفظ بها. ووجد (Friedman, 1986) أن معاملات البنك المركزي في سوق الصرف الأجنبي ستؤدي إلى الحفاظ على سعر الصرف عند مستوى مستقر. وبالتالي، فإن مخزون احتياطيات النقد الأجنبي سوف يتغير تبعاً لذلك. وبحث (Bird and Rajan, 2003) دوافع وحجم الاحتفاظ باحتياطيات النقد الأجنبي، واعتبر الخوف من تقلبات أسعار الصرف هو الدافع وراء الاحتفاظ باحتياطيات ضخمة من النقد الأجنبي.

وقام (Aizenman and Riera-Crichton, 2008) ببحث ما إذا كان الاحتفاظ بالاحتياطيات الدولية يساعد في التخفيف من آثار صدمات التجارة الخارجية على سعر الصرف الحقيقي، باستخدام تحليل الانحدار الخطي Linear Regression لبيانات ستين دولة متقدمة وعشرين دولة ناشئة خلال الفترة من ١٩٧٠ إلى ٢٠٠٤. وتوصلا إلى أن انخفاض مقدار التغير في سعر الصرف الحقيقي الناتج عن تدفقات رأس المال قد يساهم في تخفيف

الصدمات التجارية، ويقلل من احتمالية حدوث أزمة مالية. كما أكدا أن التأثير الوقائي للاحتياطيات الدولية قوي بشكل خاص بالنسبة للدول الأسيوية الناشئة. كما قام (Kasman and Ayhan, 2008) بقياس العلاقة بين احتياطيات النقد الأجنبي وأسعار الصرف (الإسمية والحقيقية) في تركيا، باستخدام اختبار التكامل المشترك Co-integration Test، وبيانات شهرية للفترة ١٩٨٢- ٢٠٠٥. وخلصا إلى عدم وجود علاقة بين أسعار الصرف واحتياطيات النقد الأجنبي على المدى الطويل، على الرغم من تأكيد اختبار سببية جرانجر Granger Causality Test وجود سببية أحادية الاتجاه من احتياطيات النقد الأجنبي إلى سعر الصرف الحقيقي على المدى القصير.

وقد خلص (Aizenman et al., 2010) عند بحث كيفية تأثير الاستقرار النقدي، وتراكم الاحتياطيات، وتقلبات الإنتاج والتجارة الخارجية والناتج المحلي الإجمالي، على سعر الصرف في بعض دول الأسواق الناشئة، إلى أن عدم استقرار سعر الصرف من شأنه أن يؤدي إلى زيادة تقلبات الإنتاج، والذي يمكن التخفيف منه من خلال تراكم الاحتياطيات الدولية. كما خلص (Mendoza, 2010) عند تحليل العلاقة بين حجم احتياطيات العملات الأجنبية ومؤشرات الأزمات المالية قبل وقوع أزمة العملات الأجنبية الآسيوية وعقبها في ٥١ دولة نامية خلال الفترة ١٩٨٢-٢٠٠٤، إلى أنه عقب الأزمة المالية الآسيوية، أصبحت الاحتياطيات الأجنبية في الدول النامية أكثر مرونة في مواجهة الأزمات المالية، مما يدل على أن السلطات النقدية في هذه الدول ترغب في الاحتفاظ بمزيد من احتياطيات العملات الأجنبية لمنع الأزمات.

وتوصل (Fang and Lu, 2011) عند بحث العلاقة بين احتياطيات النقد الأجنبي وسعر صرف اليوان الصيني، باستخدام اختبار جوهانسون للتكامل المشترك، وبيانات شهرية للفترة ١٩٩٤-٢٠١١، إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين احتياطيات النقد الأجنبي وسعر صرف اليوان. حيث أن حدوث تغيرات في احتياطيات النقد الأجنبي ستؤدي إلى تقلب سعر صرف اليوان. كما أن إصلاح نظام سعر الصرف له تأثير على احتياطيات النقد الأجنبي. كما توصل (Hoshikawa, 2012) إلى نفس النتيجة السابقة عند دراسة العلاقة طويلة الأجل بين سعر صرف الين الياباني والاحتياطيات الدولية، باستخدام اختبار التكامل المشترك، وبيانات شهرية للفترة ١٩٧٣-٢٠٠٥.

وبحث كلاً من (Gokhale and Raju, 2013) العلاقة السببية بين سعر الصرف واحتياطيات النقد الأجنبي في الهند خلال الفترة ١٩٨٠-٢٠١٠، باستخدام اختبار جوهانسون للتكامل المشترك ونموذج متجه الانحدار الذاتي Vector Autoregressive Model (VAR). وتوصلا إلى عدم وجود علاقة طويلة وقصيرة الأجل بين سعر الصرف واحتياطيات النقد الأجنبي. وبالتالي، أوصت بضرورة استخدام احتياطي النقد الأجنبي في الهند بهدف توفير استجابة مناسبة لأزمات العملة المحتملة بدلاً من اعتباره أداة للحد من تقلبات سعر الصرف. ومع ذلك، توصل كلاً من (Tiwari and Kyophilavong, 2017) عند بحث العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي الفعال Real Effective Exchange Rate (REER) والاحتياطيات الدولية في الهند باستخدام اختبار سببية جرانجر وبيانات شهرية للفترة ١٩٩٣-٢٠١٥، إلى أن الاحتياطيات الدولية في الهند تتأثر بشكل كبير بسعر الصرف. وبالتالي، يجب على البنك المركزي الهندي أن يأخذ في الاعتبار سعر الصرف كأداة مناسبة في إدارة الاحتياطي الخارجي.

وتؤكد دراسة (Marjanović and Marković, 2019) عند بحث العلاقة بين سعر الصرف (الإسمي والحقيقي) واحتياطيات النقد الأجنبي في صربيا، باستخدام اختبار التكامل المشترك وسببية جرانجر ونموذج متجه تصحيح الخطأ Vector Error Correction Model (VECM)، وبيانات شهرية للفترة ٢٠٠٦ -٢٠١٩، وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف الإسمي واحتياطيات النقد الأجنبي. وأنه على الرغم من عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي واحتياطيات النقد الأجنبي، إلا أن اختبار سببية جرانجر أكد وجود علاقة سببية قصيرة المدى، حيث أن سعر الصرف الحقيقي يسبب احتياطيات النقد الأجنبي.

وسعى (Kelikume and Nwani, 2019) إلى بحث العلاقة الديناميكية بين تغيرات أسعار الصرف والاحتياطيات الدولية في نيجيريا، باستخدام نموذج (VAR) وسببية جرانجر، وبيانات شهرية للفترة ٢٠١٠ - ٢٠١٨. وأكدت النتائج عدم وجود علاقة سببية بين تقلبات سعر الصرف وتقلبات الاحتياطيات الدولية في نيجيريا. وبالتالي، فإنه لا يتعين على السلطات النقدية الاعتماد على إدارة الاحتياطيات الخارجية كاستراتيجية فعالة لتحقيق الاستقرار في قيمة العملة النيجيرية. كما سعى (Lee and Yoon, 2020) إلى قياس العلاقة بين تغيرات الاحتياطيات الدولية وتحركات أسعار صرف العملات الأجنبية لخمس دول في الشرق الأقصى (الصين واليابان وتايوان وهونج كونج وكوريا) في الفترة من يناير ١٩٩٧ إلى مايو ٢٠٢٠، لمعرفة دوافع السلطات النقدية لتغيير حجم الاحتياطيات الدولية المحتفظ بها. وقد توصلت الدراسة باستخدام نموذج الانحدار الذاتي الكمي(QAR) Quintile Autoregressive واختبار سببية جرانجر إلى أن الدافع لتغيير حجم الاحتياطيات الدولية في الصين وهونج كونج تمثل في زيادة القدرة التنافسية للصادرات، في حين تمثل في تحقيق الاستقرار النقدي في كوريا واليابان وتايوان.

وركز (Ariyasinghe and Cooray, 2021) على بحث العلاقة بين الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف والتضخم في سريلانكا باستخدام نموذج الانحدار الذاتي بفترات ابطاء موزعه Autoregressive Distributed Lags (ARDL)، وبيانات شهرية للفترة ٢٠٠٠- ٢٠٢٠. وتوصلت الدراسة إلى عدم وجود تأثير كبير لسعر الصرف الأجنبي على التضخم عندما يقارن بالاحتياطيات الدولية. وبالتالي، يتعين على صناع السياسات المعنيين بالتوقعات التضخمية على المدى المتوسط إلى الطويل النظر بشكل إيجابي إلى تراكم احتياطيات العملات الأجنبية كسياسة يمكن الاعتماد عليها للحد من التضخم. في حين ركز (Loretta and Vincent, 2021) على بحث تأثير تقلبات أسعار الصرف والاحتياطيات الدولية على أداء الاقتصاد الكلي في نيجيريا خلال الفترة ١٩٨٠ – ٢٠١٩، باستخدام نموذج (ARDL) واختبار سببية جرانجر. وأظهرت النتائج أن سعر الصرف يسبب الاحتياطيات الدولية في نيجيريا، وأن كلاً من الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف يؤثر على أداء الاقتصاد النيجيري. وبالتالي، أوصت الدراسة بضرورة تأكد الحكومة من استقرار اسعر الصرف، واستخدام الاحتياطيات الدولية للبلاد وإدارتها بكفاءة لتعزيز الاقتصاد النيجيري.

واهتمت دراسة (Yemisi and Adeyinka, 2023) بنمذجة العلاقة بين سعر الصرف والاحتياطيات الدولية في نيجيريا خلال الفترة ١٩٨٠- ٢٠٢٠، باستخدام نموذج (ARDL) واختبار سببية جرانجر. وأظهرت النتائج أن سعر الصرف له تأثير إيجابي ومعنوي على الاحتياطيات الدولية. كما كشف اختبار سببية جرانجر عن وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه تمتد من سعر الصرف إلى الاحتياطيات الدولية، الأمر الذي يتطلب من الحكومة النيجيرية القيام بتنويع الاقتصاد لزيادة إنتاجية قطاعات الاقتصاد الأخرى بخلاف النفط لتعزيز الصادرات، وتراكم احتياطيات ضخمة من النقد الأجنبي. أضف إلى ذلك، اهتمت دراسة (Adewale and Raji, 2023) ببحث تأثير تقلبات سعر الصرف على الاحتياطي الخارجي في نيجيريا خلال الفترة ٢٠٠١-٢٠٢١، باستخدام تحليل الانحدار الخطي. وأكدت النتائج وجود علاقة سلبية بين الاحتياطيات الخارجية وسعر الصرف، الأمر الذي يتطلب إجراء الحكومة العديد من الإصلاحات الاقتصادية التي من شأنها أن تقلل من التأثير السلبي لسعر الصرف الأجنبي غير المستقر على الاحتياطيات الخارجية.

وعلى الجانب الآخر، قامت دراسة (Jiang and Yoon, 2024) ببحث العلاقة بين سعر الصرف الأجنبي والاحتياطيات الدولية في الصين خلال الفترة ١٩٩٥-٢٠٢٠، لاكتشاف الدوافع وراء تدخل السلطات النقدية الصينية في سوق الصرف الأجنبي. وقد توصلت الدراسة باستخدام اختبار التكامل المشترك إلى عدم وجود توازنية طويلة الأجل بين سعر صرف العملات الأجنبية والاحتياطيات الدولية. ولكن أكد اختبار سببية جرانجر أنه بين عامي ٢٠٠٩ و٢٠١١، تسبب انخفاض سعر الصرف الإسمي الفعال في زيادة الاحتياطيات، مما دعم الدافع التجاري المتمثل في الحفاظ على القدرة التنافسية للصادرات. ومع ذلك، بين عامي ٢٠١٥ و٢٠١٧، أشارت النتائج إلى أن انخفاض سعر الصرف كان مرتبطاً بانخفاض الاحتياطيات الأجنبية، مما يتطلب تدخل سلطات النقد الأجنبي عن طريق الاحتياطيات لتحقيق استقرار قيمة العملة الصينية.

وبالنظر إلى الدراسات التي تناولت الحالة المصرية، قامت دراسة (إبراهيم، ٢٠١٨) بقياس أثر الاحتياطيات الدولية على النمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة ١٩٩٤- ٢٠١٨، باستخدام نموذج (ARDL) ونموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error Correction Model (UECM). وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة معنوية موجبة بين كل من الاحتياطيات الدولية والناتج القومي الإجمالي والنمو الاقتصادي في الأجل القصير فقط. وبالتالي، فإن تراكم الاحتياطيات الدولية يعد ضرورياً في مصر للحفاظ على ثقة المجتمع في سياسات إدارة سعر الصرف نتيجة القدرة على التدخل لدعم العملة الوطنية.

وسعت دراسة (جويفل، ٢٠٢١)، ودراسة (عطيه وأخرون، ٢٠٢١) إلى بحث محددات الطلب على الاحتياطيات الدولية في مصر، باستخدام نموذج (ARDL)، ونموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model (ECM)، وبيانات سنوية. وأكدت النتائج وجود علاقة توازنية موجبة في الأجل الطويل بين الاحتياطيات الدولية في مصر ومتغيرات الدراسة (خاصة سعر الصرف). حيث تفسر المتغيرات المستقلة (سعر الصرف - حجم الاقتصاد- الواردات – الصادرات) ٨٢٪ من تغيرات الاحتياطيات الدولية. وأخيراً، توصلت دراسة (Elroukh, 2024) عند تقدير الطلب على الاحتياطيات الأجنبية في مصر، باستخدام نموذج الانحدار الذاتي بفترات ابطاء موزعه (ARDL)، وبيانات ربع سنوية للفترة ٢٠٠٤- ٢٠٢٢،

إلى أن الاحتياطيات الأجنبية في مصر تتأثر بشكل رئيسي بمكونات الميزان التجاري، وأن نمو الاستثمار الأجنبي المباشر واستثمارات المحافظ الأجنبية يشكلان عاملان أساسيان لزيادة الاحتياطيات الأجنبية في مصر على الرغم من انخفاضها بسبب تقلبات سعر الصرف، وأنه لتحسين احتياطيات مصر من الاحتياطي الأجنبي ينبغي لواضعي السياسات التركيز على تدابير تشجيع الصادرات وتجذب الاستثمار الأجنبي وتحد من تقلبات سعر الصرف.

وبناءً على نتائج الدراسات السابقة، يتضح أن العلاقة بين سعر الصرف والاحتياطيات الدولية غير واضحه، حيث أكدت بعض الدراسات مثل (Tiwari and Kyophilavong, 2017)، (Marjanović and Marković, 2019)، (Lee and Yoon, 2020)، (Loretta and Vincent, 2021)، و(Elroukh, 2024) تأثير سعر الصرف على الاحتياطيات الدولية، بينما أكدت دراسات أخرى مثل (Kasman and Ayhan, 2008)، (Aizenman et al., 2010)، (Fang and Lu, 2011)، (Hoshikawa, 2012)، (Yemisi and Adeyinka, 2023)، و(Jiang and Yoon, 2024) تأثير الاحتياطيات الدولية على سعر الصرف. ومع ذلك، توصل كلاً من (Gokhale and Raju, 2013)، و(Kelikume and Nwani, 2019) إلى عدم وجود علاقة بين سعر الصرف والاحتياطيات الأجنبية.

وتتمثل أوجه اختلاف الدراسة الحالية عن الدراسات السابقة في أن بعض الدراسات ركزت بحث تأثير أحد المتغيرين على الآخر مثل دراسة (Adewale and Raji, 2023) ودراسة (Aizenman et al., 2010)، وأنه حتى بالنسبة للدراسات التي تناولت العلاقة بين الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف فإنها جميعاً - باستثناء دراسة (Kelikume and Nwani, 2019) - ركزت فقط على بحث العلاقة طويلة وقصيرة الأجل بين متغيرات الدراسة دون الاهتمام ببحث العلاقة الديناميكية من خلال تحليل مكونات التباين Variance Decomposition، وقياس دوال الاستجابة للصدمات Impulse Response Functions وهو ما ستهتم به الدراسة الحالية. أضف إلى ذلك، أنه بالنسبة للدراسات التي تناولت الحالة المصرية فنجد أنها - باستثناء دراسة (إبراهيم، ٢٠١٨) لأثر الاحتياطيات الدولية على النمو الاقتصادي - ركزت على بحث محددات الطلب على الاحتياطيات الدولية دون النظر في العلاقة بين الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف في مصر، وما يمثل الهدف الرئيسي للدراسة الحالية.

٣- مصادر البيانات ومنهجية الدراسة

٣-١ مصادر البيانات

تعتمد هذه الدراسة بشكل أساسي على بيانات شهرية للمتغيرات سعر الصرف الحقيقي الفعال $(REER)$، إجمالي الاحتياطيات الدولية (TIR)، سعر الفائدة على الإقراض (IR)، الرقم الأساسي لأسعار المستهلكين $(CORE - CPI)$، الانفتاح التجاري (OT)، والدين الخارجي كنسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي $(Ex - Debt)$، مستمدة من احصاءات البنك المركزي المصري(CBE)، والإحصاءات المالية الدولية (IFS) التابعة لصندوق النقد الدولي، والبيانات الاقتصادية التابعة للاحتياطي الفيدرالي (FRED)، وقاعدة بيانات bruegel (انظر الجدول ١ بالملحق). يرجع السبب في استخدام بيانات شهرية للفترة من يناير

٢٠٠٣ وحتى سبتمبر ٢٠٢٤، إلى إعلان البنك المركزي المصري في يناير ٢٠٠٣ التحول إلى نظام سعر الصرف المرن، لاستعادة التوازن في سوق الصرف الأجنبي, وتخفيض عجز ميزان المدفوعات. ومن الجدير بالذكر، تم توليد سلسلة شهرية لمتغيري الدين الخارجي كنسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي، ورصيد حساب المعاملات الجارية كنسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي (الانفتاح التجاري) من بيانات سنوية نظراً لعدم توافرهم على أساس شهري. وقد استخدمت طريقة المتوسطات المتحركة للتخلص من أثار الموسمية في البيانات قبل استخدامها في التقدير بواسطة (Eviews-10). أضف إلى ذلك، تم تخصيص الصيغة اللوغاريتمية لكافة متغيرات الدراسة باستثناء متغير سعر الفائدة على الاقراض لتقليل أثر القيم المتطرفة Extreme Outliers على نتائج التحليل (حيث تتسم نتائجها بجودة توفيق عالية Superior Fit)، وتحقق شرط الخطية Linearity.

٣-٢ منهجية الدراسة

تعتمد الدراسة بشكل أساسي على نموذج مُتجه تصحيح الخطأ (VECM)، باعتباره الحل الأمثل لقياس السلاسل الزمنية المُتكاملة. إذ يُتيح استخدام المُتغيرات عند مُستوياتها الأصلية ـ بدون أخذ الفروق الأولى ـ مما يَسمح بتقدير العلاقة بين مُتغيرات الدراسة في الأجلين القصير والطويل. أضف إلى ذلك، يساعد هذا النموذج في تصحيح أي انحراف في الأجل القصير عن مسار العلاقة التوازنية في الأجل الطويل. وبعبارة أخرى، فإن آلية تصحيح الخطأ تُمثل عملية تعديل تمنع حجم الأخطاء أن يكون كبيراً في علاقة الأجل الطويل (عز الدين، ٢٠١٧). ويُمكن التعبير عن معادلة نموذج (VECM) باستخدام متغيرات الدراسة الحالية، وبافتراض أن سعر الصرف هو المتغير التابع كالآتي:

$$\Delta Ln\text{REER}_{\boldsymbol{t}} = ß_0 + \sum \beta_1 \, \Delta Ln\text{REER}_{t-1} + \sum \delta_1 \Delta LnTIR_{t-1} + \sum \delta_1 \Delta IR_{t-1} + \sum \delta_1 \Delta LnCORE - CPI_{t-1} + \sum \delta_1 \Delta LnOT_{t-1} + \sum \delta_1 \Delta LnEx - Debt_{t-1} + \alpha ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad \textbf{(1)}$$

وتشير Δ إلى مُعامل الفروق الأولى للمتغيرات محل الدراسة، أما α فتمثل نسبة الاختلاف بين القيمة الفعلية والقيمة التوازنية خلال المدى الطويل للمُتغير في فترة زمنية مُعينة (سرعة التكيف أو التعديل لتوازن الأجل الطويل)، والتي يتم تصحيحها في الفترة التالية (بفرض ثبوت معنويته إحصائياً)، لذا فمن المتوقع أن تكون قيمة هذا المعامل سالبة. بينما تُمثل ε_t مقدار الخطأ العشوائي. وتشير المُعادلة (١) أن $\Delta Ln\text{REER}_{\boldsymbol{t}}$ تعتمد على كلٍ من $\Delta LnREER_{t-1}$، $\Delta LnTIR_{t-1}$، ΔIR_{t-1}، $\Delta LnCORE - CPI_{t-1}$، $\Delta LnOT_{t-1}$، $\Delta LnEx - Debt_{t-1}$، ومقدار خطأ التوازن ECT_{t-1}. فإذا كان الأخير لا يساوي الصفر، فإن النموذج لا يُمثل حالة توازن (Koop, 2005).

٤- نتائج الاختبارات

٤-١ اختبار جذر الوحدة Unit Root Test

خلال هذه الخطوة سيتم فحص مدى سكون السلاسل الزمنية لتجنب مشكلة الانحدار الزائف Spurious Regression[٧]، من خلال إجراء اختبار ديكي فولر الموسع Augmented Dickey–Fuller (ADF) مع معيار معلومات(Schwarz (SIC. وتظهر نتائج اختبار (ADF) أن جميع المتغيرات غير ساكنة في صورة المستويات $I(0)$. لذلك تم قبول فرضية العدم لهذا الاختبار التي تنص على وجود جذور الوحدة في جميع السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة في صورة المستويات Levels. وبإعادة الاختبار بعد أخذ الفروق الأولى لجميع المتغيرات، جاءت النتائج لتؤكد أنه يمكن رفض فرضية العدم بأن الفروق الأولى للمتغيرات غير ساكنه عند مستوى معنوية ٥٪. وهكذا، فإن كل متغير متكامل على حدة من الدرجة الأولى (أي $I(1)$) (انظر الجدول ٢ بالملحق). وفي ضوء تلك النتائج, سيتم تطبيق اختبار جوهانسون لفحص التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة في الأجل الطويل.

٤-٢ اختبار التكامل المشترك

قبل البدء في إجراء اختبار التكامل المشترك، يتم تحديد عدد فترات الإبطاء المثلى طبقاً لعدد من المعايير بناءً على نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR). ويوضح الجدول ٣ (بالملحق) القيم المُختلفة لهذه المعايير، لفترات الإبطاء من صفر وحتى ٨ فترات إبطاء. وطبقاً لمعيار (AIC) ومعيار (LR) تم اختيار ثلاث فترات إبطاء لكل متغير، والتي سيتم استخدامها لاختبار التكامل المشترك.

وللتحقق من إمكانية وجود علاقة تكامل مُشترك بين مُتغيرات الدراسة في الأجل الطويل، أي وجود علاقة خطية بين السلاسل الزمنية غير الساكنة على المدى الطويل، يتم استخدام اختبار جوهانسون للتكامل المشترك، والذي يشمل اختبار التتبع واختبار أقصى إحصاء (الإحصائية القصوى) (Fang and Lu, 2011). وطبقاً للنتائج الواردة بالجدول ٤(بالملحق) كانت المتغيرات لديها ميل للتحرك معاً في الأجل الطويل، حيث كانت كل من إحصائية التتبع Trace Statistic وأقصى إحصاء Max-Eigen Statistic أكبر من القيمة الحرجة لهما عند مستوى المعنوية ٥٪. وبالتالي، تم رفض فرضية العدم التي تنص على عدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة. ويؤكد ذلك وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، مما يتطلب دراسة اتجاه هذه العلاقة باستخدام اختبار سببية جراجر، بالإضافة إلى الآلية التي يتم الرجوع من خلالها إلى الوضع التوازني في حالة حدوث انحرافات عن الوضع التوازني في الأجل القصير، وذلك من خلال تطبيق نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM). وتدعم هذه النتيجة دراسة (Elroukh , 2024) عند بحث محددات الطلب على الاحتياطيات الدولية مصر.

[٧] يشير الانحدار الزائف: إلى وجود علاقات تبدو مهمة من متغيرات غير ذات صلة (محسن، ٢٠٢٣).

٤-٣ اختبار سببية جرانجر

يتم اجراء اختبار سببية جرانجر للتأكد من وجود واتجاه العلاقة سببية بين المتغيرات محل الدراسة من واقع بيانات العينة In-sample في الأجل القصير (Marjanović and Marković, 2019). ويشير الجدول ٥ (بالملحق) إلى أن جميع متغيرات النموذج ـ باستثناء معدل التضخم ـ تسبب سعر الصرف في مصر، مما يعني أن القيم السابقة لهذه المتغيرات تساعد في التنبؤ بالقيم المستقبلية لسعر الصرف. أما فيما يتعلق بمتغير الاحتياطيات الدولية فقد أكد اختبار سببية جرانجر أن كلاً من متغير سعر الصرف ومتغير الدين الخارجي فقط يسبب الاحتياطيات الدولية. وعليه، يتضح وجود علاقة سببية في الاتجاهين بين سعر الصرف والاحتياطيات الدولية في الأجل القصير. وتتفق هذه النتيجة مع نتائج دراسة (Ariyasinghe and Cooray, 2021)، ودراسة (Jiang and Yoon, 2024)، ولكنها تختلف مع نتائج دراسة (Tiwari and Kyophilavong, 2017), ودراسة (Onyendi, 2023) التي تفيد وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه بين سعر الصرف والاحتياطيات، وتختلف أيضاً مع نتائج دراسة (Kelikume and Nwani, 2019)، ودراسة (Gokhale and Raju, 2013) والتي أكدت غياب العلاقة السببية بين سعر الصرف والاحتياطيات الخارجية.

وعلى الجانب الآخر، أكدت النتائج أن جميع متغيرات النموذج - باستثناء الاحتياطيات الدولية - تسبب سعر الفائدة، مما يشير إلى أهمية سعر الفائدة كأداة تشغيلية للبنك المركزي المصري، يمكن من خلالها الاستجابة لأى تقلبات تحدث في الاقتصاد، وهو ما يتفق ونتيجة دراسة (Loretta and Vincent, 2021) عند بحث تأثير تقلبات أسعار الصرف والاحتياطيات الأجنبية على أداء الاقتصاد الكلي في نيجيريا. كما أكدت النتائج أن كلاً من سعر الصرف والاحتياطيات الدولية يسبب الدين الخارجي، وأنه في حين يسبب متغيري سعر الفائدة والانفتاح التجاري معدل التضخم، فإن جميع المتغيرات لا تسبب متغير الانفتاح التجاري مما يعنى أنه لا يمكن رفض فرضية العدم بالنسبة لمتغير الانفتاح التجاري (انظر الجدول ٥ بالملحق).

٤-٤ نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM)

نظراً لوجود علاقة تكامل مُشترك بين متغيرات الدراسة فإنه سيتم تقدير نموذج مُتجه تصحيح الخطأ مع افتراض وجود مُتجه وحيد للتكامل المشترك. ويشير الجدول ٦ (الملحق) إلى أن معامل تصحيح الخطأ سالب (كما هو متوقع نظرياً) (-0.166777) ويختلف معنوياً عن الصفر (P-Value = 0.001 < 5%). ويعني ذلك وجود علاقة سببية طويلة الأجل Long-run causality بين سعر الصرف (كمتغير تابع) متغيرات الدراسة الأخرى، وأنه في حالة الانحراف قصير الأجل عن المسار التوازني طويل الأجل، فإن 16.7% من هذا الانحراف في سعر الصرف يتم تعديله تلقائياً عبر الزمن خلال ستة أشهر تقريباً. وتتفق هذه النتيجة مع نتائج دراسة (Kalu et al., 2019)، حول العلاقة بين سعر الصرف والاحتياطيات الأجنبية في نيجيريا، ودراسة (Marjanović and Marković, 2019) حول العلاقة في صربيا.

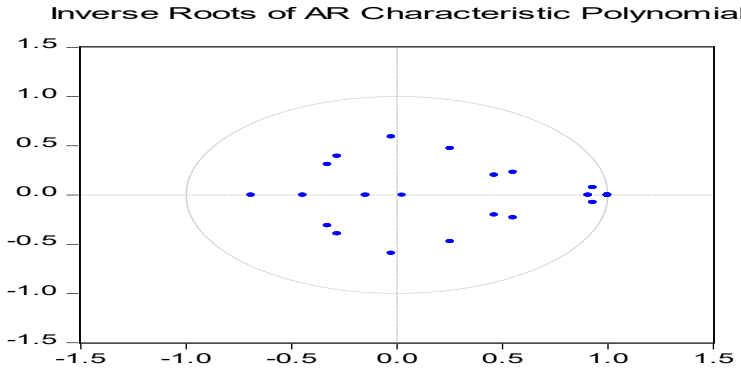
ونظراً لأنه يمكن تقدير العلاقة قصيرة الأجل للتأكد من نتائج اختبار سببية جرانجر بناءً على معاملات تصحيح الخطأ المختلفة المبطأه، فقد أوضحت النتائج أن سعر الصرف في الأجل القصير يتأثر بكل من الاحتياطيات الدولية، وسعر الفائدة. ففي حالة زيادة الاحتياطيات الدولية بـ ١٪ فإن سعر الصرف سوف يخفض بمقدار (0.113108) بعد فترتين إبطاء. أما في حالة زيادة أسعار الفائدة بنسبة ١٪ يرتفع سعر الصرف بمقدار (0.026105) بعد ثلاث فترات إبطاء. وعلى الجانب الآخر، يتأثر تراكم الاحتياطيات الدولية خلال الأجل القصير بتقلبات سعر الصرف فقط. فحدوث زيادة في سعر الصرف تؤدي إلى انخفاض الاحتياطيات الدولية بمقدار (0.280216) بعد فترتين إبطاء. ويعني ذلك أن زيادة سعر الصرف من شأنها أن تستنزف احتياطيات النقد الأجنبي في مصر خلال الأجل القصير.

كما أوضحت النتائج وجود علاقة قصيرة الأجل بين سعر الصرف والاحتياطيات الدولية من جانب والدين الخارجي من جانب آخر. ففي حالة زيادة سعر صرف العملة الأجنبية بمقدار ١٪ ترتفع نسبة الدين الخارجي إلى الناتج المحلي الإجمالي بمقدار (0.027516) بعد فترتين إبطاء. أما في حالة زيادة الاحتياطيات الدولية بمقدار ١٪ تخفض نسبة الدين الخارجي إلى الناتج المحلي الإجمالي بمقدار (0.028402) بعد ثلاث فترات إبطاء. وتتفق هذه النتيجة مع نتائج اختبار سببية جرانجر، ونتائج دراسة (Adewale and Raji, 2023) عند راسة الحالة النيجيرية. وأخيراً، أنه على الرغم من أن النتائج أكدت أن متغير سعر الفائدة يعتمد في الأجل القصير على تغيرات كلاً من متغير الانفتاح التجاري والدين الخارجي كنسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي، ويعتمد متغير الانفتاح التجاري على القيم المبطأه له (وهو ما يتفق ونتائج سببية جرانجر)، فإن متغير معدل التضخم إلى جانب اعتماده على القيم المبطأه له فإنه يعتمد على التغيرات التي تحدث في جميع متغيرات الدراسة. مما يؤكد أن التضخم في مصر ظاهرة نقدية بالدرجة الأولى أكثر من كونه ناتج عن القصور الذاتي، وهو ما توصلت إليه دراسة (محسن، ٢٠٢٣) عند بحث العلاقة بين الاستقرار المالي في القطاع المصرفي والأداء الاقتصادي الكلي في مصر.

وحتى يتسنى استخدام نتائج هذا النموذج في تحليل العلاقات الديناميكية بين المتغيرات، فقد تم إجراء الاختبارات التشخيصية للتأكد من استقرار معلمات النموذج المقدر وخلوه من مُشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء، بالإضافة إلى ثبات تباين حد الخطأ، وأن الاخطاء تتوزع توزيع طبيعي. ويوضح الشكل (١) أن جميع المعلمات المُقدرة أقل من الواحد الصحيح باستثناء أحدهم وهو الذي يُعبر عن مُتجه التكامل المُشترك. بالإضافة إلى ذلك، تؤكد النتائج الواردة في الجدول ٧ (بالملحق) خلو النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء، وثبات تباين حد الخطأ، وأن الأخطاء تتوزع توزيعاً طبيعياً. حيث كانت قيمة الاحتمال (Prob) لكلٍ من اختبار مضاعف لاجرانج (LM-Test) واختبار (White) واختبار (Normality) أكبر من ٥٪. وبالتالي، تم قبول فرضية العدم لكل من الاختبارات الثلاث.

كما تم اختبار معنوية معلمات النموذج المقدر في الأجل القصير باستخدام اختبار والد Wald Test. وتؤكد النتائج الواردة بالجدول ٨ (بالملحق) أن قيمة الاحتمال للإحصائية Chi-Square بلغت (0.0236) وهي أقل من ٥٪، مما يدل على معنوية معلمات المتغيرات المستقلة في معادلة المتغير التابع (سعر الصرف) في الأجل القصير. وبناءً على ما سبق، يُمكن استخدام

النموذج المقدر لقياس العلاقة الديناميكية بين المتغيرات من خلال قياس دوال الاستجابة للصدمات، وتحليل مكونات التباين.



شكل (١) فحص استقرار معلمات النموذج المُقدر

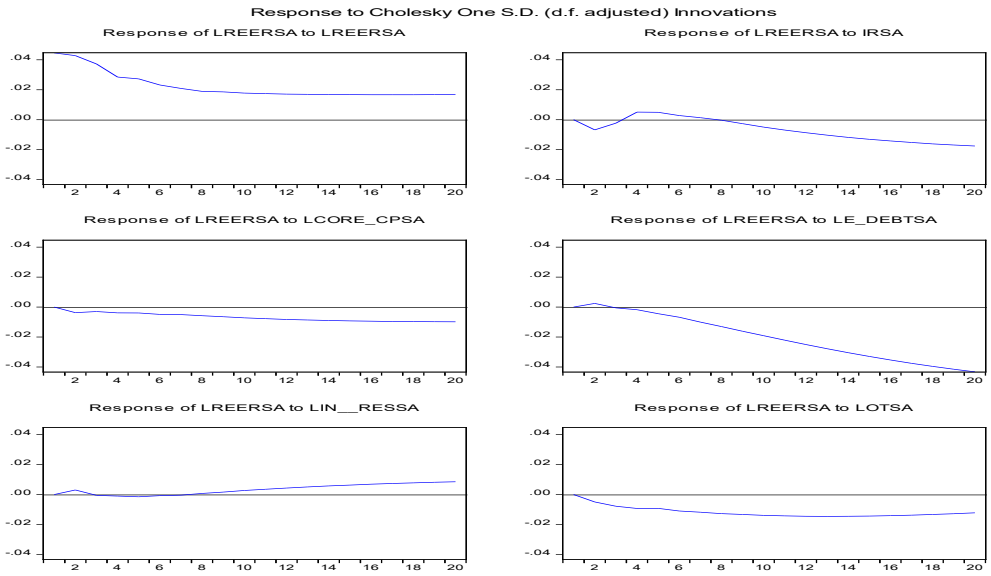
المصدر: إعداد الباحث باستخدام حزمة Eviews-10.

٤-٥ تحليل العلاقة الديناميكية بين متغيرات النموذج

يهتم هذا الجزء بعرض العلاقات الديناميكية بين المتغيرات الداخلية عن طريق استخدام كل من دوال الاستجابة للصدمات، وتحليل مكونات التباين. وتوضح دوال الاستجابة للصدمات (IFRs) تأثير صدمة بمقدار وحدة واحدة لأحد متغيرات النموذج على القيمة الحالية والمستقبلية له ولمتغيرات النموذج الأخرى. ولتبسيط التحليل سيتم عرض دوال الاستجابة للصدمات لمتغيري سعر الصرف والاحتياطيات الدولية على الترتيب من خلال الشكلين رقم (٢)، ورقم (٣).

ويوضح الشكل (٢) أثر حدوث صدمة عشوائية بمقدار وحدة واحدة في جميع المتغيرات - كلٍ على حدة - على سعر الصرف، ونجد أن حدوث صدمة عشوائية موجبه مقدارها ١٪ في سعر الصرف ذاته تؤدي إلى انخفاضه مباشرة وبشكل تدريجي, ولكنه يأخذ فترة طويلة تصل إلى (٤) سنوات ليعود إلى مستواه التوازني، مما يؤكد أن سعر الصرف في مصر بعيد عن وضعه التوازني. أما في حال حدوث صدمة عشوائية موجبة مقدارها ١٪ في سعر الفائدة فإنه يترتب عليها انخفاض سعر الصرف خلال الشهرين الثاني والثالث، ليعاود الارتفاع بمقدار طفيف حتى الشهر السابع، ثم ينخفض مرة أخرى وحتى نهاية الفترة. ويشير ذلك إلى أن استخدام البنك المركزي المصري أسعار الفائدة للتأثير على سعر الصرف يحتاج لفترة إبطاء قبل أن يظهر الأثر الكامل له. أضف إلى ذلك، أن حدوث صدمة عشوائية موجبة مقدارها ١٪ في كلٍ من معدل التضخم والانفتاح التجاري يترتب عليها انخفاض طفيف في سعر الصرف بداية من الشهر الثاني وحتى نهاية الفترة، وهو ما يؤكد أن سعر الصرف في مصر لا يستجيب بشكل كبير لصدمات الطلب الكلي وصدمات التجارة الخارجية، ومن ثم لايزال يخضع لسلطة البنك المركزي.

أضف إلى ما سبق، يؤدي حدوث صدمة عشوائية موجبة مقدارها ١٪ في متغير الدين الخارجي كنسبة إلى الناتج المحلى الإجمالي إلى انخفاض كبير بدأ من الشهر الثالث في سعر الصرف وحتى نهاية الفترة، الأمر الذي يفسر أثر تراكم الدين الخارجي على قيمة الجنية في مصر خاصة عقب ثورة يناير ٢٠١١، والحرب الروسية الأوكرانية. وأخيراً، في حالة حدوث صدمة موجبة مقدارها ١٪ في الاحتياطيات الدولية فإن ذلك سوف يترتب عليه ارتفاع سعر الصرف بدأ من الشهر السابع وحتى نهاية الفترة، الأمر الذي يؤكد على أهمية تراكم الاحتياطيات الدولية للتأثير على سعر الصرف الجنية في مصر والحد من التقلبات التي يتعرض لها وهو ما يدعم دافع الاستقرار المالي والنقدي للاحتفاظ بالاحتياطيات.

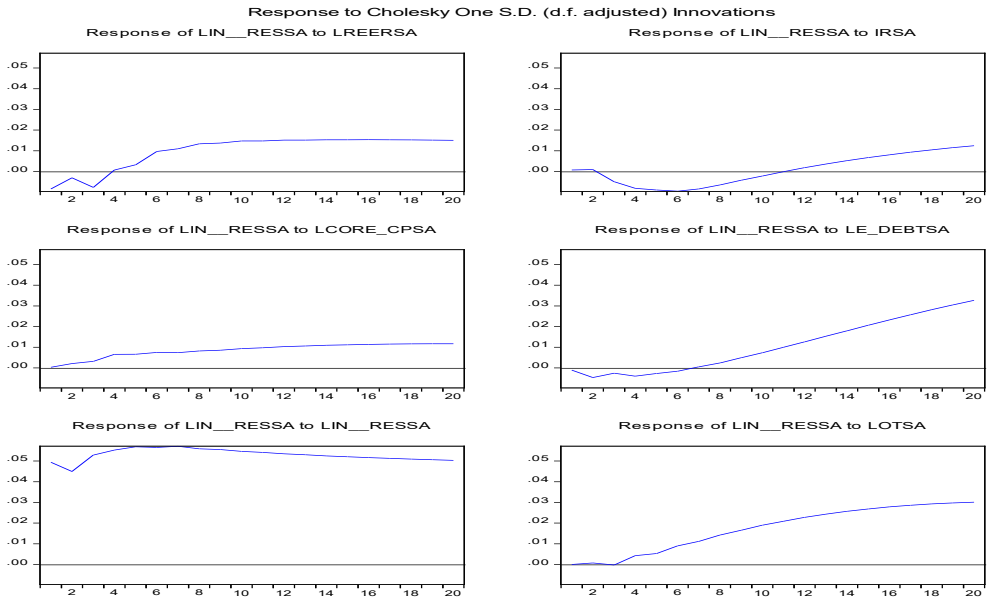


الشكل (٢): دوال استجابة متغير سعر الصرف لصدمات المتغيرات الأخرى

المصدر: إعداد الباحث باستخدام حزمة Eviews- 10.

وعلى الجانب الأخر، يوضح الشكل رقم (٣) أثر حدوث صدمة عشوائية بمقدار وحدة واحدة في جميع متغيرات النموذج ـ كل على حدة ـ على الاحتياطيات الدولية. فيؤدى حدوث صدمة عشوائية موجبة مقدارها ١٪ في الاحتياطيات الدولية ذاتها إلى انخفاضها مباشرة خلال الشهر الثاني, ولكنها تعاود الارتفاع بدءاً من الشهر الثالث وحتى الشهر التاسع، ثم تنخفض مرة أخرى وتستمر في الانخفاض حتى نهاية الفترة، وهو ما يشير إلى اعتماد الحكومة المصرية على الاحتياطيات الدولية بشكل كبير لسد عجز العملات الأجنبية. أما في حال حدوث صدمة عشوائية موجبة مقدارها ١٪ في كل من معدل التضخم ومؤشر الانفتاح التجاري، فسوف يترتب عليها ارتفاع حجم الاحتياطيات الدولية ولكنها لا تصل إلى المستوى التوازني بنهاية الفترة، وهو ما يؤكد أن ارتفاع معدل التضخم (انخفاض قيمة العملة المحلية) وزيادة حجم الصادرات يترتب عليه زيادة العائدات من النقد الأجنبي والتي يتم استخدامها لدعم الاحتياطيات الدولية. أضف إلى ذلك، تشير النتائج أن حدوث صدمة عشوائية موجبة مقدارها

١٪ في متغيرات سعر الصرف، وسعر الفائدة، والدين الخارجي، سوف تؤدي إلى انخفاض الاحتياطيات الدولية بشكل مؤقت حتى الشهر الثالث بالنسبة لمتغير سعر الصرف، وحتى الشهر السادس والحادي عشر بالنسبة لمتغيري الدين الخارجي وسعر الفائدة على الترتيب، ثم تعاود الارتفاع عقب ذلك، مما يؤكد أن السلطات النقدية في مصر تقوم بالاستجابة لتلك الصدمات حال وقوعهما مباشرة. وبالتالي، يستمر أثر الصدمة لفترة مؤقتة لا تتجاوز العام.



الشكل (٣): دوال استجابة متغير الاحتياطيات الدولية لصدمات المتغيرات الأخرى

المصدر: إعداد الباحث باستخدام حزمة Eviews- 10.

وفيما يتعلق بتحليل مُكونات التباين، والذي يمدنا بمعلومات عن مساهمة كافة المتغيرات في حجم التباين الذى يحدث في المتغير محل الاهتمام خلال فترة زمنية معينة [٨]، فقد تم حساب تحليل مُكونات التباين لمدة (٦٠) شهر، وهو ما يتضح من خلال الجدول (٩) الوارد بالمحلق. ومن الجدير بالذكر، سيتم التركيز على تحليل مكونات التباين لمتغيري سعر الصرف والاحتياطيات الدولية. وفيما يتعلق بمُكونات التباين الخاصة بمُتغير سعر الصرف، نجد أن الصدمات الخاصة بالمتغير ذاته تفسر حوالي ٦٦٪ من التقلبات التي يتعرض لها بعد مرور ٦ أشهر بينما تساهم تغيرات سعر الفائدة بما قيمته ٢١٪ خلال الفترة ذاتها، مع مساهمة ضئيلة لا تتعدى ٥٪ بالنسبة لباقي المتغيرات. ومع مرور الوقت تتزايد مساهمة متغير الدين الخارجي في تفسير تقلبات سعر الصرف لتبلغ ٦٩,٩٪ بنهاية الفترة، مقابل انخفاض مساهمة كلاً من سعر الصرف ذاته وسعر الفائدة لتبلغ بنهاية الفترة ٣,٦٪، و١٨,١٪ على الترتيب، مع استمرار مساهمة طفيفة لكلاً من الاحتياطيات الدولية ومعدل التضخم والانفتاح التجاري والتي لم تتجاوز ٣٪ بنهاية الفترة. وتؤكد هذه النتيجة أنه على الرغم من أهمية سعر الفائدة على الإقراض في التأثير على سعر الصرف خلال الأجل القصير، فإن متغير الدين الخارجي يمكن

[٨] مجموع مكونات التباين عند أي فترة من تلك الفترات ينبغي أن يكون مساوياً للواحد الصحيح (محسن، ٢٠٢٣).

اعتباره بمثابة العقبة الرئيسية أمام صانعي السياسة النقدية في مصر لتحقيق استقرار سعر الصرف خلال الأجل الطويل.

وفيما يتعلق بالتباين الذي يحدث في متغير الاحتياطيات الدولية، فيتضح أن ما نسبته ٩٤,٨٪ من التقلبات التي يتعرض لها ترجع إلى الصدمات الخاصة بالمتغير نفسه بعد مرور ٦ أشهر، بينما تُساهم باقي المتغيرات بما قيمته ٥,٢٪ خلال الفترة ذاتها. وفيما يتعلق بالأجل الطويل، فتوضح نتائج تحليل مُكونات التباين تزايد نسبة مُساهمة المتغيرات الأخرى في تفسير تغيرات الاحتياطيات الدولية في مصر، حيث يساهم الدين الخارجي بما نسبته ٢٦٪، ويساهم الانفتاح التجاري وسعر الصرف بحوالي ١٠,٩٧٪، و١٨,١٪ على الترتيب، مع ارجاع باقي التقلبات الطفيفة التي لم تتعدى ١,٦٪ إلى متغيري سعر الفائدة ومعدل التضخم، وذلك بعد مرور خمس سنوات. وهو ما يتفق ودراسة (Adewale and Raji, 2023) عن نيجيريا، والتي تؤكد مساهمة تغيرات الدين الخارجي والانفتاح التجاري وسعر الصرف في شرح تقلبات الاحتياطيات الخارجية على المدى الطويل.

٥- النتائج والمضمون بالنسبة لصناع السياسة الاقتصادية

استهدفت الدراسة الحالية قياس العلاقة بين الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف في مصر، باستخدام نموذج متجه تصحيح الخطأ Vector Error Correction Model (VECM)، لاختبار فرضية أساسية مفادها: هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف في مصر خلال الفترة ٢٠٠٣- ٢٠٢٤. وكشفت النتائج عن وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة وفق اختبار جوهانسون. كما كشفت نتائج اختبار سببية جرانجر حول العلاقة بين الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف في الأجل القصير وجود علاقة سببية في الاتجاهين بينهما. وهذا يعني أنه يمكن استخدام القيم المبطأه لأي من المتغيرين في التنبؤ بالتحركات المستقبلية للمتغير الآخر في مصر خلال الأجل القصير.

وأكدت نتائج تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM) وجود علاقة سببية طويلة الأجل بين سعر الصرف (كمتغير تابع) ومتغيرات الدراسة الأخرى، وأنه في حالة الانحراف قصير الأجل عن المسار التوازني طويل الأجل، فإن ١٦,٧٪ من هذا الانحراف يتم تعديله تلقائياً عبر الزمن خلال ستة أشهر تقريباً. أما في الأجل القصير، فقد أوضحت النتائج وجود علاقة عكسية بين سعر الصرف والاحتياطيات الدولية من جانب، وعلاقة طردية بين سعر الصرف وسعر الفائدة من جانب آخر. كما أوضحت أن الدين الخارجي يتأثر في الأجل القصير بالتغيرات التي تتم في كلٍ من سعر الصرف والاحتياطيات الدولية (وهو ما يتفق واختبار سببية جراجر). أضف إلى ذلك، أكدت نتائج الأجل القصير أن سعر الفائدة يعتمد على تغيرات كلاً من متغير الانفتاح التجاري والدين الخارجي كنسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي، ويعتمد متغير الانفتاح التجاري على القيم المبطأه له، في حين يعتمد معدل التضخم إلى جانب اعتماده على القيم المبطأه له على التغيرات التي تحدث في جميع متغيرات الدراسة.

وقد أشارت نتائج دوال الاستجابة للصدمات إلى أن سعر الصرف في مصر بعيد عن وضعه التوازني، وأنه على الرغم من تأثره بمقدار الديون الخارجية المتراكمة فإنه لا يستجيب بشكل كبير لصدمات الطلب الكلي وصدمات التجارة الخارجية، ومن ثم لايزال يخضع لسلطة البنك المركزي. وعلى الجانب الأخر، أكدت أنه على الرغم من تأثر الاحتياطيات الدولية في مصر إيجابياً بزيادة حجم الصادرات وانخفاض قيمة الجنية (ارتفاع معدل التضخم)، فإنه عادة ما يتم استخدام الزيادات التي تحدث في رصيد الاحتياطيات الدولية من قبل الحكومة المصرية للدفاع عن سعر الصرف وسد عجز العملات الأجنبية. كما أشارت نتائج تحليل مكونات التباين إلى أنه على الرغم من أن تغيرات سعر الصرف ذاته وسعر الفائدة على الترتيب تفسر قدر كبير من التقلبات التي يتعرض لها خلال الأجل القصير، فإن متغير الدين الخارجي يفسر نحو ٦٩,٩٪ من تقلبات سعر الصرف بعد مرور خمسة أعوام، الأمر الذي يؤكد على دور الدين الخارجي في التأثير على استقرار سعر الصرف في مصر (وهو ما يتفق مع النتائج سالفة الذكر). وفيما يتعلق بالتباين الذي يحدث في متغير الاحتياطيات الدولية، فقد اتضح أن التقلبات التي يتعرض لها خلال الأجل القصير ترجع إلى الصدمات الخاصة بالمتغير ذاته. أما في الأجل الطويل يساهم كلاً من الدين الخارجي والانفتاح التجاري وسعر الصرف في تفسير قدر كبير من هذه التقلبات.

وبناءً على ما سبق، يمكن القول بأنه نظراً لوجود علاقة سببية في الاتجاهين بين سعر الصرف والاحتياطيات الدولية، فإنه ينبغي على صانعي السياسة النقدية في مصر زيادة احتياطيات النقد الأجنبي من جانب للتخفيف من الآثار السلبية للأزمات المستقبلية على سعر الصرف، وتحسين التصنيف الائتماني لمصر من أجل جذب الاستثمار الأجنبي المباشر وغير المباشر، وذلك من خلال اتخاذ الحكومة الإجراءات اللازمة لتنويع الاقتصاد وتقليل الاعتماد على الواردات، بالإضافة إلى خفض الحواجز التجارية على الصادرات لجعل التجارة الخارجية أكثر جاذبية. كما ينبغي إجراء العديد من الإصلاحات المالية والنقدية التي من شأنها أن تقلل من التأثير السلبي لسعر الصرف الأجنبي غير المستقر على الاحتياطيات الخارجية من جانب آخر، وذلك من خلال زيادة استخدام المشتقات المالية والعقود الآجلة كقنوات يمكن للبنك المركزي المصري من خلالها الحد من تقلبات سوق الصرف الأجنبي.

ونظراً لتأثر سعر الصرف في مصر بتغيرات سعر الفائدة قصيرة الأجل، فإنه ينبغي على صانعي السياسة النقدية دراسة السياسات المتعلقة بأسعار الفائدة بعناية في ضوء المستجدات الاقتصادية والمالية العالمية، لتحقيق التوازن بين النمو الاقتصادي وتخفيض معدل التضخم، وبين الحفاظ على استقرار سعر الصرف. وعلى الجانب الأخر، أنه نتيجة لوجود علاقة سببية في الاتجاهين بين تغيرات كلاً من سعر الصرف والاحتياطيات الأجنبية من جانب وبين الدين الخارجي من جانب آخر، فإنه ينبغي الحفاظ على استقرار سعر الصرف وزيادة مقدار الاحتياطيات الدولية (على النحو السابق ذكره) لمنع تراكم الدين الخارجي وإبقاءه ضمن الحدود الآمنة. كما ينبغي البحث عن مصادر تمويل بديلة لتقليل الاعتماد على تمويل الديون والذي عادة ما تكون تكلفة خدمته كبيرة، خاصة وأن تنويع مصادر التمويل من خلال الشراكات بين الحكومة والقطاع الخاص أو الاستثمار الأجنبي المباشر، يمكن أن يساهم في خلق بيئة اقتصادية أكثر استقراراً تساهم إيجابياً في التأثير على سعر الصرف و الاحتياطيات الدولية، وتحد من الأثر السلبي الكبير للدين الخارجي عليهما.

وفي النهاية، ينبغي التأكيد على أن هذا البحث قد واجه عدة القيود عند إعداده. يتعلق القيد الأول بالمنهجية المطبقة، حيث تتأثر نتائج التحليل بالنموذج المستخدم، وطول فترة الإبطاء المختارة. فعند استخدام نماذج مختلفة لقياس نفس العلاقة، أو طرق مختلفة (معيار معلومات مختلف) لتحديد طول فترة الإبطاء، يمكن أن نحصل على نتائج مختلفة. ويتعلق القيد الثاني بنطاق الدراسة، إذ قد تكون هناك بعض المتغيرات الأخرى التي لم يتم أخذ أثرها في الاعتبار مثل معدل النمو الاقتصادي، ورصيد الموازنة العامة، وتكلفة خدمة الدين الخارجي، والاستثمار الأجنبي المباشر، وسعر الفائدة بين البنوك لليلة واحدة. وعليه، يمكن توسيع نطاق البحث في اتجاهات مختلفة. أولاً، يمكن دراسة العلاقة بين الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف في مصر باستخدام نموذج ARDL، أو دراسة تأثير طول فترة الإبطاء الذي تحدده معايير المعلومات المختلفة على النتائج التي تم الحصول عليها. ثانياً، يمكن إدخال بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية الجديدة في التحليل (كما سبق ذكره). ثالثاً، يمكن قياس أثر العلاقة بين سعر الصرف والاحتياطيات الدولية على سوق المال المصري خاصة في ظل ارتفاع نسبة رأس المال الساخن. كما يمكن قياس أثر صدمات أسعار النفط والصدمات النقدية العالمية وصدمات أسعار الغذاء العالمية على العلاقة سالفة الذكر.

المراجع :

أولاً : المراجع باللغة العربية

- البنك المركزي المصري، التقرير السنوي، أعداد مختلفة .
- البنك المركزي المصري (٢٠١٣), إنجازات مجلس إدارة البنك المركزي المصري خلال الفترة من ديسمبر ٢٠٠٣ وحتى ديسمبر ٢٠١٢, تقرير سنوي.
- بهاء جمال بسيوني محسن، (٢٠٢٣)، العلاقة بين الاستقرار المالي في القطاع المصرفي والأداء الاقتصادي الكلي في مصر: دراسة تحليلية وقياسية، رسالة دكتوراه غير منشورة، كلية التجارة، جامعة بنها.
- بهاء جمال بسيوني محسن،(٢٠٢٤)، أثر الأزمة الروسية الأوكرانية على أداء الاقتصاد المصري، المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والتجارية، المجلد الخامس، العدد (٢)، كلية التجارة، جامعة دمياط.
- جمال محمود عطية ووفاء سعد إبراهيم وإسراء محمد رفعت السيد، (٢٠٢١)، محددات الطلب على الاحتياطيات الدولية في مصر، المجلة العملية للبحوث والدراسات التجارية، المجلد الخامس والثلاثون، العدد (١)، كلية التجارة وإدارة الأعمال، جامعة حلوان.
- حسين عبدالمطلب الأسرج، (٢٠٠٥)، تحليل السياسة النقدية في مصر خلال الفترة (١٩٩٧-٢٠٠٤), مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا, العدد (٥)، جامعة حسيبة بن بوعلي بالشلف- الجزائر.
- ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين، (٢٠١٧)، العلاقة بين سوقي الأسهم والصرف الأجنبي: دراسة للحالتين المصرية والتركية، رسالة ماجستير غير منشورة، كلية التجارة، جامعة بنها.
- محمد عباس محمد علي إبراهيم، (٢٠١٨)، أثر الاحتياطيات الدولية على النمو الاقتصادي في مصر ١٩٩١- ٢٠١٨، المجلة العلمية للبحوث والدراسات التجارية، المجلد الخامس والثلاثون، العدد (٣)، كلية التجارة وإدارة الأعمال، جامعة حلوان.
- موسى جويفل سلمي جويفل، (٢٠٢١)، محددات الطلب على الاحتياطيات الدولية في مصر: تحليل قياسي باستخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة واختبار الحدود (ARDL and Bound Test)، المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة، العدد (٣)، كلية التجارة، جامعة عين شمس.
- ياسمين عمرو سليمان (٢٠١٤), دور البنك المركزي المصري في تطوير القطاع المصرفي ومواجهة الأزمات الاقتصادية، سلسلة أوراق بحثية, المعهد المصرفي العربي, عدد غير معروف.

ثانياً : المراجع باللغة الإنجليزية

- Abuh-Amasi, S. A., Joshua, N. J., & Onoyom, M. O. (2022). Determinants of International Reserves in Nigeria. *International Journal of Research and Innovation in Social Science*, 6(5), 287-297.
- Adewale, A. A., & Raji, L. A. (2023). Effect of Exchange Rate Fluctuation on External Reserve in Nigeria. *JPM: Journal of Perspectives in Management*, *7*, 1.
- Agarwal, J.P. (1971). Optimal Monetary Reserves for Developing Countries. *Review of World Economics*, 107, 254-271.
- Aizenman, J., Chinn, M. D., & Ito, H. (2010). The Emerging Global Financial Architecture: Tracing and Evaluating New Patterns of the Trilemma Configuration. *Journal of International Money and Finance*, 29(4), 615-641.
- Aizenman, J. & Marion, N. (2003). The High Demand for International Reserves in the Far East: What is Going on?. *Journal of the Japanese and International Economies*, 17 (3), 370 – 400.
- Aizenman, J., & Riera-Crichton, D. (2008). Real Exchange Rate and International Reserves in an Era of Growing Financial and Trade Integration. *The Review of Economics and Statistics*, 90(4), 812-815.
- Al-shawarby, S., & El-Mossallamy, M. (2019). Monetary-Fiscal Policies Interactions and Optimal Rules in Egypt. *Review of Economics and Political Science*, 4(2), 138-157.
- Ariyasinghe, A., & Cooray, N. S. (2021). The Nexus of Foreign Reserves, Exchange rate and Inflation: Recent Empirical Evidence from Sri Lanka. *South Asia Economic Journal*, 22(1), 29-72.
- Benli, M., Ekinci, A., & Orhan, B. (2022). The long-Run Effect of International Reserves on Economic Growth in Developing Economies. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 17(3), 822-836.
- Bird, G., & Rajan, R. (2003). Too Much of a Good Thing? The Adequacy of International Reserves in the Aftermath of Crises. *World Economy,* 26(6), 873-891.
- Calvo, G. A., & Reinhart, C. M. (2002). Fear of Floating. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(2), 379-408.

- Choi, C., & Baek, S. G. (2004). Exchange rate Regimes and International Reserves. *Myongji University and Hongik University Working Paper*.
- Danladi, J. (2009). External Reserves and Macroeconomic Performance. Unpublished Master's Thesis, University of Ibadan, Ibadan.
- Disyatat, P., & Galati, G. (2007). The Effectiveness of Foreign Exchange Intervention in Emerging Market Countries: Evidence from the Czech koruna. *Journal of International Money and Finance*, 26(3), 383-402.
- Elroukh, A. W. (2024). What Determines Egypt's Demand for Foreign Reserves?. *Jordan Journal of Economic Sciences*, 11(1), 1-15.
- Fang, Y., & Lu, L. (2011). Does a Correlation Exist between the Foreign Exchange Reserves and the Exchange Rate?: An Empirical Study of China. Master's Thesis, Umeå School of Business and Economics.
- Flood, P., & Marion, N. (2002). Holding International Reserves in an Era of High Capability Mobility. *IMF Working Paper*, International Monetary Fund WP/02/62.
- Frenkel, J. A., & Jovanovic, B. (1981). Optimal International Reserves: A Stochastic Framework. *the economic Journal*, *91*(362), 507-514.
- Friedman, M. (1986). The Resource Cost of Irredeemable Paper Money. *Journal of Political Economy*, 94, 642-647.
- Girton, L., Roper, D. (1977). A Monetary Model of Exchange Market Pressure Applied to the Postwar Canadian Experience. *American Economic Review*, 67, 537-548.
- Gokhale, M. S., & Raju, J. R. (2013). Causality between Exchange Rate and Foreign Exchange Reserves in the Indian Context. *Global Journal of Management and Business Research Finance*, 13(7), 6-12.
- Grubel, H. G. (1984). The International Monetary System: Efficiency and Practical Alternatives. *Penguin Group USA*.
- Hailat, M., Magableh, S., & Ababneh, H. (2023). Foreign Reserves Under Chronic Trade Deficit in Developing Context, an ARDL Approach: Evidence from Jordan. *Montenegrin Journal of Economics*, 19(4), 79-87.

- Hausmann, R., Panizza, U., & Stein, E. (2001). Why do Countries Float the Way they Float?. *Journal of Development Economics*, 66(2), 387-414.
- Helmy, O., Fayed, M., & Hussien, K. (2018). Exchange Rate Pass-Through to Inflation in Egypt: A Structural VAR Approach. *Review of Economics and political science*, 3(2).
- Hoshikawa, T. (2012). Regime Shift of Japanese Foreign Exchange Policy: Some Findings. *Applied Economics Letters*, 19(1), 25-28.
- Jacob, R., & Magungu, A. (2023). Relationship between Foreign Exchange Reserves and Economic Growth in Tanzania: Application of Wald Granger-Causality Test. *Rural Planning Journal*, 25(2), 102-119.
- Jiang, Z., & Yoon, S. M. (2024). Interdependence between Foreign Exchange Rate and International Reserves: Fresh Evidence from China. *Research in International Business and Finance*, 69, 1-36.
- Kalu, E. U., Ugwu, O. E., Ndubuaku, V. C., & Ifeanyi, O. P. (2019). Exchange Rate and Foreign Reserves Interface: Empirical Evidence from Nigeria. *The Economics and Finance Letters*, *6*(1), 1-8.
- Kasman, A., & Ayhan, D. (2008). Foreign Exchange Reserves and Exchange Rates in Turkey: Structural Breaks, Unit Roots and Cointegration. *Economic Modeling*, 25(1), 83-92.
- Kelikume, I., & Nwani, S. E. (2019). A vector Autoregression Analysis of the Efficacy of External Reserves Management on Exchange Rate Stability: Evidence from Nigeria. *Journal of Economics, Management and Trade*, 24(5), 1-11.
- Koop, G. (2005). Analysis of Economic Data. 2nd ed., John Wiley & Sons Ltd.
- Korinek, A., & Serven, L. (2016). Undervaluation through Foreign Reserve Accumulation: Static Losses, Dynamic Gains. *Journal of International Money and Finance*, 64, 104–136.
- Lee, Y., & Yoon, S. M. (2020). Relationship between International Reserves and FX Rate Movements. Sustainability Journal, 12(17), 6961.
- Lehto, T. (1994). The Level of a Central Bank's International Reserves: Theory and Cross-Country Analysis. *Bank of Finland Discussion Papers* (No. 15/1994).

- Lopotenco, V., & Dziubeţcaia, T. (2022). Relationship between Exchange rate and Foreign Exchange Reserves. *International Journal of Innovative Technologies in Economy*, 40(4), 1-6.
- Loretta, N. N., & Vincent, A. A. (2021). Effect of Exchange Rate Fluctuation and Foreign Reserves on Macroeconomic Performance in Nigeria, *International Journal of Multidisciplinary Research and Analysis*, 4, 1361-1369.
- Marjanović, I., & Marković, M. (2019). Causality between Exchange Rates and Foreign Exchange Reserves: Serbian Case. Facta Universitatis, Series: Economics and Organization, 16(4), 443-459.
- Mendoza, R. U. (2010). Was the Asian Crisis a Wake-up Call? : Foreign Reserves as Self-Protection. *Journal of Asian Economics*, 21(1), 1-19.
- Onyendi, H. U. (2023). Causal Relationship between External Reserves and Foreign Exchange Liquidity: Evidence from Nigeria. *Journal of Banking*, 11(2), 1-29.
- Rodrik, D. (2006). The Social Cost of Foreign Exchange Reserves. *International Economic Journal*, 20 (3), 253-266.
- Sarno, L., & Taylor, M. P. (2001). Official Intervention in the Foreign Exchange Market: Is it Effective and, if so, how does it Work?. *Journal of Economic Literature*, 39(3), 839-868.
- Sula, O., & Oguzoglu, U. (2021). International Reserves and Economic Growth. *International Review of Economics & Finance*, *72*, 16-28.
- Tiwari, A. K., & Kyophilavong, P. (2017). Exchange Rates and International Reserves in India: A Frequency Domain Analysis. *South Asia Economic Journal*, 18(1), 76-93.
- Wijnbergen, V. S. (1990). Cash/Debt Buy- backs and the Insurance Value of Reserves, *Journal of International Economies*, 29, 23-31.
- Yemisi, A. D., & Adeyinka, A. E. (2023). Nexus between Exchange Rate and Foreign Reserves on Economic Growth in Nigeria (1980-2020). *Journal of Economics, Finance and Management Studies*, 6(09), 4442-4452.
- Zaki, C., Ehab, M. & Abdallah, A. (2017). How Do Trade Margins Respond to the Exchange Rate? The Case of Egypt". *Journal of African Trade*, 6(1-2), 60-80.

الملحق

جدول (١): تعريف متغيرات الدراسة ومصادر الحصول ليها.

المتغير	التفسير	مصدر البيانات
سعر الصرف الحقيقي الفعال REER	يُعرف سعر الصرف الحقيقي الفعال- وفقا لتعريف البنك الدولي- بأنه سعر الصرف الفعلي الاسمي (مقياس لقيمة العملة المحلية مقابل المتوسط المرجح لعدد من العملات الأجنبية) مقسوماً على الرقم القياسي للأسعار مضروباً في مائة.	قاعدة بيانات bruegel
إجمالي الاحتياطيات الدولية TIR	هو اجمالي الأصول الأجنبية لدي البنك المركزي المصري والمستثمرة في الخارج (لدي غير المقيمين)، وتتكون من الذهب (علي أساس تقييمها شهرياً)، ووحدات حقوق السحب الخاصة، والاستثمارات في الأوراق المالية الأجنبية، والودائع لدي المراسلين بالخارج، واتفاقات الدفع المبرمة مع بعض الدول، والاحتياطيات لدي صندوق النقد الدولي.	النشرات الاحصائية للبنك المركزي المصري (CBE)
سعر الفائدة على الإقراض IR	هو السعر الذي تتقاضاه البنوك على القروض المقدمة للعملاء الرئيسيين، والذي يتحدد بناءً على قرارات لجنة السياسة النقدية بالبنك المركزي المصري.	قاعدة بيانات IFS
الرقم الأساسي لأسعار المستهلكين Core- CPI	يمثل الرقم القياسي لأسعار المستهلكين مستبعداً منه بعض السلع التي تتحدد أسعارها إدارياً (تمثل ٤,٩١٪ من السلة السلعية للمستهلكين)، والسلع الغذائية الأكثر تقلباً نتيجة صدمات العرض المؤقتة.	النشرات الإحصائية للبنك المركزي المصري (CBE)
الانفتاح التجاري OT	هو إجمالي الصادرات والواردات من السلع والخدمات مقسوماً على الناتج المحلي الإجمالي.	قاعدة بيانات FRED
الدين الخارجي كنسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي Ex-Debt	هو إجمالي الدين الخارجي (مبلغ الخصوم الجارية الفعلية المستحق على المقيمين في اقتصاد ما، في أي وقت، لغير المقيمين والتي تقتضي أداء مدفوعات من جانب المدين لسداد الفائدة و / أو المبلغ الأصلي عند نقطة أو نقاط زمنية مينه) مقسوماً على الناتج المحلي الإجمالي.	قاعدة بيانات FRED

المصدر: إعداد الباحث

جدول (٢): نتائج اختبار ديكي فولر الموسع (ADF) للمغيرات محل الدراسة.

المتغير	قيمة احصائية ADF المحسوبة	قيمة الاحتمالية للخطأ p-value	درجة التكامل الفردية
TIR	-1.272672(C)	0.6425	$I(1)$
ΔTIR	-8.453736(N)	*0.0000	$I(0)$
REER	-2.018267(C)	0.2789	$I(1)$
ΔREER	-14.16950 (N)	*0.0000	$I(0)$
IR	0.432145 (C+T)	0.9991	$I(1)$
ΔIR	-5.224934(N)	*0.0000	$I(0)$
Core –CPI	-2.293430 (c)	0.1750	$I(1)$
ΔCore-CPI	-11.10358 (N)	*0.000	$I(0)$
OT	-2.977606(C+T)	0. 1557	$I(1)$
ΔOT	-2.832099 (N)	*0.0047	$I(0)$
Ex-Debt	-2.737273 (C+T)	0.2227	$I(1)$
ΔEx-Debt	-3.051866(N)	*0.0024	$I(0)$

ملاحظات:

١- تشير **Δ** إلى معدل التغير (الفرق الأول).
٢- تشير **N** إلى أن المعادلة المستخدمة في إجراء اختبار ADF لا تحتوي على ثابت أو اتجاه.
٣- تشير **C** إلى أن المعادلة المستخدمة في إجراء اختبار ADF تحتوي على ثابت.
٤- تشير **C&T** إلى أن المعادلة المستخدمة في إجراء اختبار ADF تحتوي على ثابت واتجاه.
٥- تعني * أنه يتم رفض فرضية العدم بوجود جذر للوحدة، ومن ثم فإن السلسلة محل الاهتمام ساكنة.

المصدر: إعداد الباحث باستخدام حزمة Eviews-10.

جدول (٣): معايير اختيار فترات الإبطاء للنموذج

فترات	LR	AIC	SC	HQ
0	NA	5.794641	5.884608	5.830936
1	5647.170	-19.32865	-18.69888	-19.07459
2	512.3754	-21.38635	-20.21678*	-20.91452*
3	88.28158*	-21.49233*	-19.78296	-20.80273
4	67.32544	-21.50794	-19.25878	-20.60057
5	38.31063	-21.38702	-18.59806	-20.26188
6	33.02428	-21.24461	-17.91585	-19.90171
7	44.37645	-21.16878	-17.30022	-19.60811
8	27.02936	-21.00454	-16.59618	-19.22609

* تشير إلى عدد فترات الإبطاء التى تم اختيارها طبقاً للمعيار المناظر

المصدر : إعداد الباحث باستخدام حزمة Eviews-10 .

جدول (٤): نتائج اختبار التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة باستخدام اختبار Johansen .

عدد علاقات التكامل المشترك	القيمة الذاتية	اختبار التتبع		اختبار أقصى إحصاء	
		إحصائية التتبع	القيمة الحرجة عند مستوى معنوية (٥٪)	إحصائية أقصى إحصاء	القيمة الحرجة عند مستوى معنوية (٥٪)
لا يوجد*	0.224455	145.4408	95.75366	59.22623	40.07757
بحد أقصى (1)*	0.193903	86.21457	69.81889	50.22343	33.87687
بحد أقصى (2)	0.073204	35.99113	47.85613	17.71317	27.58434
بحد أقصى (3)	0.050779	18.27797	29.79707	12.14252	21.13162
بحد أقصى (4)	0.023741	6.135447	15.49471	5.598329	14.26460
بحد أقصى (5)	0.002303	0.537118	3.841466	0.537118	3.841466

*** يشير إلى رفض الفرضية عند مستوى معنوية ٥٪.**

المصدر: إعداد الباحث باستخدام حزمة Eviews-10.

الجدول (٥) : نتائج اختبار سببية جرانجر بين متغيرات النموذج

فرضية العدم	F-Statistic	Prob
معدل التضخم لا يسبب جرانجر سعر الفائدة	9.53273	0.0034
سعر الفائدة لا يسبب جرانجر معدل التضخم	5.08590	0.0020
الدين الخارجي لا يسبب جرانجر سعر الفائدة	3.47196	0.0169
سعر الفائدة لا يسبب جرانجر الدين الخارجي	0.83354	0.4767
الاحتياطيات الدولية لا يسبب جرانجر سعر الفائدة	0.40007	0.7531
سعر الفائدة لا يسبب جرانجر الاحتياطيات الدولية	2.36760	0.0716
الانفتاح التجاري لا يسبب جرانجر سعر الفائدة	2.41030	0.0353
سعر الفائدة لا يسبب جرانجر الانفتاح التجاري	1.24971	0.2925
سعر الصرف لا يسبب جرانجر سعر الفائدة	1.00307	0.0322
سعر الفائدة لا يسبب جرانجر سعر الصرف	4.49935	0.0043
الدين الخارجي لا يسبب جرانجر معدل التضخم	2.24528	0.0838
معدل التضخم لا يسبب جرانجر الدين الخارجي	0.47804	0.6979
الاحتياطيات الدولية لا يسبب جرانجر معدل التضخم	1.70126	0.1676
معدل التضخم لا يسبب جرانجر الاحتياطيات الدولية	0.92608	0.4289
الانفتاح التجاري لا يسبب جرانجر معدل التضخم	3.69085	0.0127
معدل التضخم لا يسبب جرانجر الانفتاح التجاري	0.62373	0.6003
سعر الصرف لا يسبب جرانجر معدل التضخم	1.68620	0.1708
معدل التضخم لا يسبب جرانجر سعر الصرف	1.25975	0.2860
الاحتياطيات الدولية لا يسبب جرانجر الدين الخارجي	0.51859	0.0399
الدين الخارجي لا يسبب جرانجر الاحتياطيات الدولية	4.85070	0.0027
الانفتاح التجاري لا يسبب جرانجر الدين الخارجي	2.95073	0.0535
الدين الخارجي لا يسبب جرانجر الانفتاح التجاري	1.05680	0.3683
سعر الصرف لا يسبب جرانجر الدين الخارجي	6.14686	0.0005
الدين الخارجي لا يسبب جرانجر سعر الصرف	4.09235	0.0074
الانفتاح التجاري لا يسبب جرانجر الاحتياطيات الدولية	2.23537	0.0849
الاحتياطيات الدولية لا يسبب جرانجر الانفتاح التجاري	0.60272	0.6139
الانفتاح التجاري لا يسبب جرانجر سعر الصرف	1.12860	0.3383
سعر الصرف لا يسبب جرانجر الانفتاح التجاري	4.46847	0.0045
سعر الصرف لا يسبب جرانجر الاحتياطيات الدولية	2.67933	0.0313
الاحتياطيات الدولية لا يسبب جرانجر سعر الصرف	2.58817	0.0432

المصدر: إعداد الباحث باستخدام حزمة Eviews-10.

الجدول (٦): نتائج نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM)

Vector Error Correction Estimates
Sample (adjusted): 2005M05 2024M09
Included observations: 233 after adjustments

Cointegrating Eq:	**CointEq1**					
ln REER (-1)	1.000000					
ln OT (-1)	0.504338					
	(0.05019)					
	[10.0490]					
*ln*In- reserves (-1)	-0.209670					
	(0.03933)					
	[-5.33152]					
ln Ex-debt (-1)	0.231602					
	(0.04073)					
	[5.68598]					
*ln*CORE_CPi (-1)	0.085088					
	(0.02015)					
	[4.22246]					
IR (-1)	0.017432					
	(0.00507)					
	[3.43898]					
C	-5.758756					
Error Correction:	**D(*ln* REER)**	**D(*ln* OT)**	**D(*ln*In- reserves)**	**D(*ln* Ex-debt)**	**D(*ln*CORE_CPi)**	**D(IR)**
CointEq1	-0.166777	-0.006808	0.173098	-0.010137	-0.453398	1.829217
	(0.04188)	(0.00508)	(0.04705)	(0.00690)	(0.15349)	(0.32981)
	[-3.98181]	[-1.33902]	[3.67867]	[-1.46897]	[-2.95398]	[5.54633]
D(*ln* REER (-1))	0.064341	0.009416	-0.082003	0.014146	0.103997	-1.090049
	(0.08649)	(0.01050)	(0.09717)	(0.01425)	(0.31696)	(0.68107)
	[0.74388]	[0.89687]	[-0.84390]	[0.99270]	[0.32811]	[-1.60049]
D(*ln* REER (-2))	0.055873	0.014862	-0.280216	0.027516	0.691140	-0.778687
	(0.08313)	(0.01009)	(0.09340)	(0.01370)	(0.30465)	(0.65462)
	[0.67208]	[1.47281]	[-3.00029]	[2.00903]	[2.26865]	[-1.18953]
D(*ln* REER (-3))	0.050591	0.017043	-0.022451	0.074736	-0.164747	-0.917336
	(0.08441)	(0.01025)	(0.09483)	(0.01391)	(0.30933)	(0.66469)
	[0.59933]	[1.66333]	[-0.23675]	[5.37395]	[-0.53259]	[-1.38010]
D(*ln* OT (-1))	-1.083490	0.601820	0.082018	-0.156397	-4.114659	16.28096
	(0.69954)	(0.08491)	(0.78589)	(0.11525)	(2.56347)	(5.50828)
	[-1.54886]	[7.08750]	[0.10436]	[-1.35704]	[-1.60511]	[2.95572]
D(*ln* OT (-2))	0.302920	0.306098	-0.327090	0.007340	2.808720	-10.90746
	(0.78970)	(0.09586)	(0.88718)	(0.13010)	(2.89386)	(6.21822)
	[0.38359]	[3.19328]	[-0.36869]	[0.05641]	[0.97058]	[-1.75411]

D(*ln* OT (-3))	0.050555	-0.029672	1.215565	0.065846	3.477239	0.396216
	(0.72698)	(0.08824)	(0.81671)	(0.11977)	(2.66403)	(5.72436)
	[0.06954]	[-0.33624]	[1.48836]	[0.54977]	[1.30526]	[0.06922]
D(*ln*In- reserves (-1))	0.027888	0.002991	-0.053938	0.008913	-0.150628	-0.285513
	(0.05997)	(0.00728)	(0.06737)	(0.00988)	(0.21976)	(0.47221)
	[0.46503]	[0.41086]	[-0.80060]	[0.90213]	[-0.68542]	[-0.60463]
D(*ln*In- reserves (-2))	-0.113108	-0.000342	0.189219	0.007505	0.413822	-0.002166
	(0.05785)	(0.00702)	(0.06499)	(0.00953)	(0.21198)	(0.45548)
	[-1.95534]	[-0.04864]	[2.91170]	[0.78751]	[1.95222]	[-0.00475]
D(*ln*In- reserves (-3))	-0.049558	-0.000851	0.112809	-0.028402	-0.079896	-0.083144
	(0.05975)	(0.00725)	(0.06713)	(0.00984)	(0.21896)	(0.47048)
	[-0.82942]	[-0.11733]	[1.68057]	[-2.88521]	[-0.36490]	[-0.17672]
D(*ln* Ex-debt (-1))	0.911704	0.111129	-0.626356	0.978797	4.664669	-10.24071
	(0.47163)	(0.05725)	(0.52984)	(0.07770)	(1.72829)	(3.71369)
	[1.93309]	[1.94117]	[-1.18215]	[12.5970]	[2.69901]	[-2.75756]
D(*ln* Ex-debt (-2))	-0.739842	-0.058130	0.736594	0.035025	-2.043543	5.796835
	(0.61743)	(0.07495)	(0.69364)	(0.10172)	(2.26257)	(4.86171)
	[-1.19826]	[-0.77563]	[1.06193]	[0.34433]	[-0.90320]	[1.19234]
D(*ln* Ex-debt (-3))	0.221907	0.021165	-0.887685	0.004464	-0.302194	-2.170471
	(0.47037)	(0.05709)	(0.52842)	(0.07749)	(1.72366)	(3.70374)
	[0.47177]	[0.37070]	[-1.67987]	[0.05760]	[-0.17532]	[-0.58602]
D(*ln*CORE_CPi (-1))	-0.009669	-0.001194	-0.003926	0.000467	0.297187	0.263376
	(0.01802)	(0.00219)	(0.02025)	(0.00297)	(0.06604)	(0.14191)
	[-0.53651]	[-0.54598]	[-0.19393]	[0.15721]	[4.50004]	[1.85599]
D(*ln*CORE_CPi (-2))	0.025766	0.000122	-0.007174	-0.000616	-0.091982	-0.031995
	(0.01862)	(0.00226)	(0.02092)	(0.00307)	(0.06824)	(0.14664)
	[1.38355]	[0.05384]	[-0.34292]	[-0.20074]	[-1.34783]	[-0.21818]
D(*ln*CORE_CPi (-3))	-0.000977	0.000319	0.008051	0.000689	-0.072891	0.140185
	(0.01774)	(0.00215)	(0.01993)	(0.00292)	(0.06502)	(0.13971)
	[-0.05504]	[0.14819]	[0.40393]	[0.23559]	[-1.12111]	[1.00343]
D(IR (-1))	-0.014256	0.000727	-0.004116	0.001553	0.042052	0.123049
	(0.01020)	(0.00124)	(0.01146)	(0.00168)	(0.03737)	(0.08030)
	[-1.39788]	[0.58767]	[-0.35920]	[0.92456]	[1.12522]	[1.53227]
D(IR (-2))	0.019387	-0.000465	-0.019078	0.002074	0.074468	-0.010018
	(0.01011)	(0.00123)	(0.01136)	(0.00167)	(0.03705)	(0.07961)
	[1.91755]	[-0.37921]	[-1.67966]	[1.24506]	[2.00994]	[-0.12584]
D(IR (-3))	0.026105	0.002334	-0.019736	0.002642	-0.017737	0.016742
	(0.01023)	(0.00124)	(0.01149)	(0.00169)	(0.03748)	(0.08053)
	[2.55239]	[1.87989]	[-1.71766]	[1.56811]	[-0.47324]	[0.20789]
C	-0.003490	-0.000545	0.008736	-0.000523	-0.001289	0.074151
	(0.00341)	(0.00041)	(0.00383)	(0.00056)	(0.01250)	(0.02685)
	[-1.02324]	[-1.31683]	[2.28013]	[-0.93122]	[-0.10316]	[2.76122]
R-squared	0.211833	0.813827	0.190071	0.878408	0.226610	0.370639

Adj. R-squared	0.141527	0.797220	0.117824	0.867562	0.157623	0.314499
Sum sq. resids	0.423854	0.006245	0.534944	0.011504	5.691749	26.27982
S.E. equation	0.044609	0.005415	0.050115	0.007349	0.163468	0.351254
F-statistic	3.013008	49.00522	2.630844	80.98769	3.284789	6.602035
Log likelihood	404.4330	895.7830	377.3149	824.6095	101.8378	-76.38203
Akaike AIC	-3.299854	-7.517451	-3.067081	-6.906520	-0.702470	0.827314
Schwarz SC	-3.003627	-7.221225	-2.770854	-6.610293	-0.406244	1.123540
Mean dependent	-0.000135	-0.001817	0.003922	0.002433	0.007566	0.055037
S.D. dependent	0.048145	0.012024	0.053356	0.020195	0.178106	0.424246
Log likelihood	2623.477					
Akaike information criterion	-21.43757					
Schwarz criterion	-19.57134					
Number of coefficients	126					

المصدر: إعداد الباحث باستخدام حزمة Eviews-10.

جدول (٧): نتائج اختبارات فحص بواقي النموذج

VEC Residual Serial Correlation LM Tests		
Sample: 2005M01 2024M09		
Included observations: 233		
Lag	**Rao F-Stat**	Prob
1	1.182822	0.2149
2	0.992030	0.4985
3	0.815562	0.9115
4	0.905698	0.7725
5	0.978120	0.5661
6	0.960402	0.6394
7	1.157865	0.0655
VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)		
Heteroskedasticity Test: White		
Chi-sq	549.877	
Prob	0.4162	
VEC Residual Normality Tests		
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)		
Chi-sq	2571.309	
Prob	0.0633	

المصدر: إعداد الباحث باستخدام حزمة Eviews-10.

الجدول (٨) : نتائج اختبار والد Wald Test

Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	31.73307	18	0.0236
Null Hypothesis: C(2)=C(3)=C(4)=C(5)=C(6)=C(7)=C(8)=C(9)=C(10)=C(11)=C(12)=C(13)=C(14)=C(15)=C(16)=C(17)=C(18)=C(19)=0			
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)		Value	Std. Err.
C(2)		0.064341	0.086495
C(3)		0.055873	0.083135
C(4)		0.050591	0.084414
C(5)		-1.083490	0.699541
C(6)		0.302920	0.789702
C(7)		0.050555	0.726983
C(8)		0.027888	0.059970
C(9)		-0.113108	0.057846
C(10)		-0.049558	0.059750
C(11)		0.911704	0.471631
C(12)		-0.739842	0.617428
C(13)		0.221907	0.470367
C(14)		-0.009669	0.018022
C(15)		0.025766	0.018623
C(16)		-0.000977	0.017742
C(17)		-0.014256	0.010199
C(18)		0.019387	0.010110
C(19)		0.026105	0.010228
Restrictions are linear in coefficients.			

المصدر: إعداد الباحث باستخدام حزمة Eviews-10.

الجدول (٩): نتائج تحليل مكونات التباين لمتغيرات نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM

تحليل مكونات التباين لمتغير سعر الفائدة						
Period	**IR**	***ln*CORE_CPi**	***ln* Ex- debt**	***ln*In- reserves**	***ln* OT**	***ln* REER**
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
6	79.01045	7.915651	0.155988	3.434721	4.345327	5.137858
12	59.89973	10.23116	1.078419	7.195441	6.795282	14.79997
18	50.81560	9.712920	4.648283	8.922646	6.709542	19.19101
24	46.25605	8.843991	8.856118	9.612482	5.711461	20.71990
36	42.32631	7.673446	14.94985	10.10217	3.768314	21.17991
48	40.97266	7.207874	17.69971	10.38245	2.648363	21.08894
60	40.45145	7.072201	18.71953	10.62694	2.042682	21.08719
تحليل مكونات التباين لمتغير معدل التضخم						
Period	**IR**	***ln*CORE_CPi**	***ln* Ex- debt**	***ln*In- reserves**	***ln* OT**	***ln* REER**
1	0.678774	99.32123	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
6	8.042425	82.63097	6.744840	1.410211	0.417879	0.753680
12	9.550546	65.96716	19.51073	2.636579	0.998241	1.336740
18	10.11489	53.65451	29.24171	3.491079	1.585739	1.912068
24	10.16734	46.02109	35.27067	4.186764	1.815487	2.538653
36	9.823912	38.35814	40.80722	5.349398	1.875228	3.786102
48	9.452671	34.99481	42.63259	6.234408	1.903713	4.781807
60	9.193648	33.16030	43.35963	6.846462	1.989613	5.450340
تحليل مكونات التباين لمتغير الدين الخارجي						
Period	**IR**	***ln*CORE_CPi**	***ln* Ex- debt**	***ln*In- reserves**	***ln* OT**	***ln* REER**
1	0.056569	0.028676	99.91476	0.000000	0.000000	0.000000
6	0.006191	0.090163	94.22549	0.095965	1.640853	3.941337
12	0.657863	0.061381	87.79334	0.650162	4.912068	5.925182
18	1.112511	0.064634	83.57190	0.963354	9.047941	5.239664
24	1.118160	0.083974	79.68851	1.049915	13.63476	4.424674
36	0.813431	0.117962	72.56262	1.032627	22.17232	3.301045
48	0.591384	0.128391	67.29824	0.994957	28.26022	2.726814
60	0.466318	0.126299	63.97403	0.982936	32.01095	2.439464
تحليل مكونات التباين لمتغير الاحتياطيات الدولية						
Period	**IR**	***ln*CORE_CPi**	***ln* Ex- debt**	***ln*In- reserves**	***ln* OT**	***ln* REER**
1	0.821955	0.015664	0.002509	99.15987	0.000000	0.000000
6	1.932736	0.913046	0.236783	94.88597	0.711899	1.319567
12	2.253709	1.475007	0.564085	83.90874	5.052682	6.745774

18	1.406187	1.877489	3.558789	71.99977	9.685444	11.47232
24	1.126596	1.984360	8.558954	61.67171	12.13332	14.52506
36	1.236079	1.864177	17.95710	49.26128	12.60549	17.07587
48	1.317912	1.730613	23.38579	44.15230	11.60510	17.80829
60	1.302332	1.661023	26.05712	42.05681	10.79200	18.13072
تحليل مكونات التباين لمتغير الانفتاح التجاري						
Period	**IR**	***ln*CORE_CPi**	***ln* Ex- debt**	***ln*In- reserves**	***ln* OT**	***ln* REER**
1	2.730116	0.236799	36.87383	0.000997	60.15826	0.000000
6	2.858884	1.075051	49.11544	0.105803	46.14597	0.698848
12	4.591073	1.162440	56.85804	0.069419	36.28016	1.038861
18	5.473864	1.277203	62.30545	0.058348	29.91568	0.969454
24	5.832881	1.432851	66.17915	0.064619	25.66822	0.822287
36	5.931324	1.759279	70.75039	0.108139	20.88865	0.562219
48	5.803930	2.022045	72.86023	0.167766	18.73684	0.409194
60	5.677589	2.198682	73.82365	0.219148	17.75871	0.322220
تحليل مكونات التباين لمتغير سعر الصرف						
Period	**IR**	***ln*CORE_CPi**	***ln* Ex- debt**	***ln*In- reserves**	***ln* OT**	***ln* REER**
1	21.53371	0.175076	2.536291	1.575975	0.002233	74.17672
6	21.18237	1.751658	4.281950	1.529460	4.856586	66.39797
12	18.90836	3.484903	20.79722	1.110505	10.89084	44.80817
18	19.39228	4.067010	40.22461	1.543209	10.54139	24.23150
24	19.41886	3.806501	52.54547	2.075480	7.938392	14.21530
36	18.87214	3.216223	63.85318	2.589914	4.369862	7.098682
48	18.42604	2.985281	68.06923	2.794127	2.950748	4.774576
60	18.19916	2.943686	69.92847	2.923516	2.319692	3.685476

المصدر: إعداد الباحث باستخدام حزمة Eviews-10.

Relationship between International Reserves and Exchange Rate in Egypt

Abstract:

This study aimed to measure the relationship between international reserves and the exchange rate in Egypt over the period from January 2003 to September 2024 using the vector error correction model (VECM). The variables used Include real effective exchange rate, total international reserves, lending interest rate, Core -CPI, trade openness, and external debt as a percentage of GDP. It's assumed that: There is a long-term relationship between international reserves and the exchange rate in Egypt during the same period. The results revealed the existence of a long-term relationship between the study variables according to the Johansen test. The Granger causality test confirmed the existence of relationship between international reserves and the exchange rate in Egypt in the short-run. In addition, the results of estimating the vector error correction model indicate the existence of a long-term causal relationship between the exchange rate (as a dependent variable) and the other study variables. Therefore, the study mainly recommends that monetary policy makers in Egypt should increase foreign exchange reserves on the one hand to mitigate the negative effects of future crises on the exchange rate, improve Egypt's credit rating in order to attract foreign direct and indirect investment (FDI) and portfolio investments, and implement several financial and monetary reforms that would reduce the negative impact of an unstable foreign exchange rate on external reserves on the other hand.

Keywords: International Reserves, Foreign Exchange Rate, Cointegration Test, Granger Causality Test, Vector Error Correction Model (VECM).