

## التأثير غير المتماثل لسعر الصرف الحقيقي على عجز الميزان التجاري والنتاج المحلي في مصر

د. أحمد محمد وجيد قمرّة

### مستخلص

تهدف الدراسة إلى تناول التأثير غير المتماثل لتغيرات سعر الصرف الحقيقي على عجز الميزان التجاري والنتاج المحلي في مصر، باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL) بالإعتماد على بيانات سنوية خلال الفترة (1975 - 2022)، وتوصلت الدراسة إلى وجود عدم تماثل في تأثيرات التغيرات الحقيقية في أسعار الصرف على عجز الميزان التجاري والنتاج المحلي في الأجلين القصير والطويل، وتشير النتائج أن عجز الميزان التجاري يتأثر سلباً بارتفاع سعر الصرف، وعلى العكس يؤثر انخفاض سعر الصرف إيجابياً على عجز الميزان التجاري في الأجلين القصير والطويل، ومن ناحية أخرى يتأثر الناتج المحلي سلباً بارتفاع سعر الصرف وإيجابياً بانخفاض سعر الصرف في الأجلين القصير والطويل.

**كلمات مفتاحية:** التأثير غير المتماثل، سعر الصرف الحقيقي، عجز الميزان التجاري، الناتج المحلي، نموذج (NARDL).

### Abstract:

*This study aims to examines the asymmetric effects of real exchange rate changes on the trade balance deficit and domestic output in Egypt. the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) model. relying on annual data during the period (1975 - 2022), we find evidence of asymmetries in the effects of real exchange changes on the trade balance deficit and domestic output. Overall, the results suggest that the trade balance deficit was negatively affected by the rise in the exchange rate, and on the contrary, the decrease in the exchange rate affected it positively in the long and short run. From the other hand, the domestic output is negatively affected with an increase in the exchange rate, whereas is positive with a decrease in the exchange rate in the long and short run.*

**Key Words:** Asymmetric effects, Real exchange rate, trade balance deficit, Domestic output, NARDL Model.

١- مقدمة:

يعتبر سعر الصرف أحد أهم أدوات السياسة الاقتصادية التي تستخدمها الدولة لتحقيق النمو والتوازن الاقتصادي من خلال التأثير على مختلف المتغيرات الاقتصادية الكلية الرئيسية مثل الصادرات والواردات والميزان التجاري والإستهلاك والإستثمار والأجور وأسعار الفائدة، وغيرها من أهداف الاقتصاد الكلي المرغوبة التي لا يمكن تحقيقها والحفاظ عليها إلا بمساعدة سعر صرف تنافسي في الدولة، ويشكل سعر الصرف عنصراً رئيسياً في القدرة التنافسية حيث يؤدي انخفاض قيمة العملة إلى زيادة الأسعار النسبية للواردات، وانخفاض أسعار الصادرات من خلال تحفيز الإنتاج المحلي واستخدام المزيد من المدخلات المحلية، من ثمّ يصحح العجز في الميزان التجاري ويعزز الناتج المحلي والتوظيف عن طريق تحول الطلب الأجنبي والمحلي نحو السلع المحلية.

ويستمر هذا التأثير المتوقع لانخفاض قيمة العملة أو تخفيض قيمتها على الميزان التجاري إذا تم استيفاء شرط مارشال- ليرنر الذي ينص على أن تخفيض قيمة العملة المحلية يعمل على تحسين وضع الميزان التجاري فقط إذا كانت مرونة الطلب المحلي على الواردات والطلب الخارجي على الصادرات أكبر من الواحد. ومع ذلك، غالباً ما لا يتحقق هذا التحسن في الميزان التجاري إلا على المدى الطويل، لأنه في وقت انخفاض قيمة العملة، تم الاتفاق على أوامر شراء أو عقود سابقة لكميات الاستيراد والتصدير، وفترة التكيف في سلوك المستهلكين والمنتجين استجابة لتغيرات الأسعار، ومن ثمّ لا يتأثر الميزان التجاري على الفور، وفي الأجل القصير تميل تغيرات الأسعار إلى أن يكون لها تأثير فوري على القيم الاسمية للواردات مما يؤدي إلى ارتفاع قيمة الواردات وحدوث تدهور فوري في الميزان التجاري. وعلى المدى الطويل يتكيف الميزان التجاري وفقاً لسعر الصرف الجديد، ومن ثمّ تنخفض القيمة الإجمالية للواردات وترتفع القيمة الإجمالية للصادرات حيث يؤدي انخفاض قيمة العملة إلى تحسن الميزان التجاري، وتسمى هذه الظاهرة بمنحنى "J" الذي يوضح التأثير قصير وطويل الأجل الناتج عن انخفاض قيمة العملة على الميزان التجاري. حيث تم اقتراح تأثير منحنى "J" لأول مرة من قبل (Magee, 1973) والذي يفسر آلية تغيرات سعر الصرف في الأجل القصير (طالما لم يتم استيفاء شرط مارشال - ليرنر) وفي الأجل الطويل (عندما يتم استيفاء شرط مارشال- ليرنر).

ولقد تم إجراء العديد من الدراسات لاختبار أثر سعر الصرف على الميزان التجاري في كل من الدول المتقدمة والنامية على مدى العقود الماضية، وتوصلت العديد من الدراسات إلى أن انخفاض قيمة العملة يؤدي إلى تحسن الميزان التجاري (Bahmani-Oskooee et al.,2001- Gomes& Paz,2005 -Yol& Baharumshah,2007- Hunegnaw& Kim,2017)، وعلى عكس الفئة الأولى، أكدت بعض الدراسات أن انخفاض قيمة العملة له آثار سلبية على الميزان التجاري (Shahbaz et al.,2012)

(Phan & Jeong, 2015)، بينما وجدت بعض الدراسات الحديثة أن سعر الصرف له تأثيرات غير متماثلة على الميزان التجاري، مما يعني أن انخفاض سعر الصرف له نفس التأثيرات على الميزان التجاري مثل الزيادة في سعر الصرف (Bahmani- Oskooee & Halicioglu, 2017- Bahmani-Oskooee & Aftab, 2018 - Bahmani-Oskooee & Kanitpong, 2019 – Bao & Le, 2021- Truong & Van vo, 2023). ومن ناحية أخرى، تؤثر تغيرات أسعار الصرف على الناتج المحلي الإجمالي من خلال جانبي الطلب والعرض الكلي حيث يمكن أن يؤدي تخفيض أو انخفاض قيمة العملة إلى زيادة الناتج المحلي من خلال تأثيره على الطلب الكلي من خلال تحسين القدرة التنافسية الدولية وتعزيز الصادرات، ومن ثم قد تؤدي إلى زيادة الطلب الكلي وفي هذه الحالة يكون التأثير توسعي على الناتج المحلي (Bahmani- Oskooee & Mohammadian, 2016- Nosheen & Iqbal, 2022).

ويرى (Alexander, 1952) أن تخفيض قيمة العملة أو انخفاض قيمة العملة يؤدي إلى إعادة توزيع الدخل من العمال الذين لديهم ميل حدي مرتفع للاستهلاك إلى المنتجين أصحاب رأس المال ذوي الميل الحدي المنخفض للاستهلاك، بسبب تأخير تعديل الأجور وفقاً لمعدلات التضخم ومن ثم ينخفض الاستهلاك الكلي والطلب الكلي، مما يؤدي إلى تأثير انكماشى على الناتج المحلي، ومع ذلك، إذا أدى تخفيض قيمة العملة إلى زيادة في صافي الصادرات، فإن هذه الزيادة يمكن أن تعوض الانخفاض في الاستهلاك، مما يجعل تخفيضات قيمة العملة توسعية.

وفي المقابل يمكن أن يؤدي تخفيض أو انخفاض قيمة العملة إلى انخفاض الناتج المحلي بسبب ارتفاع تكلفة الواردات والمدخلات المستوردة، ومن ثم تكاليف الإنتاج مما يؤدي إلى آثار انكماشية (Bahmani-Oskooee & Mohammadian, 2018) وستواجه الدول التي تعتمد على نطاق واسع على المواد المستوردة للإنتاج زيادة في تكاليف الإنتاج، مما يؤدي إلى انخفاض العرض الكلي، يليه تأثير انكماشى على الناتج المحلي (Krugman & Taylor, 1978)، ويعتمد التأثير النهائي لانخفاض أو ارتفاع قيمة العملة على التفاعل بين إجمالي الطلب والعرض الكلي، حيث يكون تخفيض قيمة العملة توسعياً إذا تجاوزت الزيادة في الطلب الكلي الانخفاض في العرض الكلي، ومن المرجح أن يكون انكماشياً إذا كانت زيادة إجمالي الطلب الكلي أقل من انخفاض إجمالي العرض الكلي (Bahmani-Oskooee et al., 2018)، ولذلك تميل الدول التي تعاني من انخفاض في قيمة العملة إلى الاعتماد على المدخلات المستوردة في حين تستفيد الدول الأكثر توجهاً نحو التصدير من انخفاض قيمة العملة.

وتعد مصر كغيرها من الدول التي سعت إلى إنتهاج سياسات أسعار الصرف التي تهدف تحقيق النمو والتوازن الاقتصادي في ظل التقلبات والأزمات الاقتصادية سواء المحلية أو العالمية، فقامت بالعديد من التخفيضات في قيمة عملتها المحلية والتي

ارتبطت في أغلب الحالات بالمؤسسات الدولية والتي ركزت على ضرورة الاصلاح الهيكلي في محاولة لإعطاء دفعة قوية للاقتصاد من خلال استراتيجية زيادة الصادرات والحد من الواردات من أجل تخفيض العجز في الميزان التجاري للدولة وتعزيز النمو الاقتصادي، حيث أعلنت الدولة في نوفمبر ٢٠١٦ تعويم سعر الصرف وتخفيض قيمة الجنيه المصري بنسبة بلغت ٤٠% حيث وصل سعر الصرف حوالي ٢٠ جنية للدولار مع بداية الخفض وحدث استقرار نسبي ليصل سعر الصرف في نهاية ٢٠١٩ حوالي ١٥ جنية للدولار والذي استمر حتى مارس عام ٢٠٢٢ ومنذ ذلك الحين شهد الجنيه خفضاً في قيمته ثلاث مرات متتالية بهدف التأثير على النشاط الاقتصادي، الأولى في مارس ٢٠٢٢ انخفضت قيمة الجنيه بنسبة ٢٥% من ١٥.٧٧ جنية للدولار إلى ١٩.٧ جنية للدولار، والثانية في أكتوبر ٢٠٢٢ انخفضت قيمة الجنيه بنسبة ٢٥% من ١٩.٧ جنية للدولار إلى ٢٤.٧ جنية للدولار، والثالثة في يناير ٢٠٢٣ انخفض الجنيه بنسبة ٣٠% من ٢٤.٧ جنية للدولار إلى ٣٢ جنية للدولار، وبناء على ما سبق تتمثل مشكلة الدراسة في تحديد مدى وجود علاقة غير متماثلة بين سعر الصرف الحقيقي وكل من عجز الميزان التجاري والنتاج المحلي الإجمالي في مصر.

وعليه، تسعى الدراسة إلى اختبار فرضية أساسية مؤداها "يوجد تأثير غير متماثل لسعر الصرف الحقيقي على عجز الميزان التجاري والنتاج المحلي في مصر" وتهدف الدراسة إلى اختبار مدى صحة أو خطأ الفرضية السابقة، من خلال تحليل التأثير غير المتماثل لسعر الصرف الحقيقي على كل من عجز الميزان التجاري والنتاج المحلي في مصر، وذلك بالاعتماد على المنهج الوصفي التحليلي لإستعراض أهم الدراسات السابقة الخاصة بأثر سعر الصرف على الميزان التجاري والنتاج المحلي، وتطور سعر الصرف والعجز في الميزان التجاري والنتاج المحلي الإجمالي في مصر، وجمع البيانات اللازمة عن الظاهرة محل الدراسة وإعادة جدولتها وتحليلها وتفسيرها، كما تستند الدراسة إلى المنهج التحليلي القياسي، حيث تم استقراء الدراسات الكمية عن كل من سعر الصرف والميزان التجاري والنتاج المحلي، واستنباط العلاقات بينهم من خلال صياغة نموذج كمي لقياس التأثير غير المتماثل لسعر الصرف الحقيقي على الميزان التجاري والنتاج المحلي في الأجلين القصير والطويل خلال الفترة (١٩٧٥-٢٠٢٢) باستخدام منهجية اختبار الحدود **Bounds Tests Approach** للتكامل المشترك من خلال نموذج الإنحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL) الذي قدمه (Shin et al., 2014).

وتنقسم الدراسة إلى ثلاث أقسام بخلاف المقدمة والنتائج والتوصيات، يستعرض أولها: الدراسات السابقة، ويتناول ثانيها: تطور سعر الصرف وعجز الميزان التجاري والنتاج المحلي الإجمالي. ويختص ثالثها: النموذج القياسي.

## ٢- الدراسات السابقة:

تم إجراء العديد من الدراسات التجريبية لتحديد العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاري والنتائج المحلي في الدول المتقدمة والنامية، فتناولت دراسة ( Aliyu & ijzani, 2015) أثر سعر الصرف الرسمي في الأجل الطويل على الميزان التجاري في نيجيريا باستخدام بيانات شهرية خلال الفترة من يونيو ١٩٩٩ حتى أبريل ٢٠١٢ بالاعتماد على عتبة التكامل المشترك ونمذجة تصحيح الأخطاء غير المتماثلة، وتوصلت الدراسة إلى وجود تكامل مشترك غير الخطي، وتوضح معاملات تصحيح الخطأ غير المتماثلة المقدر في جميع النماذج الديناميكية أن الميزان التجاري يتكيف بشكل أبطأ استجابةً لإنخفاضات سعر الصرف مقارنة بارتفاع سعر الصرف، والذي بدوره يقدم دعماً جزئياً لفرضية المرض الهولندي بسبب الاعتماد المفرط على صادرات البترول الخام، ولذلك فإن تغيرات سعر الصرف قد لا تؤدي إلى تعديل اختلال الميزان التجاري في الوقت المناسب نحو التوازن في الأجل الطويل.

وقامت دراسة ( شعبان، ٢٠١٦) بتقدير العلاقة بين تغيرات سعر الصرف والميزان التجاري في مصر باستخدام بيانات ربع سنوية خلال الفترة ٢٠٠٢ حتى ٢٠١٣ وبيانات سنوية للفترة ١٩٨٠ حتى ٢٠١٤ باستخدام تحليل التكامل المشترك واختبار الحدود ونموذج تصحيح الخطأ. وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة طردية بين سعر الصرف الحقيقي والميزان التجاري في الأجلين الطويل والقصير باستخدام البيانات الربع سنوية وأن الارتفاع في سعر الصرف الحقيقي يحسن الميزان التجاري، ومن ناحية أخرى لا تؤيد النتائج باستخدام البيانات السنوية وجود علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي والميزان التجاري.

وتناول ( Arize et al., 2017) تأثير سعر الصرف الفعلي الحقيقي على الميزان التجاري لثمانية دول باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL)، وأظهرت النتائج وجود استجابات غير متماثلة في العلاقة بين الميزان التجاري وسعر الصرف الحقيقي لهذه الدول الثمانية في الأجلين الطويل والقصير، ويمكن أن يكون لإنخفاض قيمة العملة وارتفاع قيمتها آثار طويلة الأجل على الميزان التجاري، وأن الميزان التجاري يتفاعل بقوة أكبر مع انخفاض قيمة العملة مقارنة بارتفاع قيمة العملة.

كما بحث ( Bahmani-Oskooee et al., 2017) التأثيرات غير المتماثلة لتقلبات الين على التجارة الثنائية اليابانية مع ١٢ شريكاً. باستخدام بيانات السلاسل الزمنية الربع سنوية لتقدير كل نموذج مع كل شريك تجاري، ونظراً للقيود المفروضة على البيانات يختلف النطاق الزمني من دولة لأخرى، وتوصلت الدراسة إلى أن التغيرات في أسعار الصرف لها تأثيرات غير متماثلة على الموازين التجارية الثنائية اليابانية مما يعني أن الميزان التجاري يستجيب لارتفاع قيمة العملة بشكل مختلف عن استجابته لإنخفاض

قيمة العملة. حيث يوجد عدم التماثل في الأجل القصير في كل الحالات باستثناء كندا والمكسيك والمملكة المتحدة، كما يوجد عدم التماثل في الأجل الطويل في النتائج الخاصة بكندا وهونج كونج وإندونيسيا وماليزيا وكوريا وتايلاند والولايات المتحدة، وهو ما يشير إلى أن التغيرات في قيمة الين لها تأثيرات غير متماثلة على الميزان التجاري الياباني مع الدول المجاورة في آسيا.

وحققت دراسة (Bahmani-Oskooee & Halicioglu, 2017) في أثر تغيرات أسعار الصرف على الميزان التجاري لتركيا مع شركائها الأوروبيين (فرنسا وألمانيا وإيطاليا والبرتغال وبريطانيا) بالإعتماد على بيانات ربع سنوية خلال الفترة ١٩٨٠ حتى ٢٠١٤ باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL)، وقد أظهرت النتائج وجود التأثيرات غير المتماثلة لتغيرات أسعار الصرف حيث أن انخفاض قيمة الليرة له آثار إيجابية كبيرة على الميزان التجاري التركي، في حين أن ارتفاع قيمة الليرة ليس له أي آثار كبيرة على الميزان التجاري.

وفي نفس السياق بحث (Bahmani-Oskooee & Aftab, 2018) في إمكانية وجود تأثير غير متماثل لتغيرات أسعار الصرف على الميزان التجاري لـ ٥٩ صناعة بين ماليزيا والصين بالإعتماد على بيانات شهرية خلال الفترة من مارس ٢٠٠١ إلى ديسمبر ٢٠١٥ باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL)، وخلصت الدراسة إلى أن تغيرات أسعار الصرف لها آثار غير متماثلة على الميزان التجاري لبعض الصناعات، حيث ما يقرب من ثلث الصناعات تتأثر بانخفاض قيمة الينجيت مقابل اليوان بطريقة غير متماثلة. وتبين أن أكبر صناعة (الأجهزة الكهربائية والإلكترونية) والتي تمثل أكثر من ٢٥٪ من التجارة مع الصين تستفيد من انخفاض قيمة الينجيت، بينما ارتفاع قيمة الينجيت لن يكون له أي تأثير على الميزان التجاري لهذه الصناعة في الأجل الطويل، وبشكل عام تستفيد ١٢ صناعة من انخفاض قيمة الينجيت في الأجل الطويل، وتشكل هذه الصناعات الـ ١٢ نسبة ٤١.٤٪ من التجارة بين ماليزيا والصين.

وسعت دراسة (Chang et al., 2020) إلى معرفة ما إذا كانت تقلبات سعر الصرف الكبيرة والصغيرة تؤثر بشكل متماثل أو غير متماثل على واردات الولايات المتحدة من البرازيل والهند والمكسيك وجنوب أفريقيا. باستخدام نموذج الانحدار الذاتي الموزع متعدد العتبات (MTNARDL) وبالإضافة إلى نماذج (ARDL و NARDL)، ويتم تقسيم سلسلة تقلبات سعر الصرف إلى شرائح خماسية وعشرية مما يساعد على دراسة آثار كل خمس/عشر من سلسلة تقلبات أسعار الصرف على واردات الولايات المتحدة. وتشير نتائج نموذج (ARDL) إلى أن تقلبات سعر الصرف تؤثر بشكل غير ملحوظ على واردات الولايات المتحدة من الدول النامية، ويدعم (NARDL) التأثيرات المتماثلة في معظم الحالات في الأجل القصير حيث تؤثر تقلبات سعر الصرف بشكل غير متماثل على واردات الولايات المتحدة من البرازيل فقط لأن الزيادة في تقلبات سعر الصرف تؤثر بشكل كبير على

واردات الولايات المتحدة، من ناحية أخرى في الأجل الطويل تقلبات سعر الصرف تؤثر بشكل غير متماثل على واردات الولايات المتحدة من المكسيك فقط. إلا أن النتائج تصبح غير متماثلة في الأجل الطويل عند استخدام نموذج (MTNARDL) حيث تأثير التغيرات الكبيرة يختلف عن تأثير التغيرات الصغيرة في تقلبات سعر الصرف على الواردات الأمريكية.

واستهدفت دراسة (Chien et al., 2020) بحث التأثيرات غير المتماثلة لتقلبات أسعار الصرف على تدفقات التجارة الثنائية بين تايوان وإندونيسيا بالنسبة لـ ١٩ صناعة تصدير واستيراد. بالإعتماد على اختبار نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL)، وتكشف النتائج أن التأثيرات غير المتماثلة في الأجل الطويل لتقلبات سعر الصرف لها تأثيرات أعلى بكثير على صادرات تايوان إلى إندونيسيا مقارنة بالواردات من إندونيسيا. ومع ذلك، فإن التأثيرات غير المتماثلة في الأجل القصير تسبب تغيرات غير مستقرة في صناعات الصادرات والواردات التايوانية مع إندونيسيا.

وبالمثل دراسة (Nasir & Leung, 2021) بحثت محددات الميزان التجاري الأمريكي باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL)، والذي يفسر التأثيرات غير المتماثلة لسعر الصرف الفعلي الحقيقي، بالإعتماد على البيانات من الربع الأول من عام ١٩٩٤ إلى الربع الأول من عام ٢٠١٨، وتشير النتائج إلى عدم تماثل العلاقة بين سعر الصرف الفعلي الحقيقي والميزان التجاري الأمريكي في الأجلين القصير والطويل. كما يُظهر المضاعف الديناميكي التراكمي غير المتماثل دليلاً على وجود منحنى "L" غير المتماثل وقد يكون خفض قيمة العملة مفيداً للميزان التجاري الأمريكي، وهو ما يعني ضمناً أن العجز التجاري الأمريكي يرتبط بسعر الصرف الذي تتمتع الولايات المتحدة بقدر أكبر من النفوذ عليه. علاوة على ذلك، نجد أن استقرار الأسعار والإنتاجية والمداخات المحلية والعجز/ الانضباط المالي تعتبر عوامل حاسمة بالنسبة للميزان التجاري الأمريكي في الأجلين القصير والطويل.

كما حاول (Ben Doudou et al., 2022) بحث العلاقة غير الخطية بين تغيرات سعر الصرف والميزان التجاري باستخدام منهج الانحدار العتبي لاستكشاف ما إذا كانت هناك مستويات عتبة للإنخفاض (أو الإرتفاع) في سعر الصرف والميزان التجاري باستخدام بيانات التجارة الثنائية بين تونس و١٧ من شركائها التجاريين الرئيسيين خلال الفترة ١٩٨٤-٢٠١٦، وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة غير خطية بين تغيرات سعر الصرف والميزان التجاري في تونس حيث يؤدي ارتفاع قيمة الدينار إلى تفاقم العجز في الميزان التجاري في تونس وانخفاض قيمة الدينار سيؤدي إلى تحسينه.

وسعى (نجا، ٢٠٢٣) إلى تحليل محددات العجز بالميزان التجاري والأهمية النسبية لكل منها باستخدام أسلوب التكامل المشترك ونموذج (ARDL) وتوصلت الدراسة أن العجز في الميزان التجاري يتأثر إيجابياً بكل من النمو الاقتصادي والاستثمار الأجنبي

المباشر والإحتياطيات الدولية ومعدل التضخم المحلي والإنفتاح الاقتصادي والتغيرات الهيكلية، بينما يتأثر سلباً بارتفاع سعر الصرف الأجنبي.

علاوة على ذلك، قام (Truong & VanVo, 2023) بالتحقق من التأثير غير المتماثل لسعر الصرف الحقيقي على الميزان التجاري لفيتنام خلال الفترة من يناير ٢٠١٠ إلى يونيو ٢٠٢٠، بالإعتماد على نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL)، وتوصلوا إلى أن لسعر الصرف تأثيرات غير متماثلة على الميزان التجاري في الأجلين الطويل والقصير، حيث تؤدي الزيادة في سعر الصرف في الأجل الطويل إلى آثار إيجابية كبيرة على الميزان التجاري لفيتنام، وعلى وجه التحديد ترتبط الزيادة بنسبة ١% في سعر الصرف بزيادة قدرها ٠.٩٠% في الميزان التجاري، وفي الأجل القصير له تأثير سلبي كبير على الميزان التجاري لفيتنام حيث تؤدي الزيادة بنسبة ١% في سعر الصرف (USD/VND) إلى انخفاض الميزان التجاري بنسبة ٤.٢٦%.

ومن ناحية أخرى، هناك مجموعة من الدراسات تناولت التأثير غير المتماثل لسعر الصرف على الناتج المحلي حيث قام كل من (Bahmani-Oskooee & Mohammadian, 2016) بتحليل أثر تغيرات سعر الصرف على الناتج المحلي في استراليا لمعرفة إذا كانت التأثيرات متماثلة أم غير متماثلة، بالاعتماد على بيانات ربع سنوية خلال الفترة من ١٩٧٣ إلى ٢٠١٣ باستخدام الإنحدار الذاتي الموزع غير الخطي (NARDL)، وتوصلوا إلى أن التغيرات في سعر الصرف الفعلي الحقيقي للدولار الأسترالي على الناتج المحلي غير متماثلة في الأجلين القصير والطويل، وفي حين أن ارتفاع قيمة العملة وانخفاضها يؤثران في الأجل القصير على الناتج المحلي الأسترالي، إلا أن ارتفاع قيمة العملة سيكون له تأثير سلبي، وانخفاض قيمة العملة لن يكون له آثار على الناتج المحلي الأسترالي في الأجل الطويل.

بينما تناول (Bahmani-Oskooee et al., 2018) التأثيرات غير المتماثلة لتغيرات سعر الصرف على الناتج المحلي الإجمالي في تركيا بالاعتماد على بيانات سنوية خلال الفترة (١٩٧٤-٢٠١٥)، باستخدام نماذج (ARDL) الخطية وغير الخطية، وتوصلوا إلى أن تغيرات سعر الصرف لها آثار غير متماثلة في الأجلين القصير والطويل حيث ارتفاع قيمة الليرة وانخفاض قيمتها لهما تأثيرات انكماشية في الأجل القصير على الناتج المحلي، أما بالنسبة لارتفاع قيمة الليرة مقابل انخفاض قيمتها فكلية لهما آثار توسعية في الأجل الطويل، حيث ارتفاع قيمة الليرة يؤدي إلى انخفاض أسعار المدخلات المستوردة مما يساعد على انخفاض تكلفة الإنتاج وزيادة العرض الكلي أكثر من انخفاض الطلب الكلي بسبب انخفاض صافي الصادرات، كما أن انخفاض قيمة الليرة يساعد الطلب الكلي على الزيادة أكثر من الإنخفاض في العرض الكلي.

واستخدم كل من (Bahmani-Oskooee & Mohammadian, 2018) بيانات ربع سنوية استناداً إلى نماذج (ARDL) الخطية وغير الخطية لمعرفة مدى استجابة



النتائج المحلي لتغيرات سعر الصرف في سبعة دول (جمهورية التشيك، وإستونيا، والمجر، ولاتفيا، وليتوانيا، وبولندا، وروسيا) ونظراً لقيود البيانات اختلفت فترة الدراسة من دولة لأخرى، واكتشفت نتائج النموذج الخطي أن تغيرات أسعار الصرف في جميع الدول السبعة لها آثار قصيرة الأجل على الناتج المحلي، واستمرت التأثيرات قصيرة الأجل في الآثار الانكماشية في الأجل الطويل في جمهورية التشيك، والآثار التوسعية في بولندا وروسيا، في حين أن أسعار الصرف ليس لها آثار طويلة الأجل على الناتج المحلي في إستونيا والمجر ولاتفيا وليتوانيا. وباستخدام النموذج غير الخطي نجد تأثير غير متماثل لتغيرات سعر الصرف في الأجل القصير على الناتج المحلي باستثناء المجر وبولندا، واستمرت التأثيرات غير المتماثلة في الأجل الطويل في ستة دول يتأثر فيها الناتج إما بارتفاع قيمة العملة أو انخفاضها أو كليهما باستثناء دولة ليتوانيا.

وبحثت دراسة (Iqbal et al., 2022) التأثير غير المتماثل لتغيرات أسعار الصرف على الناتج المحلي لاقتصادات مختارة في جنوب آسيا (باكستان، الهند، سيريلانكا، بنجلاديش) خلال الفترة من ١٩٨٠ إلى ٢٠١٩ بالإعتماد نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL) من خلال تحليل سعر الصرف إلى انخفاض وارتفاع في القيمة، واكتشفوا وجود تأثير غير متماثل لتغيرات أسعار الصرف على الناتج المحلي في حالة اقتصادات جنوب آسيا، حيث انخفاض قيمة العملة يعزز النمو الاقتصادي في حين أن ارتفاع قيمة العملة يعوقه في كل الإقتصادات تقريباً، مما يشير إلى أن انخفاض قيمة العملة وارتفاع قيمتها لهما تأثيرات مختلفة على اقتصادات جنوب آسيا.

وسعت دراسة (Mesagan et al., 2022) إلى تحليل تأثير عدم تماثل أسعار الصرف على الميزان التجاري ونمو الناتج في ثمانية من أكبر الدول الأفريقية (السودان، جنوب أفريقيا، نيجيريا، المغرب، مصر، كينيا، أنجولا، الجزائر) خلال الفترة ١٩٧٠ إلى ٢٠١٩، باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL)، وتؤكد النتائج وجود تأثير غير متماثل بين سعر الصرف والميزان التجاري ونمو الناتج، وأن ارتفاع قيمة العملة وانخفاض قيمتها يؤدي إلى تعزيز الميزان التجاري والناتج في الأجل القصير في جنوب أفريقيا، في حين يؤدي إلى انخفاض كليهما في أنجولا، وفيما يتعلق بمصر والمغرب فإن ارتفاع قيمة العملة يؤدي إلى تحسين الميزان التجاري والنمو في الأجل القصير، ولكن انخفاض قيمة العملة يؤدي إلى انخفاض كليهما في الأجل الطويل، وبالمثل في كينيا ونيجيريا، وبالنسبة لمعظم الدول الأفريقية يؤدي كل من ارتفاع قيمة العملة وانخفاضها إلى آثار سلبية على الميزان التجاري في الأجل الطويل، في حين أن انخفاض قيمة العملة له آثار إيجابية في الأجل القصير، وعلى نحو مماثل يؤثر انخفاض قيمة العملة بشكل إيجابي على النمو في الأجل الطويل، في حين يظل ارتفاع قيمة العملة سلبياً إلى حد كبير.

بعد استعراض الدراسات السابقة يلاحظ وجود اتفاق فيما بينها على التأثير غير المتماثل لسعر الصرف سواء على الميزان التجاري أو الناتج المحلي الإجمالي، ويختلف اتجاه وحجم التأثير وفقاً لظروف كل دولة حتى لنفس الدولة من فترة زمنية لأخرى نتيجة اختلاف الظروف السياسية والاقتصادية، وتختلف الدراسة الحالية عن الدراسات السابقة حيث معظم الدراسات التي بحثت في أثر سعر الصرف على الميزان التجاري أو الناتج المحلي الإجمالي في مصر تفترض أن آثار سعر الصرف متماثلة وأن ارتفاع قيمة العملة أو انخفاضها له تأثير خطي على الميزان التجاري والناتج المحلي الإجمالي، وحيث أن سلوك معظم المتغيرات الاقتصادية ينطوي على عدم الخطية، لذلك تسعى الدراسة الحالية إلى بحث التأثير غير المتماثل لتغيرات سعر الصرف الحقيقي على الميزان التجاري والناتج المحلي الإجمالي لما تتمتع به النماذج غير المتماثلة من قدرة تفسيرية أكبر لتفسير النتائج من النماذج المتماثلة.

### ٣- تطور سعر الصرف وعجز الميزان التجاري والناتج المحلي الإجمالي في مصر خلال الفترة (١٩٧٥-٢٠٢٢)

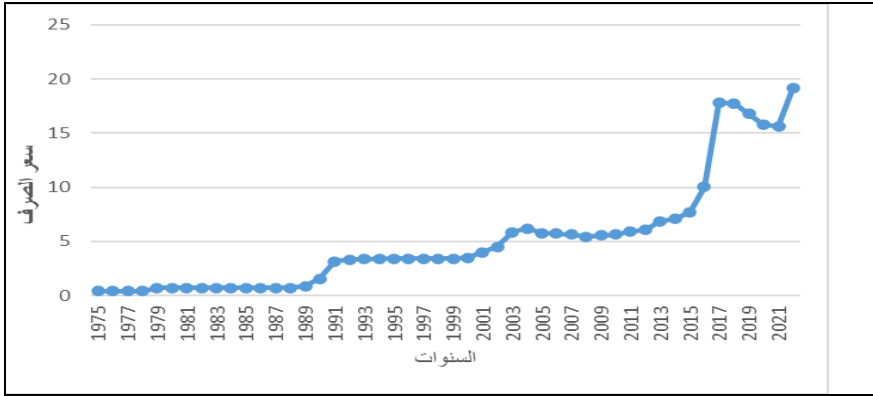
يتناول هذا القسم تطور المتغيرات الرئيسية للدراسة في مصر، والتي تتمثل في سعر الصرف، وعجز الميزان التجاري، والناتج المحلي الإجمالي، وذلك على النحو التالي:

#### ٣-١ تطور سعر الصرف

عاني الاقتصاد المصري منذ السبعينيات من ظاهرة اختلال أسواق صرف العملات الأجنبية، فقد اتسم سعر صرف الجنيه المصري بالتعدد مع عدم استقرار قيمته كنتيجة للتخفيض المستمر في قيمة الجنيه المصري ويوضح الشكل رقم (١) تطور سعر الصرف في مصر خلال الفترة من ١٩٧٥ حتى ٢٠٢٢. حيث كان يوجد سعران للصرف، السعر الرسمي وهو السعر الذي تتم به كافة العمليات التي يتولاها مجمع البنك المركزي ويطبق على معاملات الحكومة والقطاع العام، والسعر الموازي وهو السعر الذي يتعامل به في السوق الموازية ويتحدد السعر بإضافة علاوة على السعر الرسمي، وقد حددت هذه العلاوة بواقع ٥٠% من السعر الرسمي للشراء و ٥٥% للبيع.

## شكل رقم (١)

تطور سعر الصرف في مصر خلال الفترة (١٩٧٥ - ٢٠٢٢)



المصدر: إعداد الباحث من واقع بيانات البنك الدولي (WDI, 2023)

وبدءاً من يناير ١٩٧٩ حدث تغيير في هيكل أسعار الصرف بإلغاء السوق الموازية، وتخفيض سعر الصرف بما يوازي ٧٥% من سعر الصرف، وتحددت ثلاثة أسعار للصرف (سعر الصرف الرسمي الخاص - سعر الصرف لدى البنك المركزي - سعر مجمع البنوك المعتمدة)، وتم هذا الإجراء نتيجة لاتفاق مصر مع صندوق النقد الدولي في يونيو ١٩٧٨ بشأن الحصول على تسهيلات ائتمانية بشرط أن يتم توحيد سعر الصرف في السوقين الرسمية بـ ٧٠ قرشاً للدولار (السيد، ١٩٩٨).

وفي عام ١٩٨٦، اتخذت الحكومة عدة إجراءات لتحرير سوق الصرف الأجنبي حيث تم تطبيق سعر صرف مرن على كافة المعاملات التي تتم في نطاق البنوك المعتمدة، ثم مع إتساع الفجوة بين أسعار الصرف داخل وخارج البنوك تقرر إنشاء السوق الحرة للتعامل في الصرف الأجنبي والسماح للبنوك المعتمدة العاملة في مصر والمرخص لها التعامل بالجنيه المصري والنقد الأجنبي بشراء النقد الأجنبي وبيعه لحسابها وتحت مسؤوليتها في نطاق هذه السوق، وذلك بهدف توحيد سعر الصرف وتحريره وأصبح يتحدد وفقاً لعوامل العرض والطلب والقضاء على تعدد أسعار الصرف وعلى تجارة العملة وجعل سعر الصرف أكثر استقراراً لجذب مزيد من موارد النقد الأجنبي لمواجهة العجز في ميزان المدفوعات.

وفي بداية التسعينيات بدأت مصر إتفاقاً رسمياً مع صندوق النقد الدولي لتطبيق برنامج للإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي، وتم إدخال تعديلات جوهرية على نظام سعر الصرف بغرض الوصول إلى سعر صرف واقعي حيث تم دمج السوقين معاً وتوحيد سعر الصرف في إطار قوى العرض والطلب، ويقتصر تدخل السلطة النقدية في سوق النقد الأجنبي كل فترة وفقاً لمجموعة من المؤشرات، منها التغيرات في أرصدة الإحتياطي من النقد الأجنبي ووضع ميزان المدفوعات.

وعلى الرغم من إصدار عدد من القوانين خلال عقد التسعينيات، دعمت نظرياً سياسة تعويم سعر الصرف إلا أن الحكومة عملت على تثبيت سعر الصرف للحفاظ على توحيد واستقرار سعر صرف الجنيه، ولكن محاولة التثبيت أدت إلى استنزاف الاحتياطي الأجنبي، وذلك نتيجة الصدمات الداخلية والخارجية بسبب الإنخفاض في الإيرادات السياحية نتيجة أحداث الأقصر، وانهيار أسعار البترول، والأزمة المالية الآسيوية، وانخفاض إيرادات قناة السويس، ليصل سعر الصرف في نهاية الفترة إلى ٣.٨٥ للدولار، مما اضطر الحكومة إلى إتباع نظام التعويم المدار في يناير ٢٠٠١ (عبده، ٢٠١٦).

ومع حلول عام ٢٠٠٣ أعلن البنك المركزي عن تعويم الجنيه المصري والتخلي عن نظام ربط العملات الذي كان معمولاً به منذ برنامج التحرير المالي والانتقال إلى سعر صرف يتحدد وفقاً لقوى العرض والطلب طبقاً للقرار الصادر في ٢٩ يناير ٢٠٠٣، وأصبحت البنوك العاملة في سوق الصرف الأجنبي حرة في تحديد سعر البيع والشراء للصرف الأجنبي على أن يعلن البنك المركزي يومياً سعر تعامله بالنقد الأجنبي حسب المتوسط المرجح لسعر الإغلاق المعلن من جانب الغرفة المركزية لإحصاءات النقد الأجنبي، كما سمح لشركات الصرافة بحرية بيع وشراء النقد الأجنبي بشرط الالتزام بأسعار الصرف المعلنة لدى أحد البنوك المعتمدة، ومن ثم انخفاض قيمة الجنيه ليصل إلى ٥.٨٥ جنيه للدولار عام ٢٠٠٣ (مرسي، ٢٠٠٣).

وفي عام ٢٠٠٥ أعلن البنك المركزي عن تبني سياسة استهداف التضخم كدعامة للسياسة النقدية مما أثر على سعر صرف الجنيه المصري حيث انخفضت قيمته من ٦.١ إلى ٥.٨ جنيه للدولار، ثم استقر سعر الصرف حول ٥.٦١ جنيه للدولار في المتوسط خلال الفترة (٢٠٠٥-٢٠١٠) ولم يحدث سوى تذبذب في نطاق ضيق للجنيه مقابل الدولار (شهاب، ٢٠١٦).

وفي يناير ٢٠١١ اندلعت ثورة ٢٥ يناير وما ترتب عنها من حالة عدم الاستقرار الأمني والسياسي والاقتصادي والاجتماعي وانعكاساتها السلبية على حركة التجارة والاستثمار والسياحة وانخفاض معدلات الإنتاج والتشغيل، حيث حدث انخفاض كبير في الاحتياطي النقد الأجنبي، حيث فقدت مصر ٢١ مليار دولار حتى ديسمبر ٢٠١٢ مما أدى إلى انهيار سعر صرف الجنيه المصري ليصل ٧ جنيه للدولار الأمريكي.

وفي نوفمبر ٢٠١٦ أعلن البنك المركزي عن تعويم سعر الصرف الأمر الذي أدى إلى ارتفاع سعر الصرف بنسبة بلغت ٤٠% وانخفاض قيمة الجنيه المصري بشكل كبير حيث وصل سعر الصرف حوالي ٢٠ جنيه للدولار مع بداية الخفض وتم قصر التعامل بالدولار على الجهاز المصرفي، حتى نجح البنك المركزي في إحداث استقرار نسبي ليصل سعر الصرف في نهاية ٢٠١٩ حوالي ١٥ جنيه للدولار، وظل الحال مستقر حتى مارس عام ٢٠٢٢ ومنذ ذلك الحين شهد الجنيه تخفيضاً في قيمته ثلاث مرات متتالية، الأولى في مارس ٢٠٢٢ انخفضت قيمة الجنيه بنسبة ٢٥% من ١٥.٧٧ جنيه للدولار إلى ١٩.٧

جنيه للدولار، والثانية في أكتوبر ٢٠٢٢ انخفضت قيمة الجنيه بنسبة ٢٥ % من ١٩.٧ جنيه للدولار إلى ٢٤.٧ جنيه للدولار، والثالثة في يناير ٢٠٢٣ انخفض الجنيه بنسبة ٣٠ % من ٢٤.٧ جنيه للدولار إلى ٣٢ جنيها للدولار، وكان الهدف من تخفيضات قيمة العملة تعزيز الإنتاج المحلي والتخفيف من التداعيات السلبية لوباء كورونا كوفيد-١٩ على الإقتصاد المصري والضغوط التضخمية العالمية الناجمة عن ارتفاع أسعار السلع الأساسية، كرد فعل على الصراع الروسي الأوكراني.

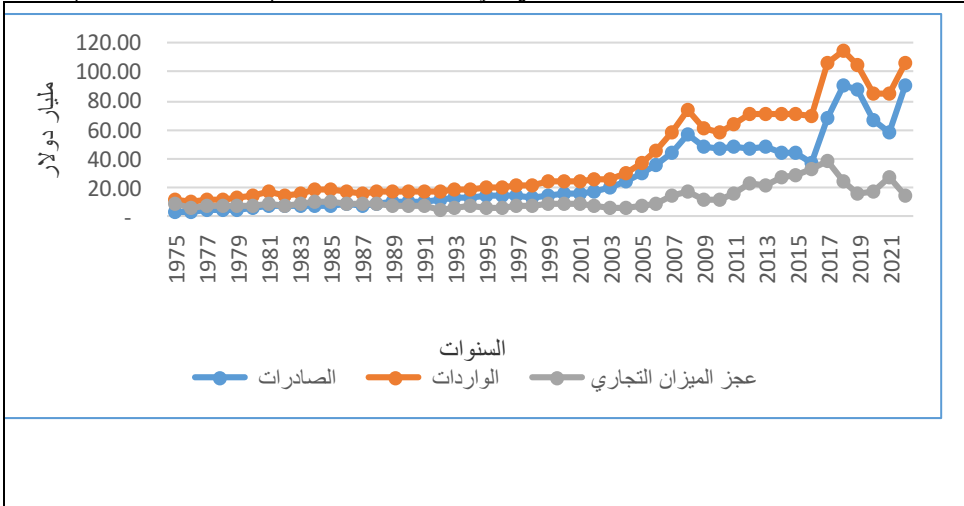
### ٢-٣ تطور العجز في الميزان التجاري

يعتبر الميزان التجاري أحد أهم المؤشرات الاقتصادية الكلية، وذلك لأنه من ناحية يعتبر مقياس لمركز المعاملات الاقتصادية بين الدولة وبقية دول العالم، ومن ناحية أخرى أحد المؤشرات الاقتصادية التي تستخدم لتقييم الأداء الاقتصادي والهيكل الإنتاجي للدولة ومدى تطوره، من خلال ما يظهر في المعاملات وتركيبه السلع الداخلة في حركة التجارة المصرية تصديراً واستيراداً.

وكما يتضح من الشكل رقم (٢) أن الميزان التجاري يعاني من عجز مستمر يعكس طبيعة السياسات الاقتصادية التي تطبقها مصر، شأنها في ذلك شأن العديد من الدول النامية خاصة غير البترولية، على الرغم من الإصلاحات الاقتصادية التي تم إجرائها، حيث تراوحت نسبة العجز التجاري فيما بين ٣٧.٧٥ و ٤.٧١ مليار دولار، وكان متوسط العجز السنوي ١٢.٢٢ مليار دولار خلال الفترة (١٩٧٥ - ٢٠٢٢).

#### شكل رقم (٢)

#### تطور عجز الميزان التجاري في مصر خلال الفترة (١٩٧٥ - ٢٠٢٢)



المصدر: إعداد الباحث من واقع بيانات البنك الدولي (WDI, 2023)

وعلى الرغم من التخفيضات المتتالية في قيمة الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي، إلا أن وضع الميزان التجاري لم يتحسن، حيث ظلت صادرات مصر ثابتة في المتوسط عند مستوى ٢٧.٣٣ مليار دولار أمريكي، في حين ارتفع متوسط الواردات إلى ٣٩.٥٦ مليار دولار أمريكي، مما فرض ضغوطاً هائلة على التوازن الخارجي، ويرجع هذا العجز إلى زيادة الواردات بنسبة أعلى من نسبة زيادة الصادرات، حيث أن هيكل الصادرات المصرية لا يتسم بالمرونة الكافية، وقلة تنوع الصادرات وتركز معظمها في المواد الخام والسلع الأولية وشبه المصنعة والصناعات الاستخراجية، وبعض المنتجات الزراعية ذات مرونة سعرية منخفضة حيث تمثل صادرات الوقود والمواد الخام ٥٠% من إجمالي الصادرات، مما عرض حصيلة الصادرات المصرية إلى التذبذب الشديد نتيجة عدم استقرار أسعار هذه المواد في الأسواق العالمية.

كما أن هيكل الواردات المصرية لا يتسم بالمرونة الكافية وذلك بسبب خصوصية الحالة المصرية التي تتميز بارتفاع المكون الأجنبي في الإنتاج المحلي والإعتماد الشديد على الواردات في تلبية الطلب المحلي، حيث يعتمد الإقتصاد المصري بشكل كبير على استيراد السلع الرأسمالية والسلع شبه مصنعة إلى جانب استيراد التكنولوجيا والمدخلات والتي لا تستطيع الدولة منع واردتها منها حيث تشكل واردات السلع الاستثمارية النسبة الأكبر من الواردات المصرية بما يعادل ٥١% من إجمالي مدفوعات الواردات، وهي واردات ضرورية لعملية الإنتاج، وذلك في ظل ارتفاع معدلات الإستهلاك الترفي والكمالي، وضعف القاعدة الإنتاجية التي لا تكفي لتوفير المستوى اللازم من السلع الرأسمالية والوسطية والسلع الإستهلاكية الضرورية، ولذلك يواجه الإقتصاد عجزاً مستمراً في الميزان التجاري.

### ٣-٣ تطور الناتج المحلي الإجمالي

يعتبر معدل النمو الإقتصادي أهم المؤشرات للحكم على الأداء التنموي، وشهدت مصر تغيرات جوهرية في مختلف الجوانب السياسية والإقتصادية والاجتماعية بتطبيق برامج الإصلاح الإقتصادي لعلاج الاختلالات الداخلية والخارجية في هيكلها الإقتصادي، ويعتبر معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي من أهم المؤشرات التي تعكس معدلات النمو الإقتصادي.

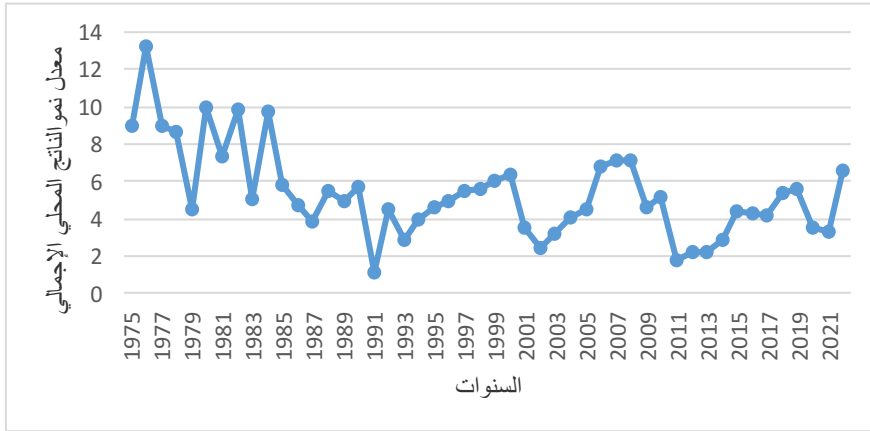
وكما يتضح من الشكل رقم (٣) أن متوسط معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي ٥.٣٦%، وأخذ في التقلب ارتفاعاً وانخفاضاً حيث وصل أقصى قيمة له ١٣.٢٧% عام ١٩٧٦، ويرجع ذلك إلى زيادة الإستثمارات في القطاع الخاص والإستثمارات العامة في تحسين المرافق والبنية التحتية.

وقد شهد الإقتصاد المصري اتجاه معدل النمو الإقتصادي نحو الهبوط بعد ذلك حتى بلغ ٢.٣٩% في عام ٢٠٠٢، ويرجع ذلك إلى بعض العوامل الداخلية منها حادث الأقفص الإرهابي، وعدم كفاءة الجهاز المصرفي في إدارة الإئتمان، وعدم زيادة الصادرات إلى

المستوى المطلوب لعلاج العجز في الميزان التجاري، إضافة إلى بعض العوامل الخارجية أبرزها الأزمة المالية الآسيوية عام ١٩٩٧، أحداث ١١ سبتمبر ٢٠٠١ في الولايات المتحدة والخسائر التي تعرض لها قطاع السياحة والنقل الجوي، وإيرادات قناة السويس والإستثمارات الخارجية وتراجع الطلب الكلي.

### شكل رقم (٣)

تطور الناتج المحلي الإجمالي في مصر خلال الفترة (١٩٧٥ - ٢٠٢٢)



المصدر: إعداد الباحث من واقع بيانات البنك الدولي (WDI, 2023)

ومع بداية عام ٢٠٠٣ بدأ معدل نمو الناتج المحلي في الانتعاش إلى أن بلغ ٧.١٦% عام ٢٠٠٨ نتيجة انتعاش قطاع السياحة، وزيادة الصادرات من السلع والخدمات إلى جانب استمرار التوسع المالي، والتدفقات الكبيرة من الإستثمارات الأجنبية المباشرة، إلا أن الاقتصاد المصري تأثر بالأزمة المالية العالمية حيث تراجع إلى ٤.٦٧% عام ٢٠٠٩، نتيجة تراجع الطلب العالمي وانخفاض الإستثمارات الأجنبية والتدفقات الرأسمالية والتأثير السلبي للبيئة الدولية أو ما يسمى بثلاثية أزمة (F)، وارتفاع أسعار كثير من السلع الأساسية، إلا أن الإقتصاد المصري بدأ يستعيد مستواه عام ٢٠١٠ محققاً معدل نمو بلغ ٥.١٥%.

وبعد عام ٢٠١٠ انخفض معدل نمو الناتج المحلي نتيجة التداعيات المصاحبة لثورة ٢٥ يناير، وما ترتب عليها من عدم استقرار أمني وسياسي أدى إلى تعطيل معظم القطاعات الاقتصادية وعلى رأسها قطاع السياحة والإستثمارات الأجنبية، وتراجع حجم الصادرات وانخفاض إيرادات قناة السويس بسبب إنكماش حركة التجارة العالمية، وضعف تحويلات العاملين بالخارج، إلا أن معدل نمو الناتج المحلي أخذ في التعافي حيث بلغ ٥.٥٥% عام ٢٠١٩، ثم تراجع بعد ذلك ليصل ٣.٢٩% عام ٢٠٢١ مع بداية انتشار

فيروس كورونا COVID-19 وتأثيره على متغيرات الإقتصاد العالمي، ثم يحقق الإقتصاد المصري أعلى معدل نمو منذ ١٤ عاماً على الرغم من تداعيات الأزمة الروسية الأوكرانية، ليصل ٦.٦% في عام ٢٠٢١/٢٠٢٢ نتيجة تنفيذ برنامج الإقتصادي واستمرار تنفيذ المشروعات القومية والاستثمارات الحكومية التي تعد بمثابة قاطرة التنمية التي حركت الإقتصاد ودفعته نحو المزيد من النمو وتحسين مستوى المعيشة وخلق المزيد من فرص العمل.

#### ٤- النموذج القياسي لقياس أثر سعر الصرف الحقيقي على عجز الميزان التجاري والناتج المحلي الإجمالي

يهدف النموذج إلى قياس الأثر غير المتماثل لسعر الصرف الحقيقي في الأجلين الطويل والقصير على كل من عجز الميزان التجاري والناتج المحلي الإجمالي في مصر بالإعتماد على بيانات سنوية خلال الفترة (١٩٧٥-٢٠٢٢) باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة غير الخطي (NARDL) والذي اقترحه (Shin et al., 2014)، كنموذج موسع لنموذج (ARDL) لـ (Pesaran et al., 2001)، باستخدام المجموع الجزئي للتغيرات الإيجابية والسلبية لسعر الصرف الحقيقي. ونظراً لأن (NARDL) يعتمد على (ARDL)، فإن هذا المنهج يتمتع ببعض المزايا مقارنة بطرق التكامل المشترك الأخرى حيث لا يتطلب (NARDL) أن يكون لجميع المتغيرات في النموذج نفس درجة التكامل، ويمكن أن تكون من الدرجة (0)  $I(0)$ ، أو (1)  $I(1)$ ، أو مزيج من الأثنين معاً، ويعد اختبار (NARDL) أكثر كفاءة نسبياً من الطرق الأخرى في حالة حجم العينات الصغيرة، كما يوضح عدم التماثل في الأجل الطويل فقط، أو عدم التماثل في الأجل القصير فقط، أو عدم التماثل في الأجلين القصير والطويل، ويوفر إمكانية قياس الإستجابات الخاصة بالإنحدار والصدمات الإيجابية والسلبية من خلال المضاعفات الديناميكية التراكمية.

#### ٤-١ توصيف النموذج:

استناداً إلى الدراسات السابقة التي تم مناقشتها في القسم الأول يكون النموذج المستخدم لقياس الأثر غير المتماثل لسعر الصرف الحقيقي على عجز الميزان التجاري على النحو التالي:

$$TB_t = \beta_0 + \beta_1 GDP_t + \beta_2 FDI_t + \beta_3 INFL_t + \beta_4 M_t + \beta_5 OPEN_t + \beta_6 RER_t + u_t \dots \dots \dots (1)$$



وبينما يكون النموذج المستخدم لقياس الأثر غير المماثل لسعر الصرف على الناتج المحلي في الصورة التالية:

$$GDP_t = \beta_0 + \beta_1 K_t + \beta_2 FDI_t + \beta_3 G_t + \beta_4 M_t + \beta_5 OPEN_t + \beta_6 RER_t + u_t \quad (2)$$

حيث تشير:

$TB_t$ : قيمة العجز في الميزان التجاري مقدرة بالمليون دولار بالأسعار الثابتة.

$GDP_t$ : قيمة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

$FDI_t$ : تدفقات الاستثمارات الأجنبية المباشرة الصافية.

$INFL_t$ : معدل التضخم مقاساً بالرقم القياسي لأسعار المستهلكين.

$M_t$ : كمية المعروض النقدي.

$OPEN_t$ : الانفتاح التجاري.

$RER_t$ : سعر الصرف الحقيقي.

$K_t$ : الإستثمار المحلي الإجمالي.

$G_t$ : إجمالي الإنفاق الحكومي.

وقد تم تحويل كل هذه المتغيرات إلى لوغاريتمات طبيعية لتقليل التشنت في البيانات وتقليل المشاكل المتعلقة بتعدد الخطية، وكما تمثل المعلمات المقدرة المرونة مما يسهل تحديد التأثير النسبي لكل متغير مستقل على المتغير التابع، وقد تم الحصول على البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة من مؤشرات التنمية العالمية (WDI) الصادرة عن البنك الدولي لعام ٢٠٢٣.

٢-٤ الإحصاءات الوصفية لمتغيرات النموذججدول رقم (١)  
الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة

Ln G	Ln K	Ln RER	Ln open	Ln M	Ln INF	Ln FDI	Ln GDP	Ln TB	المتغيرات
23.70	21.65	1.78	3.87	26.00	3.51	20.96	25.78	23.71	Mean
23.77	21.21	1.80	3.85	26.15	3.76	20.89	25.82	22.86	Median
24.64	34.12	2.29	4.31	29.63	5.89	23.17	26.84	24.35	Maximum
22.80	12.44	1.03	3.39	21.61	0.78	15.89	24.43	22.27	Minimum
0.57	5.89	0.29	0.23	2.15	1.46	1.50	0.66	0.52	Std.Dev
-0.09	0.28	-0.64	-0.03	-0.28	-0.27	-0.72	-0.24	0.87	Skewness
1.74	2.01	3.13	2.27	2.21	2.07	4.13	2.010	2.68	Kurtosis
3.19	2.57	3.37	1.05	1.89	2.33	6.75	2.42	6.38	Jarque-Bera
0.20	0.27	0.18	0.58	0.38	0.31	0.03	0.29	0.04	Probabiliy
48	48	48	48	48	48	48	48	48	Observations

المصدر: إعداد الباحث باستخدام مخرجات برنامج EViews, 13.

يتضح من بيانات الجدول رقم (١) أن اختبار (Jarque- Bera) لسلاسل البيانات للمتغيرات محل الدراسة تأخذ شكل التوزيع الطبيعي باستثناء عجز الميزان التجاري والإستثمار الأجنبي المباشر، كما يلاحظ انخفاض قيم الانحراف المعياري Std.Dev لمتغيرات النموذج مما يعكس درجة تركيز قيم مشاهدات هذه المتغيرات حول وسطها الحسابي مما يدل على أن ظروف الإقتصاد الكلي كانت مستقرة إلى حد ما.

٣-٤ اختبارات التكامل المشترك١- اختبار جذر الوحدة (Unite Root Test)

يستخدم اختبار جذر الوحدة لتحديد مدى استقرار السلاسل الزمنية لمعرفة ما إذا كانت المتغيرات مستقرة في المستوى أو مستقرة في الفرق الأول أو مستقرة في الفرق الثاني، لتفادي حدوث انحدار زائف Spurious Regression ونتائج غير دقيقة، وذلك من خلال اختبار ديكي فولار الموسع (ADF)، واختبار فليبس بيرون (PP)، كما هو موضح بالجدول رقم (٢)

## جدول رقم (٢)

## نتائج اختبارات جذر الوحدة باستخدام اختباري (ADF, PP)

درجة التكامل	الفرق الأول (First Difference)				المستوى الأصلي (The level)				بيان المتغيرات
	PP		ADF		PP		ADF		
	ثابت واتجاه	ثابت	ثابت واتجاه	ثابت	ثابت واتجاه	ثابت	ثابت واتجاه	ثابت	
I (1)	-5.83*** (0.000)	-6.03*** (0.00)	-5.99*** (0.00)	-6.13*** (0.00)	-2.30 (0.42)	-1.38 (0.581)	-2.28 (0.43)	-1.45 (0.54)	Ln TB
I (1)	-5.11*** (0.0007)	-4.91*** (0.00)	-5.11*** (0.00)	-4.90*** (0.00)	-5.07*** (0.00)	-3.48** (0.0)	-3.05 (0.12)	-1.98 (0.29)	Ln GDP
I (0)	-8.37*** (0.000)	-8.46*** (0.00)	-7.57*** (0.00)	-7.60*** (0.00)	-4.57*** (0.00)	-3.73*** (0.00)	-4.56*** (0.00)	-3.73** (0.00)	Ln FDI
I (1)	-3.54** (0.046)	-3.41** (0.01)	-3.85** (0.04)	-3.46** (0.013)	-1.59 (0.77)	-1.33 (0.603)	-1.94 (0.61)	-1.25 (0.64)	Ln INF
I (1)	-3.64** (0.0122)	-2.94** (0.04)	-3.71** (0.02)	-3.04** (0.03)	-3.17 (0.10)	-2.32 (0.16)	-3.31* (0.07)	-1.35 (0.59)	Ln M
I (1)	-5.46*** (0.0003)	-5.49*** (0.00)	-5.49*** (0.00)	-5.52*** (0.00)	-2.50 (0.32)	-2.00 (0.28)	-3.47* (0.05)	-2.64* (0.09)	Ln OPEN
I (1)	-4.39*** (0.0056)	-4.45*** (0.00)	-4.36*** (0.00)	-4.40*** (0.00)	-2.63 (0.26)	-2.44 (0.13)	-3.63 (0.03)	-3.28 (0.02)	Ln RER
I (1)	-3.98** (0.0165)	-4.12*** (0.00)	-3.98** (0.01)	-4.12*** (0.00)	-3.16 (0.10)	-1.24 (0.64)	-3.27 (0.08)	-1.37 (0.585)	Ln K
I (1)	-7.44*** (0.0000)	-7.58*** (0.0000)	-7.37*** (0.00)	-7.50*** (0.00)	-2.80 (0.20)	0.63 (0.98)	-1.70 (0.73)	-0.03 (0.95)	Ln G

\*معنوي عند مستوى ١٠% ، \*\* معنوي عند مستوى ٥% ، \*\*\* معنوي عند مستوى ١%

المصدر: إعداد الباحث باستخدام مخرجات برنامج EViews, 13.

يتضح من الجدول رقم (٢) مايلي:

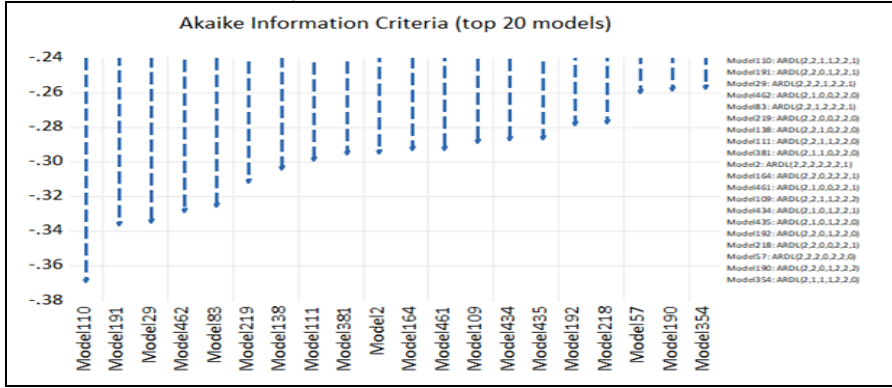
- ١- عدم استقرار كل المتغيرات في صورتها الأصلية (Level) وفقاً لاختباري (ADF) و (PP) سواء عند مستوى معنوية ١% أو ٥% ماعدا متغير الإستثمار الأجنبي المباشر.
  - ٢- استقرار كافة المتغيرات بعد الفرق الأول عند مستوى معنوية ١% ماعدا متغير التضخم و العرض النقدي الذي يتحقق لهما الاستقرار عند مستوى معنوية ٥%، مما يعني أن السلاسل الزمنية لتلك المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى.
- وفقاً لذلك تكون المتغيرات الداخلة في النموذج متكاملة من الدرجة الأولى I(1)، ومن الدرجة صفر I(0)، ولا توجد سلاسل زمنية درجة تكاملها أعلى من الرتبة الأولى، ومن ثمّ يكمن الاستمرار واستخدام نموذج (NARDL)، و اختبارات الحدود (Bounds Tests).

## ٢ - اختبار فترات الإبطاء المثلى لمتغيرات النموذج:

قبل إجراء اختبارات التكامل المشترك وتقدير المعلمات يجب اختيار أفضل طول فترة إبطاء يجب إدراجها في النموذج، باستخدام معيار الأكايك (AIC)، وقد أوضحت النتائج بالشكلين رقم (٤)، أن الحد الأقصى للفترات للتباطؤ فترتين، حيث كانت فترات الإبطاء المثلى حسب معيار (AIC) للنموذج الأول (2,2,1,1,2,2,1)، والنموذج الثاني (1,1,1,1,2,2,2).

شكل رقم (٤)

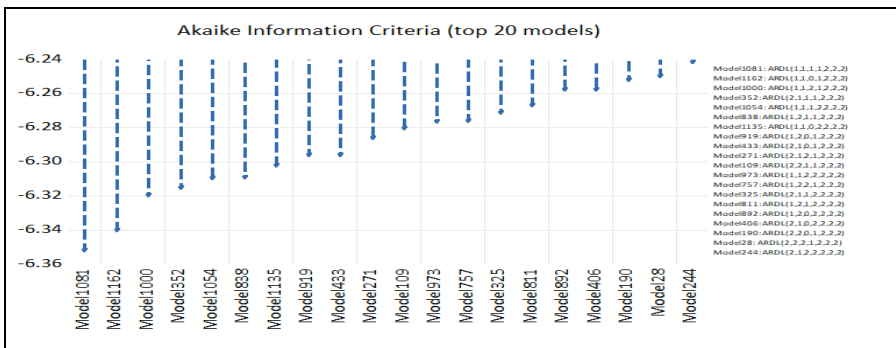
فترات الإبطاء المثلى للنموذج الأول



المصدر: إعداد الباحث باستخدام مخرجات برنامج EViews, 13.

شكل رقم (٥)

فترات الإبطاء المثلى للنموذج الثاني



المصدر: إعداد الباحث باستخدام مخرجات برنامج EViews, 13.

### ٣- اختبار التكامل المشترك:

يتم اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات باستخدام اختبار الحدود للتكامل المشترك ضمن نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (NARDL)، وفي حالة وجود تكامل مشترك بين المتغيرات يستمر التحليل من خلال تقدير التأثير غير المتماثل في الأجلين القصير و الطويل لسعر الصرف الحقيقي على الميزان التجاري والنتائج المحلي من خلال تحليل التغيرات في سعر الصرف الحقيقي إلى مجاميع جزئية Partial Sums للتغيرات الإيجابية ( $RER_t^+$ ) والتغيرات السلبية ( $RER_t^-$ ) كما في المعادلتين (4,3):

$$RER_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta RER_t^+ = \sum_{i=1}^t \max (RER_i, 0) \dots \dots \dots (3)$$

$$RER_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta RER_t^- = \sum_{i=1}^t \min (RER_i, 0) \dots \dots \dots (4)$$

وقبل تقدير العلاقة قصيرة الأجل وطويلة الأجل بين المتغيرات في النموذجين (1، 2)، يتم إجراء اختبارات التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود للتكامل المشترك، وتمثل الصورة العامة لمعادلات اختبارات الحدود المستخدمة في تحليل التكامل المشترك لفحص وجود علاقة توازنية غير متماثلة بين سعر الصرف الحقيقي وكل من الميزان التجاري الناتج المحلي في المعادلتين (5، 6) على التوالي.

$$\begin{aligned} \Delta \text{LnTB}_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^{q1} \beta_{1i} \Delta \text{LnTB}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} \beta_{2i} \Delta \text{LnGDP}_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{q3} \beta_{3i} \Delta \text{LnFDI}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} \beta_{4i} \Delta \text{LnINF}_{t-j} + \sum_{i=0}^{q5} \beta_{5i} \Delta \text{LnM}_{t-j} + \\ & \sum_{i=0}^{q6} \beta_{6i} \Delta \text{LnOPEN}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q7} \beta_{7i} \Delta \text{LnRER}_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{q8} \beta_{8i} \Delta \text{LnRER}_{t-i}^- + \\ & \lambda_{1i} \text{LnTB}_{t-1} + \lambda_{2i} \text{LnGDP}_{t-1} + \lambda_{3i} \text{LnFDI}_{t-1} + \lambda_{4i} \text{LnINF}_{t-1} + \\ & \lambda_{5i} \text{LnM}_{t-1} + \lambda_{6i} \text{LnOPEN}_{t-1} + \lambda_{7i} \text{LnRER}_{t-1}^+ + \lambda_{8i} \text{LnRER}_{t-1}^- + \varepsilon_t \dots (5) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \text{LnGDP}_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^{q1} \beta_{1i} \Delta \text{LnGDP}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} \beta_{2i} \Delta \text{LnK}_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{q3} \beta_{3i} \Delta \text{LnFDI}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} \beta_{4i} \Delta \text{LnINF}_{t-j} + \sum_{i=0}^{q5} \beta_{5i} \Delta \text{LnM}_{t-j} + \\ & \sum_{i=0}^{q6} \beta_{6i} \Delta \text{LnOPEN}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q7} \beta_{7i} \Delta \text{LnRER}_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{q8} \beta_{8i} \Delta \text{LnRER}_{t-i}^- + \\ & \lambda_{1i} \text{LnGDP}_{t-1} + \lambda_{2i} \text{LnK}_{t-1} + \lambda_{3i} \text{LnFDI}_{t-1} + \lambda_{4i} \text{LnINF}_{t-1} + \\ & \lambda_{5i} \text{LnM}_{t-1} + \lambda_{6i} \text{LnOPEN}_{t-1} + \lambda_{7i} \text{LnRER}_{t-1}^+ + \lambda_{8i} \text{LnRER}_{t-1}^- + \varepsilon_t \dots (6) \end{aligned}$$

حيث أن (q) تشير إلى عدد فترات التباطؤ المثلى optimal lag المحددة وفقاً لمعيار Akaike Information Criterion (AIC)، تشير إلى الفرق الأول للمتغيرات،  $\beta_{8i}, \beta_{7i}, \beta_{6i}, \beta_{5i}, \beta_{4i}, \beta_{3i}, \beta_{2i}, \beta_{1i}$  تمثل معلمات الحد الثابت، بينما  $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4, \lambda_5, \lambda_6, \lambda_7, \lambda_8$  تمثل المعلمات الخاصة بالأجل الطويل،  $\varepsilon_t$  تمثل حد الخطأ العشوائي. ويوضح الجدول رقم (٣) اختبار الحدود (Tests Bounds) وإيجاد قيمة (F-Statistic) المحسوبة ويتم مقارنة هذه القيمة بالقيم الجدولية لاختبار فرض العدم في مواجهة الفرض البديل:

$$H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = \lambda_6 = \lambda_7 = \lambda_8$$

$$H_1: \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \lambda_3 \neq \lambda_4 \neq \lambda_5 \neq \lambda_6 \neq \lambda_7 \neq \lambda_8$$

جدول رقم (٣)

ملخص نتائج اختبارات الحدود للتكامل المشترك

(Cointegration Bounds Tests)

مستوى المعنوية (%٩٥)		F- statistic	النموذج	المتغيرات المستقلة	المتغير التابع
I (1)	I (0)				
3.72	2.50	3.85	NARDL (2,2,1,1,2,2,1)	GDP, FDI, INF, M, OPEN, RER <sup>+</sup> RER <sub>-</sub>	TB
3.82	2.52	13.98	NARDL (1,1,1,1,2,2,2)	K, FDI, G, M, OPEN, REER <sup>+</sup> REER <sub>-</sub>	GDP

المصدر: إعداد الباحث باستخدام مخرجات برنامج EViews, 13.

بعد الحصول على قيمة (F-statistic) يتم مقارنتها بالقيم الحرجة الجدولية التي اقترحها (pesaran et al., 2001)، فإذا كانت قيمة (F) أعلى من الحد الأعلى Upper Bound critical Values يتم رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل الذي ينص على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، وكما يتضح من الجدول رقم (٣) أن قيمة (F-statistic) المحسوبة أكبر من الحد الأعلى للقيمة الجدولية لها عند مستوى معنوية 5% حيث بلغت 3.85 في النموذج الأول، و13.98 في النموذج الثاني، ومن ثم يتم رفض فرض العدم ( $H_0$ ) بعدم وجود علاقة تكامل مشترك

وقبول الفرض البديل ( $H_1$ ) مما يعني أن هناك تكاملاً مشتركاً بين متغيرات النموذج بمعنى آخر وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج غير الخطي.

#### 4- اختبارات عدم التماثل Asymmetry Test

يتضح من الجدول رقم (٤) رفض فرض عدم القائل بتماثل أثر سعر الصرف الحقيقي سواء على عجز الميزان التجاري أو الناتج المحلي في الأجلين القصير والطويل حيث كانت القيمة الإحصائية لإحصائية (F-Statistic, Chi-square) أقل من مستوى معنوية ٥%.

#### جدول رقم (٤)

اختبار عدم تماثل تأثير سعر الصرف الحقيقي على عجز الميزان التجاري والناتج المحلي في الأجلين الطويل والقصير

Null hypothesis	statistic	Value	Prob.
Symmetric effect of REX on TB	F-statistic	4.2291	0.0257
	Chi- square	8.4583	0.0146
Symmetric effect of REX on GDP	F-statistic	12.0450	0.0002
	Chi- square	24.0901	0.0000

المصدر: إعداد الباحث باستخدام مخرجات برنامج EViews, 13.

#### ٥- تقدير معلمات الأجلين القصير والطويل لنماذج (NARDL)

بعد التحقق من وجود علاقة تكامل مشترك، يمكن تقدير الأثر غير المتماثل لسعر الصرف الحقيقي في الأجل الطويل على كل من عجز الميزان التجاري، ونمو الناتج المحلي الإجمالي وفقاً لمعادلتين (7، 8) على التوالي:

$$\begin{aligned} \ln TB_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^{q1} \beta_{1i} \ln TB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} \beta_{2i} \ln GDP_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{q3} \beta_{3i} \ln FDI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} \beta_{4i} \ln INF_{t-j} + \sum_{i=0}^{q5} \beta_{5i} \ln M_{t-j} + \\ & \sum_{i=0}^{q6} \beta_{6i} \ln OPEN_{t-i} + \sum_{i=0}^{q7} \beta_{7i} \ln RER_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{q8} \beta_{8i} \ln RER_{t-i}^- + \varepsilon_t \dots \quad (7) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln GDP_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^{q1} \beta_{1i} \ln GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} \beta_{2i} \ln K_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{q3} \beta_{3i} \ln FDI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} \beta_{4i} \ln INF_{t-j} + \sum_{i=0}^{q5} \beta_{5i} \ln M_{t-j} + \\ & \sum_{i=0}^{q6} \beta_{6i} \ln OPEN_{t-i} + \sum_{i=0}^{q7} \beta_{7i} \ln RER_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{q8} \beta_{8i} \ln RER_{t-i}^- + \varepsilon_t \dots \quad (8) \end{aligned}$$

حيث تمثل  $q_1, q_2, q_3, q_4, q_5, q_6, q_7, q_8$ ، العدد الأمثل لفترات التباطؤ الزمني، وتشير  $\beta_{1i}, \beta_{2i}, \beta_{3i}, \beta_{4i}, \beta_{5i}, \beta_{6i}, \beta_{7i}, \beta_{8i}$  المعلمات المراد تقديرها في الأجل الطويل.

ولتقدير التأثير غير المتماثل لسعر الصرف الحقيقي في الأجل القصير على عجز الميزان التجاري، الناتج المحلي، يتم استخدام نموذج تصحيح الخطأ الخاص بنموذج (NARDL) كما في المعادلتين (10.9) على النحو التالي:

$$\begin{aligned} \Delta \text{LnTB}_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^{q1} \beta_{1i} \Delta \text{LnTB}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} \beta_{2i} \Delta \text{LnGDP}_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{q3} \beta_{3i} \Delta \text{LnFDI}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} \beta_{4i} \Delta \text{LnINF}_{t-j} + \sum_{i=0}^{q5} \beta_{5i} \Delta \text{LnM}_{t-j} + \\ & \sum_{i=0}^{q6} \beta_{6i} \Delta \text{LnOPEN}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q7} \beta_{7i} \Delta \text{LnRER}_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{q8} \beta_{8i} \Delta \text{LnRER}_{t-i}^- + \\ & \varphi \text{ECT}_{t-1} + \varepsilon_t \quad \dots \dots \dots (9) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \text{LnGDP}_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^{q1} \beta_{1i} \Delta \text{LnGDP}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} \beta_{2i} \Delta \text{LnK}_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{q3} \beta_{3i} \Delta \text{LnFDI}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} \beta_{4i} \Delta \text{LnINF}_{t-j} + \sum_{i=0}^{q5} \beta_{5i} \Delta \text{LnM}_{t-j} + \\ & \sum_{i=0}^{q6} \beta_{6i} \Delta \text{LnOPEN}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q7} \beta_{7i} \Delta \text{LnRER}_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{q8} \beta_{8i} \Delta \text{LnRER}_{t-i}^- + \\ & \varphi \text{ECT}_{t-1} + \varepsilon_t \quad \dots \dots \dots (10) \end{aligned}$$

حيث تمثل  $(\Delta)$  الفرق الأول للمتغيرات،  $\beta_{1i}, \beta_{2i}, \beta_{3i}, \beta_{4i}, \beta_{5i}, \beta_{6i}, \beta_{7i}, \beta_{8i}$  المعلمات المراد تقديرها في الأجل القصير،  $(\varphi)$  تمثل سرعة التعديل في الأجل القصير للوصول إلى حالة التوازن في الأجل الطويل،  $(ECT)$  معامل تصحيح الخطأ.



## جدول رقم (٥)

نتائج تقدير معلمات الأجلين الطويل والقصير لنموذج NARDL (2,2,1,1,2,2,1)

Ln TB <sub>t</sub>			المتغير التابع
تقدير معلمات الأجل الطويل			
P -Value	t- Statistic	المعلمات	المتغيرات التفسيرية
0.000***	5.8926	5.0664	Ln GDP <sub>t</sub>
0.048**	22.0342	0.1535	Ln FDI <sub>t</sub>
0.000***	4.3064	3.7911	Ln INF <sub>t</sub>
0.000***	-5.0520	-2.1277	Ln M <sub>t</sub>
0.150	1.4664	0.5937	Ln OPEN <sub>t</sub>
0.001***	-3.5331	-1.6250	Ln RER <sub>t</sub> <sup>+</sup>
0.001***	3.3945	3.6634	LnRER <sub>t</sub> <sup>-</sup>
0.000	-4.2071	-64.095	C
تقدير معلمات الأجل القصير			
0.000***	3.6973	-0.5039	ΔLn TB (-1)
0.096*	-1.7083	-3.0575	ΔLn GDP
0.052*	-2.0072	-3.1042	ΔLn GDP (-1)
0.005***	2.9708	0.0985	ΔLn FDI
0.037**	2.1652	1.7370	ΔLn INF
0.288	1.0772	0.5565	ΔLn M
0.000***	4.5623	2.8676	ΔLn M (-1)
0.579	0.5592	0.1130	ΔLn OPEN
0.000***	5.5886	1.0534	ΔLn OPEN (-1)
0.000***	-4.2403	-1.2270	ΔLn RER <sub>t</sub> <sup>+</sup>
0.183	1.3563	0.9265	Δ LnRER <sub>t</sub> <sup>-</sup>
0.000***	-6.7368	-0.9388	ECT <sub>t-1</sub>
اختبارات مدى ملائمة وجودة النموذج			
Prob.	القيمة	الاحصائية	الاختبار
0.627	0.9319	Jarque - Bera	التوزيع الطبيعي
0.376	1.0039	F-Statistic	الارتباط الذاتي
0.146	1.553	F-statistic	عدم ثبات التباين
0.347	0.9165	F-statistic	استقرار النموذج
		0.66	R-Squared
		0.55	Adjusted R-Squared

• معنوي عند مستوى ١٠% ، \*\* معنوي عند مستوى ٥% ، \*\*\* معنوي عند مستوى ١% .

المصدر: إعداد الباحث باستخدام مخرجات برنامج EViews, 13

## جدول رقم (٦)

## نتائج تقدير معلمات الأجلين الطويل والقصير لنموذج NARDL (1,1,1,1,2,2,2)

Ln GDP <sub>t</sub>			المتغير التابع
تقدير معلمات الأجل الطويل			
P -Value	t- Statistic	المعلمات	المتغيرات التفسيرية
0.094*	1.7159	0.0085	Ln K <sub>t</sub>
0.135	1.5277	0.0185	Ln FDI <sub>t</sub>
0.000***	6.5364	1.4075	Ln G <sub>t</sub>
0.001***	3.4233	0.1762	Ln M <sub>t</sub>
0.000***	6.1616	0.3090	Ln OPEN <sub>t</sub>
0.000***	-6.5364	-0.3696	Ln RER <sub>t</sub> <sup>+</sup>
0.002***	3.2321	0.2694	LnRER <sub>t</sub> <sup>-</sup>
0.005	-2.9388	-12.7741	C
تقدير معلمات الأجل القصير			
0.593	0.5390	0.003	ΔLn K
0.196	1.3197	0.0021	ΔLn FDI
0.000***	4.1586	0.2078	ΔLn G
0.0951*	1.7185	0.0407	ΔLn M
0.000***	-4.0883	-0.1111	ΔLn M (-1)
0.000***	5.6573	0.0663	ΔLn OPEN
0.000***	-4.8262	-0.0592	ΔLn OPEN (-1)
0.000***	-9.4655	-0.1070	ΔLn RER <sub>t</sub> <sup>+</sup>
0.002***	3.2340	0.0435	Δ Ln RER <sub>t</sub> <sup>+</sup> (-1)
0.873	0.16070	0.0046	Δ Ln RER <sub>t</sub> <sup>-</sup>
0.229	1.2248	0.0374	ΔLnRER <sub>t</sub> <sup>-</sup> (-1)
0.000***	-12.8896	-0.2933	ECT <sub>t-1</sub>
اختبارات مدى ملائمة وجودة النموذج			
Prob.	القيمة	الاحصائية	الاختبار
0.4422	1.6317	Jarque - Bera	التوزيع الطبيعي
0.2603	1.4082	F-Statistic	الارتباط الذاتي
0.4710	1.0233	F-statistic	عدم ثبات التباين
0.5503	0.3670	F-statistic	استقرار النموذج
		0.88	R-Squared
		0.84	Adjusted R-Squared

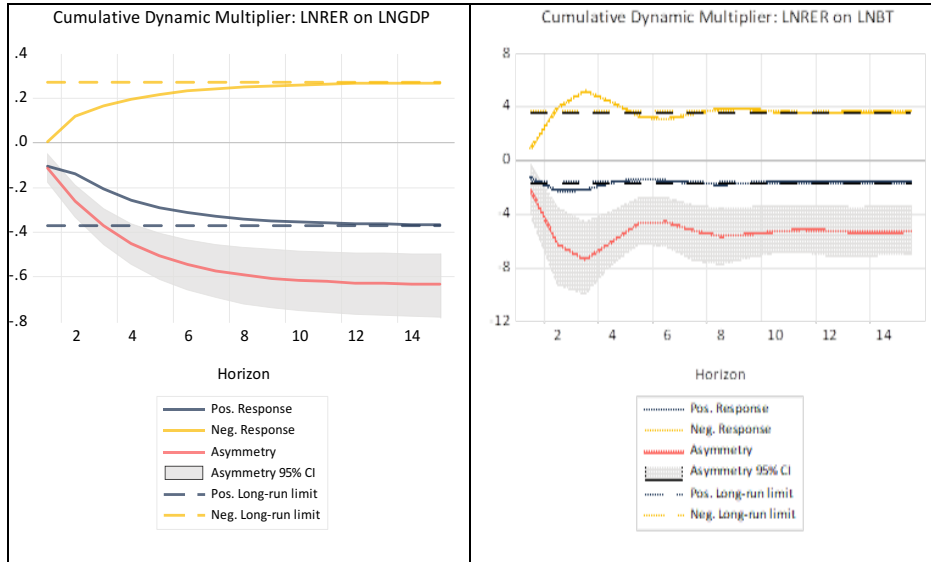
• معنوي عند مستوى ١٠% ، \*\* معنوي عند مستوى ٥% ، \*\*\* معنوي عند مستوى ١% .

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج EViews, 13

## 6- اختبار مضاعف التأثير التراكمي الديناميكي غير المتماثل

يوضح الشكل رقم (٦) عدم تماثل استجابة عجز الميزان التجاري والنواتج المحلي لحدوث تغيرات إيجابية أو سلبية في سعر الصرف الحقيقي، وتتماشي هذه النتيجة مع نتائج التأثيرات غير المتماثلة الواردة في الجدولين رقم (٥، ٦) حيث الزيادة بنسبة ١% في سعر الصرف الحقيقي تؤدي إلى تخفيض العجز في الميزان التجاري بنسبة ١.٦٢%، والإنخفاض بنسبة ١% في سعر الصرف الحقيقي تؤدي إلى زيادة العجز في الميزان التجاري بنسبة ٣.٦٦%، ويكون التأثير الصافي سلبي في الأجل الطويل، وكذلك الزيادة بنسبة ١% في سعر الصرف الحقيقي تؤدي إلى انخفاض النواتج المحلي الإجمالي بنسبة ٠.٣٦%، وبينما الإنخفاض بنسبة ١% في سعر الصرف الحقيقي تؤدي إلى زيادة النواتج المحلي بنسبة ٠.٢٦%، ويكون التأثير الصافي سلبي في الأجل الطويل.

شكل رقم (٦): المضاعفات الديناميكية التراكمية



المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج EViews, 13

**٧- اختبارات مدى ملائمة وجودة النماذج**

للحكم على مدى ملائمة وجودة النماذج التي تم تقديرها يتم إجراء مجموعة من الاختبارات التشخيصية **Diagnostic Tests** التي تم توضيحها في الجدولين رقم (٥)، (٦) والتي يمكن تلخيص نتائجها كما يلي:

١- اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي (**Normality Test**): وذلك من خلال اختبار **Jarque-Bera**، حيث يتم قبول فرض عدم القائل بتبعية البواقي لتوزيع طبيعي في الفترة (١٩٧٥ - ٢٠٢٢) نظراً لأن القيمة الإحتمالية لإحصائية الاختبار غير معنوية عند مستوى ٥%.

٢- اختبار عدم الارتباط الذاتي (**Auto-Correlation Test**) باستخدام اختبار **Breusch-Godfrey** الذي يؤكد عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي، حيث كانت القيمة الإحتمالية لـ (**F-statistic**) أكبر من ٥%.

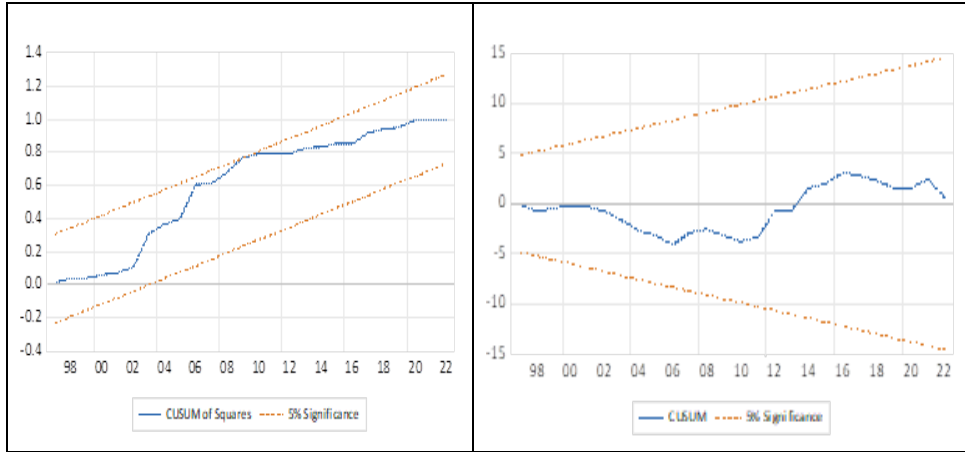
٣- اختبار فحص عدم ثبات التباين (**Heteroscedasticity Test**) باستخدام اختبار **Breusch-Pagan** للكشف على عدم ثبات التباين بين حدود الأخطاء، وكانت القيمة الإحتمالية لـ (**F-statistic**) أكبر من ٥%، ومن ثم نقبل فرض عدم بأنه لا توجد مشكلة عدم ثبات التباين.

٤- اختبار استقرار النموذج (**Stability test**): باستخدام اختبار **Ramsey RESET Test** يلاحظ استقرار النماذج، حيث القيمة الإحتمالية لـ (**F-statistic**) أكبر من ٥%، ومن ثم نقبل فرض عدم بأن النماذج قد تم توصيفها بشكل صحيح، وملائمة الصيغة الدالية للنماذج التي تم تقديرها.

٥- اختبار الاستقرار الهيكلي باستخدام اختبار المجموع التراكمي للبواقي (**CUSUM**)، واختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي (**CUSUMSQ**)، ويتضح من خلال الشكلين رقم (٧، ٨) أن المعاملات المقدرة لنماذج (**NARDL**) المستخدمة مستقرة هيكلياً خلال فترة الدراسة وإنسجام نتائج تصحيح الخطأ في المدى القصير والطويل، حيث وقع الشكل البياني لإحصاء الإختبارين داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية ٥%.

شكل رقم (٧)

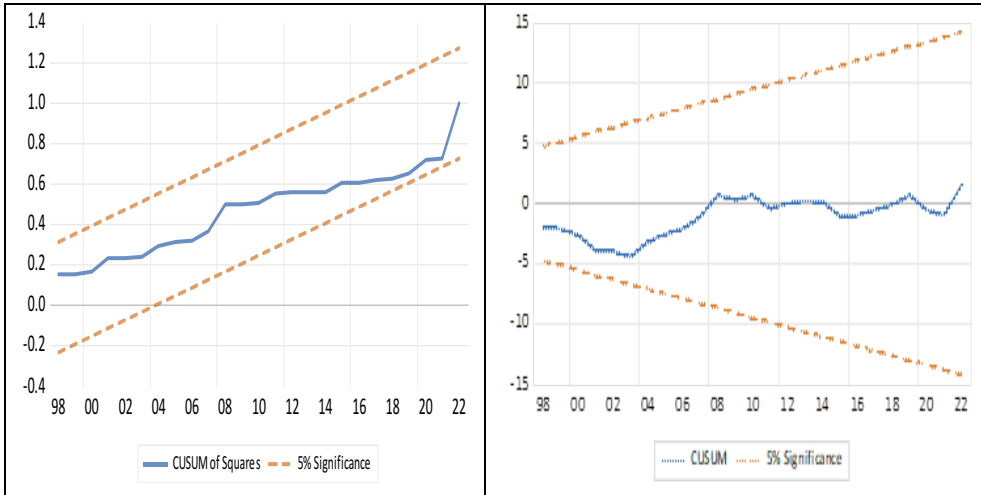
نتائج CUSUM-CUSUMSQ لفحص الإستقرار الهيكلي لمعلمات النموذج  
(2,2,1,1,2,2,1) NARDL



المصدر: إعداد الباحث باستخدام مخرجات برنامج EViews,13

شكل رقم (٨)

نتائج CUSUM- CUSUMSQ لفحص الإستقرار الهيكلي لمعلمات النموذج  
(1,1,1,1,2,2,2) NARDL



المصدر: إعداد الباحث باستخدام مخرجات برنامج EViews,13

## ٥- النتائج والتوصيات والبحوث المستقبلية:

### ١-٥ النتائج:

تتمثل أهم النتائج التي توصل إليها البحث فيما يلي:

#### ١-١-٥ نتائج الأثر غير المتماثل لسعر الصرف الحقيقي على الميزان التجاري

١- العجز في الميزان التجاري يتأثر سلباً بنسبة ٠.٥٠% بالعجز المحقق في العام السابق (TB-1)، كما يؤثر النمو الاقتصادي سلباً سواء في نفس الفترة أو المدقق في العام السابق (فترة إبطاء زمني واحدة) في الأجل القصير بنسبة ٣.٠٥% و ٣.١٠% على التوالي. حيث يساهم النمو الاقتصادي في البداية في زيادة الصادرات والحد من الواردات مما يساعد في تخفيض العجز في الميزان التجاري، ومع ذلك يوجد تأثير إيجابي على عجز الميزان التجاري في الأجل الطويل حيث زيادة الناتج المحلي الإجمالي (GDP) بنسبة ١% يؤدي إلى العجز في الميزان التجاري بنسبة ٥.٠٦% نتيجة زيادة مستويات الدخل والقوة الشرائية للأفراد وزيادة الطلب على الواردات، ومن ثم زيادة العجز في الميزان التجاري.

٢- يؤثر الإستثمار الأجنبي المباشر (FDI) إيجابياً في العجز بالميزان التجاري في الأجلين الطويل والقصير بنسبة ٠.١٥% و ٠.٠٩٨% على التوالي نتيجة اعتماد معظم الإستثمارات الأجنبية على استيراد مدخلات الإنتاج وتوجه إنتاجها لإشباع حاجات السوق المحلي، ومن ثم زيادة العجز في الميزان التجاري.

٣- يؤثر التضخم (INF) إيجابياً في العجز بالميزان التجاري في الأجلين الطويل والقصير بنسبة ٣.٧٩% و ١.٧٣% على التوالي، ويرجع ذلك لإنخفاض القيمة الحقيقية للعملة المحلية وارتفاع تكاليف الإنتاج واختلال الأسعار النسبية بين الداخل والخارج وزيادة الواردات لإنخفاض أسعارها النسبية وزيادة جودتها وانخفاض الصادرات لارتفاع أسعارها النسبية مما يؤدي إلى زيادة العجز في الميزان التجاري.

٤- يتأثر عجز الميزان التجاري إيجابياً بزيادة العرض النقدي (M) في الأجل القصير سواء في نفس الفترة أو مع وجود فترة تباطؤ زمني واحدة بنسبة ٠.٥٥% و ٢.٨٦% على التوالي، ويرجع ذلك لزيادة القدرة المالية أو الشرائية سواء الأفراد أو المستثمرين لمن يملكها مما يؤدي إلى زيادة الطلب الكلي بما في ذلك الطلب على الواردات خاصة في ظل عدم مرونة الجهاز الإنتاجي للدولة وعدم قدرته على مواجهة الطلب المحلي مما يؤدي إلى زيادة العجز في الميزان التجاري في الأجل القصير، والعكس في الأجل الطويل حيث يوجد علاقة سلبية بين العرض النقدي وعجز الميزان التجاري حيث زيادة العرض النقدي بنسبة ١% تؤدي إلى انخفاض العجز في الميزان التجاري بنسبة ٢.١٢% حيث زيادة العرض النقدي تؤدي إلى انخفاض سعر الفائدة وزيادة الاستثمار ومستوى الإنتاج ومن ثم زيادة الصادرات، كما أن انخفاض سعر الفائدة المحلي مقابل سعر الفائدة الأجنبي يؤدي إلى

انخفاض قيمة العملة المحلية مما يؤدي إلى زيادة الصادرات وانخفاض الواردات وتحسن وضع الميزان التجاري.

٥- يتأثر العجز في الميزان التجاري إيجابياً بالانفتاح التجاري (OPEN) في الأجل الطويل أو الأجل القصير في نفس الفترة أو مع وجود فترة تباطؤ زمني واحدة حيث زيادة الانفتاح التجاري بنسبة ١% يؤدي إلى زيادة العجز في الميزان التجاري بنسبة ٠.٥٩%، و ٠.١١%، و ١.٠٥% على التوالي، نتيجة الاعتماد بشدة على الواردات في تلبية الطلب المحلي.

٦- يتأثر الميزان التجاري سلباً بارتفاع سعر الصرف ( $RER^+$ ) " انخفاض القيمة الخارجية للجنبة المصري" حيث ارتفاع سعر الصرف بنسبة ١% يؤدي إلى انخفاض العجز في الميزان التجاري في الأجلين الطويل والقصير بنسبة ١.٦٢%، ١.٢٢% على التوالي، الأمر الذي يدل على تحقق شرط مارشال - ليرنز في الاقتصاد المصري، وعلى العكس يؤثر انخفاض سعر الصرف ( $RER_-$ ) " ارتفاع القيمة الخارجية للجنبة المصري" إيجابياً حيث انخفاض سعر الصرف بنسبة ١% يؤدي إلى زيادة العجز في الميزان التجاري في الأجلين الطويل والقصير بنسبة ٣.٦٦%، ٠.٩٢% على التوالي، ويلاحظ أن الميزان التجاري يتفاعل بقوة أكبر مع ارتفاع قيمة العملة مقارنة بانخفاض قيمة العملة في الأجل الطويل.

٧- توضح نتائج نموذج تصحيح الخطأ معنوية وسالبة معامل تصحيح الخطأ ( $ECT_{t-1}$ ) عند مستوى معنوية ١%، وقد بلغت قيمة معامل حد تصحيح الخطأ ٩٣% وهذا يعني أن أي اختلالات في الأجل القصير تتعدل قيمتها نحو القيم التوازنية في كل فترة زمنية بـ ٠.٩٣% سنوياً، بمعنى أن الانحرافات على المستوى القصير يتم تصحيحها في اتجاه العلاقة التوازنية في الأجل الطويل بعد سنة تقريباً.

٨- توضح قيمة معامل التحديد ( $R^2$ ) زيادة المقدر التفسيرية للنموذج إلى حد ما، حيث يستطيع النموذج تفسير (٦٦%) من التغيرات التي تحدث في المتغير التابع، والنسبة الباقية ترجع لعوامل أخرى لم يتم إدراجها في النموذج.

#### ٥-١- ٢ نتائج الأثر غير المتماثل لسعر الصرف الحقيقي على الناتج المحلي:

١- الناتج المحلي يتأثر إيجابياً بالاستثمار المحلي الإجمالي (K)، حيث كانت إشارة معلمة الاستثمار موجبة فزيادة الاستثمارات وزيادة فعاليتها بنسبة ١% تؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ٠.٠٠٠٨٥% و ٠.٠٠٠٣% في الأجلين الطويل والقصير على التوالي.

٢- الناتج المحلي يتأثر إيجابياً بتدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر (FDI) حيث زيادة تدفقات الاستثمار الأجنبي بنسبة ١% تؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ٠.٠٠١٨%، و ٠.٠٠٢١% في الأجلين الطويل والقصير على التوالي، حيث يمكن أن تسهم تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر في زيادة التراكم الرأسمالي، وتساعد في نقل

التكنولوجيا، وتشجع التصدير.

٣- الناتج المحلي يتأثر إيجابياً بالإنفاق الحكومي في الأجلين الطويل والقصير حيث زيادة الإنفاق الحكومي بنسبة ١% تؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ١.٤٠%، و ٢٠.٢٠% على التوالي. حيث زيادة الإنفاق الحكومي تؤدي إلى زيادة التراكم الرأسمالي وزيادة القدرة الإنتاجية والطلب الفعال من خلال زيادة طلب الدولة على السلع الاستهلاكية والاستثمارية.

٤- الناتج المحلي يتأثر إيجابياً بالعرض النقدي في الأجلين الطويل والقصير في نفس الفترة حيث زيادة العرض النقدي بنسبة ١% تؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ٠.١٧%، و ٠.٤٠% على التوالي. فالزيادة في العرض النقدي تؤدي إلى تخفيض سعر الفائدة مما يؤدي إلى زيادة الاستثمار ومن ثم النمو الاقتصادي.

٥- الناتج المحلي يتأثر إيجابياً بالانفتاح التجاري في الأجلين الطويل والقصير سواء في نفس الفترة أو مع وجود فترة تباطؤ زمني واحدة حيث زيادة الانفتاح التجاري بنسبة ١% تؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ٠.٣٠% و ٠.٠٦% و ٠.٥٩% على التوالي. ويعكس ذلك أهمية تحرير التجارة والتخصص في الإنتاج وفقاً للمزايا النسبية، وتشجيع المنافسة في الأسواق المحلية والدولية ونشر التكنولوجيا والمعرفة.

٦- تظهر نتائج نموذج (NARDL) عدم التماثل في تأثير ارتفاع قيمة العملة وانخفاضها في الأجل الطويل والأجل القصير في نفس الفترة، حيث زيادة سعر الصرف ( $RER^+$ ) "تخفيض قيمة العملة" بنسبة ١% يؤدي إلى انخفاض الناتج المحلي بنسبة ٠.٣٦%، و ٠.١٠% على التوالي، ولكن على العكس يؤدي انخفاض سعر الصرف ( $RER_-$ ) "ارتفاع قيمة العملة" إلى زيادة الناتج المحلي بنسبة ٠.٢٦% في الأجل الطويل، و ٠.٠٤٦% و ٠.٠٣٧% في الأجل القصير سواء في نفس الفترة أو مع وجود فترة تباطؤ زمني واحدة.

٧- توضح نتائج نموذج تصحيح الخطأ معنوية وسالبة معامل تصحيح الخطأ ( $ECT_{t-1}$ ) عند مستوى معنوية ١%، وقد بلغت قيمة معامل حد تصحيح الخطأ ٠.٢٩% وهذا يعني أن أي اختلالات في الأجل القصير تتعدل قيمتها نحو القيم التوازنية في كل فترة زمنية بـ ٠.٢٩% سنوياً، بمعنى أن الانحرافات على المستوى القصير يتم تصحيحه في اتجاه العلاقة التوازنية في الأجل الطويل بعد ثلاث سنوات وأربعة شهور تقريباً.

٨- توضح قيمة معامل التحديد ( $R^2$ ) زيادة المقدرة التفسيرية للنموذج إلى حد ما، حيث يستطيع النموذج تفسير (٨٨%) من التغيرات التي تحدث في المتغير التابع، والنسبة الباقية ترجع لعوامل أخرى لم يتم إدراجها في النموذج.



٢-٥ التوصيات

في ضوء النتائج التي توصل إليها البحث يمكن توجيه عدد من التوصيات التي يتعين على متخذي القرار وصانعي السياسات الاقتصادية أخذها في الاعتبار، والتي من شأنها أن تسهم في زيادة الناتج المحلي والحد من عجز الميزان التجاري. ولعل من أهم هذه التوصيات ما يلي:

- ١- تبني استراتيجيات تعزيز القدرة التنافسية الخارجية من حيث السعر والجودة لجذب الطلب الأجنبي وخلق توازن الميزان التجاري.
- ٢- توسيع القدرة الإنتاجية المحلية وتحسين الإنتاجية بشكل كبير لتوسيع سلة الصادرات واستبدال الواردات بالمنتجات المحلية.
- ٣- تشجيع الإنتاج المحلي وتنويعه، وتوفير بيئة ملائمة للأعمال التجارية، ومرافق البنية التحتية، وسياسات مالية ونقدية فعالة لجذب المستثمرين الأجانب إلى مصر.
- ٤- تدخل البنك المركزي بشكل دوري بالنظر في انخفاض قيمة العملة داخل الدولة لأنه قد يؤدي إلى تسريع مستويات الأسعار المحلية، مما يؤدي إلى التضخم من خلال ابتكار أدوات تساعد على استقرار الأسعار وتقليل تقلبات أسعار الفائدة وسعر الصرف.
- ٥- ضرورة توجيه الزيادة في الدخل نحو استهلاك السلع المحلية مما يؤدي إلى تعزيز الميزان التجاري و زيادة الصادرات والنمو الاقتصادي في الأجل الطويل.
- ٦- سياسة سعر الصرف الحقيقي ليست الخيار الوحيد للتعامل مع عجز الميزان التجاري، وتحتاج السلطات النقدية إلى سياسات بديلة أخرى، مثل زيادة إنتاجية العمل، والاستثمار في قطاعات التكنولوجيا والمعلومات.

٣-٥ البحوث المستقبلية

تقترح الدراسة إجراء مزيد من البحوث المستقبلية حول العلاقة غير الخطية التي تجمع بين سعر الصرف الحقيقي كمتغير مستقل، ومتغيرات تفسيرية أخرى لعل أهمها: النمو الاقتصادي، والعجز في الموازنة العامة، والانفتاح التجاري، والواردات، والصادرات، كما يمكن دراسة أثر تغيرات أسعار الصرف على الميزان التجاري لمصر مع شركائها التجاريين الرئيسيين، وكذلك تناول الموضوع في صورة دراسة مقارنة بين أكثر من دولة من أجل الحصول على منظور أكثر تنوعاً للتأثير الإيجابي والسلبي لتقلب سعر الصرف الحقيقي على حجم التجارة الدولية في الدول النامية والمتقدمة.

## قائمة المراجع:

### ١- المراجع العربية:

- ٢- السيد، سامي (١٩٩٨)، "أثر برنامج الإصلاح الاقتصادي على عجز الميزان التجاري المصري"، *المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة*، العدد الثالث، إبريل، كلية التجارة، جامعة عين شمس.
- ٣- شهاب، محمد عبد الحميد (٢٠١٦)، "تأثير انخفاض سعر الصرف الحقيقي على الميزان التجاري المصري خلال الفترة ١٩٨٥ إلى ٢٠١٥"، *مصر المعاصرة*، العدد ٥٢١، يناير، الجمعية المصرية للاقتصاد السياسي والاحصاء والتشريع.
- ٤- عبده، عبيد شعبان (٢٠١٦)، "أثر التغيرات في سعر الصرف على الميزان التجاري في مصر خلال الفترة (١٩٨٠ - ٢٠١٤)"، *المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة*، العدد الثاني، كلية التجارة، جامعة عين شمس.
- ٥- مرسى، طارق عبد الفتاح (٢٠٠٣)، "دراسة ونظام للتنبؤ بسعر صرف الجنيه المصري"، مركز معلومات دعم واتخاذ القرار، مجلس الوزراء، يوليو.
- ٦- نجا، علي عبد الوهاب (٢٠٢٣)، "محددات العجز في الميزان التجاري المصري خلال الفترة (١٩٨٠ - ٢٠٢١) دراسة تحليلية قياسية"، *المجلة العلمية لكلية الدراسات والعلوم السياسية*، المجلد الثامن، العدد السادس عشر، كلية الدراسات الاقتصادية والعلوم السياسية، جامعة الاسكندرية.

### ٢- المراجع الأجنبية

- 1- Alexander, S.S., (1952), "Effects of a devaluation on a trade balance", *IMF Staff Papers*, Vol. 2, No. 2, Pp. 263-278.
- 2- Aliyu, Alhaji Jibrilla; Tijjani, Shehu Mohammed, (2015), "Asymmetric cointegration between exchange rate and trade balance in Nigeria", *Cogent Economics & Finance*, Vol. 3, No.1, Pp.1-19, <https://doi.org/10.1080/23322039.2015.1045213>.
- 3- Arize, Augustine; Malindretos, John; Igwe, Emmanuel U., (2017), "Do exchange rate changes improve the trade balance: An asymmetric nonlinear cointegration approach", *International Review of Economics & Finance*, Vol. 49, Pp.313-326, <https://doi.org/10.1016/j.iref.2017.02.007>.
- 4- Bahmani-Oskooee, M., (2001), "Nominal and real effective exchange rates of Middle Eastern countries and their trade performance", *Applied Economics*, Vol. 33, No.1, Pp. 103-111, <https://doi.org/10.1080/00036840122490>.

- 5- Bahmani-Oskooee, M.; Halicioglu, F., (2017), "Asymmetric effects of exchange rate changes on Turkish bilateral trade balances", *Economic Systems*, Vol.41, No. 2, Pp. 279-296,  
<https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2016.07.001>.
- 6- Bahmani-Oskooee, M.; Kanitpong, T., (2019), "Asymmetric effects of exchange rate changes on Thailand-China commodity trade: evidence from 45 industries", *The Chinese Economy*, Vol. 52, No.3, Pp. 203-231,  
<https://doi.org/10.1080/10971475.2018.1548142>.
- 7- Bahmani-Oskooee M.; Aftab M., (2018), "Asymmetric effects of exchange rate changes on the Malaysia-China commodity trade", *Economic Systems*, Vol.42 No.3, Pp. 470-486,  
<https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2017.11.004>.
- 8- Bahmani-Oskooee, M.; Harvey, H.; Hegerty, Scott W., (2017), "The Japanese trade balance and asymmetric effects of yen fluctuations: Evidence using nonlinear methods", *The Journal of Economic Asymmetries*, Vol. 15, Pp. 56-63,  
<https://doi.org/10.1016/j.jeca.2017.02.001>.
- 9- Bahmani-Oskooee, M.; Halicioglu, F.; Mohammadian, A., (2018), "On the asymmetric effects of exchange rate changes on domestic production in Turkey", *Economic Change and Restructuring*, Vol. 51 No. 2, Pp. 97-112,  
<https://doi.org/10.1007/s10644-017-9201->.
- 10- Bahmani-Oskooee, M.; Mohammadian, A., (2018), "Asymmetry effects of exchange rate changes on domestic production in emerging countries", *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 54 No. 6, Pp. 1442-1459,  
<https://doi.org/10.1080/1540496X.2017.1307730>.
- 11- Bahmani-Oskooee, M.; Mohammadian, A., (2016), "Asymmetry Effects of Exchange Rate Changes on Domestic Production: Evidence from Nonlinear ARDL Approach", *Australian Economic Papers*, Wiley Blackwell, Vol. 55, No.3, Pp. 181-191,  
<http://hdl.handle.net/10.1111/1467-8454.12073>.
- 12- Bao, H.H.G.; Le H.P., (2021), "Asymmetric impact of exchange rate on

- trade between Vietnam and each of EU-27 countries and the UK: evidence from nonlinear ARDL and the role of vehicle currency”, *Heliyon*, Vol.7, No.6, Pp.1-9,  
<https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2021.e07344>.
- 13- Ben Doudou, M.; Noura, R.; Saafi, S.; Belhadj, A., (2022), “Do exchange rate changes have threshold effects on the trade balance? Evidence from Tunisia”, *Economic Change and Restructuring*, Vol. 55, Pp 511-537,  
<https://doi.org/10.1007/s10644-020-09306-4>.
- 14- Chang, B.H.; Rajput, S.K.O.; Bhutto, N.A. ; Abro, Z., (2020), “Asymmetric effect of extreme changes in the exchange rate volatility on the US imports: Evidence from multiple threshold nonlinear autoregressive distributed lag model”, *Studies in Economics and Finance*, Vol. 37, No. 2, Pp. 293-309, <https://doi.org/10.1108/SEF-03-2019-0122>.
- 15- Chien, M.; Setyowati, N.; Cheng, C., (2020), “Asymmetric effects of exchange rate volatility on bilateral trade between Taiwan and Indonesia”, *The Singapore Economic Review*, Vol. 65, No.4, Pp.857-888,  
<https://doi.org/10.1142/S021759082050006X>.
- 16- Gomes, F.A.R.; Paz, L.S., (2005), “Can real exchange rate devaluation improve the trade balance? The 1990-1998 Brazilian Case”, *Applied Economics Letters*, Vol.12, No.9, Pp. 525-528,  
<https://doi.org/10.1080/13504850500076908>.
- 17- Hunegnaw, F. B., & Kim, S., (2017), “Foreign Exchange Rate and Trade Balance Dynamics in East African Countries”, *The Journal of International Trade & Economic Development*, Vol.26, No.3, Pp. 979-999,  
<https://doi.org/10.1080/09638199.2017.1327611>.
- 18- Iqbal, Javed; Nosheen, Misbah; Wohar, Mark, (2022), “Revisiting the asymmetry between the exchange rate and domestic production in South Asian economies: Evidence from nonlinear ARDL approach”, *Economic Journal of Emerging Markets*, Vol.14, No.2, Pp.162-175,  
<https://doi.org/10.20885/ejem.vol14.iss2.art2>.

- 19- Krugman, P. and Taylor, L. (1978), "Contractionary effects of devaluation", *Journal of International Economics*, Vol. 8 No. 3, Pp. 445-456,  
[https://doi.org/10.1016/0022-1996\(78\)90007-7](https://doi.org/10.1016/0022-1996(78)90007-7).
- 20- Magee, S.P., (1973), "Currency Contracts, Pass-Through, and Devaluation", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 4, No. 1, Pp. 303-325,  
<https://doi.org/10.2307/2534091>.
- 21- Mesagan, Ekundayo Peter; Alimi, Olorunfemi Yasiru; Vo, Xuan Vinh, (2022), "The asymmetric effects of exchange rate on trade balance and output growth", *The Journal of Economic Asymmetries*, Vol. 26,  
<https://doi.org/10.1016/j.jeca.2022.e00272>.
- 22- Nasir, M. A.; Leung, M., (2021), "US trade deficit, a reality check: New evidence incorporating asymmetric and non-linear effects of exchange rate dynamics", *The World Economy*, Vol. 44, No.3, Pp. 818-836,  
<https://doi.org/10.1111/twec.12986>.
- 23- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. ,(2001), "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, No. 3, Pp. 289-326,  
<https://doi.org/10.1002/jae.616>.
- 24- Phan, T.H.; Jeong, Y., (2015), "Vietnam trade balance and exchange rate: evidence from panel data analysis", *Journal of Applied Economics and Business Research*, Vol.5, No. 4, Pp. 220-232.
- 25- Shahbaz, M.; Jalil, A.; Islam, F., (2012), "Real exchange rate changes and the trade Balance: the evidence from Pakistan", *The International Trade Journal*, Vol.26, No. 2, Pp. 139-153,  
<https://doi.org/10.1080/08853908.2012.657588>
- 26- Shin, Y.; Yu, B.; Greenwood-Nimmo, M. (2014), "Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework", in Sickles, R.C. and Horrace, W.C. (Eds), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications*, Springer, Pp. 281-314,  
<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1807745>.
- 27- Truong, L. D.; Vo van, D., (2023), "The asymmetric effects of exchange

rate on trade balance of Vietnam”, *Heliyon*, Vol.9,  
<https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e14455>.

28– World bank, (2023), *World development indicators (WDI)*,

<https://data.worldbank.org>.

29– Yol, M.A; Baharumshah, A.Z., (2007), “Estimating exchange rate and bilateral trade balance relationships: the experience of Sub-Saharan African countries”, *South African Journal of Economics*, Vol. 75, No.1, Pp 35–51,

<https://doi.org/10.1111/j.1813-6982.2007.00104.x>.