تأثيرأنظمة سعر صرف الجنيه المصري على النمو الاقتصادي فى مصر
(دراسة قياسية)

نهله عيد أحمد أحمد سالم
المُعيدة بقسم الاقتصاد
كلية التجارة - جامعة المنصورة

الأستاذ الدكتور
عبد الفتاح عبد الرحمن عبد المجيد
أستاذ الاقتصاد المُتفرغ
كلية التجارة – جامعة المنصورة

الأستاذ الدكتور
حمدي أحمد على الهنداوي
أستاذ الاقتصاد المساعد
كلية التجارة – جامعة المنصورة

مُلخص:

إن المقياس النهائى لمدى التقدم الاقتصادى لأية دولة هو قدرتها على تحقيق نمو اقتصادى حقيقى ومستدام، الأمرالذى يتطلب تضافُر الجهود الاقتصادية لاختيار السياسات الأكثر قدرة على تحقيق أفضل مستوى ممكن للنمو الاقتصادى فى ضوء الإمكانيات المتاحة. وتعتبر إدارة سعر الصرف أحد الأدوات الهامة والجوانب الحاسمة التى ينبغى النظر إليها عند اختيار هذه السياسات، إذ لابد أن تتسق أهداف سياسة سعر الصرف مع أهداف السياسة الاقتصادية، وبالشكل الذى يخدم المصالح الداخلية والخارجية للدولة ويساهم فى تخفيف حدة العجز فى ميزان المدفوعات ودعم النمو وتحقيق العديد من الأهداف الاقتصادية الأخرى.

ويهدف هذا البحث إلى دراسة تأثيرالأنظمة المختلفة لسعر صرف الجنيه المصرى على النمو الاقتصادى فى مصر خلال الفترة الزمنية الممتدة منذ عام ١٩٧١ وحتى عام ٢٠١٩، واعتماداً على التصنيفات الرسمية المعلنة لأنظمة سعر الصرف لدى صندوق النقد الدولى، وذلك بغرض تحديد أي من هذه الأنظمة كان الأكثر حفزاً للنمو الاقتصادى.

كلمات مفتاحية: نظام سعر الصرف، النمو الاقتصادى، الميزان التجارى، الاستثمار الأجنبى المباشر، التضخم، نموذج A.ARDL .

Abstract:

The ultimate measure of the extent of any country's economic progress is its ability to achieve a real and sustainable economic growth, which requires concerted economic efforts to choose the policies most capable of achieving the best possible level of economic growth in light of the available possibilities. The exchange rate management is one of the important tools and the critical aspects that should be considered when choosing these policies, as the objectives of the exchange rate policy must be consistent with the objectives of the economic policy, and in a way that serves the internal and external interests of the country and contributes to reducing the deficit in the balance of payments, supporting growth and achieving many of other economic goals.

This paper aims to study the impact of the different regimes of the Egyptian pound exchange rate on the economic growth in Egypt during the time period from 1971 to 2019, and based on the official classifications announced for the exchange rate regimes of the International Monetary Fund. In order to determine which of the different exchange rate regimes that were adopted during the study period was the most conducive to economic growth in Egypt.

Key Words: Exchange rate regime, Economic growth, balance of Trade, Foreign direct investment, Inflation, A.ARDL Model.

مقدمة:

تُعتبر عملية تحديد سعرصرف العملة واختيار نظام سعرالصرف الملائم من أهم القضايا التى تثير اهتمام صانعى السياسات والاقتصاديين، خاصة فى ظل العدد المتنامى لأنظمة سعر الصرف منذ انهيار نظام بريتون وودز في أوائل السبعينات من القرن العشرين، وبداية التحول من أنظمة سعر الصرف الثابته التى تتخلى بموجبها الدول عن سيطرتها المستقلة على سياساتها النقدية الداخلية وتقوم بربط عملاتها مع عملات دول أخرى، إلى أنظمة التعويم التى تحتفظ فى ظلها

الدول بأعلى درجات الاستقلالية النقدية وتترك تحديد أسعار صرف عملاتها رهنا لقوى العرض والطلب على العملات المختلفة فى سوق الصرف الأجنبى، مروراً بالأنظمة الوسيطة والتى تحمل خصائص كلا النوعين من الأنظمة بدرجات متفاوتة. فمن بين هذه الأنظمة المتعددة لسعر الصرف لا يمكن الجزم بأن نظاماً ما هو النظام الأمثل بالنسبة لجميع الدول وفى جميع الأوقات وبالتالى يكون على كل دولة اختيار النظام الملائم بالنسبة لها وبما يتناسب مع أولوياتها وظروفها الاقتصادية والسياسية المختلفة ووفقاً للمحددات المُتفق عليها.

وأياً كان نظام سعر الصرف الذى تقرر اى دولة تبنيه، فإن الهدف النهائى الذى تسعى إليه معظم الدول سواء كانت متقدمة أو ساعية للتقدم هو توظيف أنظمة سعر الصرف الخاصة بها، بما يخدم مصالحها الداخلية والخارجية وبالشكل الذى يمكنها من علاج الاختلالات فى موازين مدفوعاتها ودعم النمو وتحقيق العديد من الأهداف الاقتصادية الأخرى. وعلى هذا الأساس، فسوف نقوم فى هذا البحث بدراسة تأثير أنظمة سعر الصرف المختلفة التى تبنتها جمهورية مصر العربية خلال الفترة الزمنية الممتدة منذ عام ١٩٧١ وحتى عام ٢٠١٩ على معدل النمو الاقتصادى فى مصر.

مشكلة الدراسة:

فى ظل الجدل المستمر حول نظام سعر الصرف الأكثر قدرة على حفز النمو الاقتصادى فى الدول الساعية للتقدم، وفى ضوء الاختلاف بين مؤيدى ومعارضى كل نظام من أنظمة سعر الصرف، وبالنظر إلى عدم وجود دليل قاطع يشير إلى أفضلية نظام ما عن غيره من الأنظمة، فإن البحث عن نظام سعر الصرف الأنسب والأكثر ملائمة لظروف الدول الساعية للتقدم بشكل عام والاقتصاد المصرى بشكل خاص يُعتبر مسألة مُلحة تقتضى تسليط الضوء على جميع جوانبها ومن ثم الخروج بنتائج تساعد صانعى السياسات بشأن اختيار نظام سعر الصرف الملائم. وفى ضوء ذلك، يمكن صياغة المشكلة الأساسية للدراسة من خلال الإجابة على التساؤلات التالية: **ما هو تأثير أنظمة سعر صرف الجنيه المصرى على النمو الاقتصادى فى مصر؟ وأى من أنظمة سعر الصرف التى تبنتها مصر خلال فترة الدراسة كان الأكثر حفزاً للنمو الاقتصادى؟ وكيف يمكن توظيف نظام سعر الصرف فى التأثير على المتغيرات الاقتصادية الكلية؟**

أهمية الدراسة:

تكمن أهمية هذه الدراسة فى التعرف على الدور الذى يمكن ان يلعبه نظام سعر الصرف فى التأثير على النمو الاقتصادى، خاصة وأن سياسة سعر الصرف أصبحت سياسة اقتصادية قائمة بذاتها تُظهر من يوم لآخر أهميتها واستقلاليتها عن السياسة النقدية وذلك من خلال تميزها بأدواتها المستقلة فى التأثير على المتغيرات الاقتصادية الكلية، الأمر الذى يقتضى تقييم أنظمة سعر الصرف المتبعة فى مصر وتحديد اى منها هو الأكثر حفزاً للنمو الاقتصادى.

أهداف الدراسة:

تهدف هذه الدراسة إلى ما يلى:

١- التعرف على أنظمة سعر الصرف المختلفة.
٢- التعرف على تطورات أنظمة سعر صرف الجنيه المصرى خلال فترة الدراسة.
٣- توضيح تأثير أنظمة سعر الصرف على النمو الاقتصادى.

٤- قياس أثر أنظمة سعر الصرف على النمو الاقتصادى فى مصر ومن ثم تحليل النتائج للوصول لبعض التوصيات التى قد تساعد صانعى القرارات فى اختيار نظام سعر الصرف الملائم للاقتصاد المصرى.

منهجية الدراسة:

تستند هذه الدراسة إلى عدة مناهج كما يلى:

١- **المنهج التاريخى:** حيث سوف يتم تتبع تطورات أنظمة سعر الصرف فى جمهورية مصرالعربية خلال فترة الدراسة، وذلك للوقوف على تطورات تلك الأنظمة ومعرفة تغيراتها المختلفة وتحديد مبررات تبنيها.

٢- **المنهج الوصفى:** حيث سوف يتم وصف الظاهرة محل الدراسة وبيان تصنيفاتها ومكوناتها وتأثيراتها المختلفة، وذلك اعتماداً على التقارير الرسمية والدراسات السابقة فى هذا المجال.

٣- **المنهج الكمى:** وذلك من خلال تصميم نموذج لقياس تأثير أنظمة سعر الصرف على النمو الاقتصادى فى مصر خلال فترة الدراسة وذلك باستخدام البرنامج الإحصائى Eviews-12.

فروض الدراسة:

تحاول هذه الدراسة اختبار الفروض التالية:

١- أنظمة سعر الصرف لها تأثير معنوى على النمو الاقتصادى فى مصر.

٢- نظام التعويم له تاثير إيجابى على النمو الاقتصادى فى مصر.

٣- تخفيض قيمة الجنيه المصرى له تأثير سلبى على النمو الاقتصادى فى مصر.

حدود الدراسة:

سوف يتم تطبيق هذه الدراسة على جمهورية مصر العربية خلال الفترة الزمنية الممتدة منذ عام ١٩٧١ وحتى عام ٢٠١٩، ويرجع سبب اختيار تلك الفترة تحديداً إلى تاريخ انهيار نظام بريتون وودز عام ١٩٧١ حيث أنه منذ ذلك الحين بدأت الدول فى التحرر من بعض القيود على سعر الصرف وأصبحت تتمتع بمطلق الحرية فى تبنى نظام سعر صرف مستقل.

خطة الدراسة:

سوف يتم تقسيم الدراسة إلى أربعة أجزاء أساسية كما يلى:

الجزء (١) : أنظمة سعر الصرف.

الجزء (٢) : الملامح الأساسية لتطورات سعر صرف الجنيه المصرى خلال الفترة الزمنية (١٩٧١-٢٠١٩).

الجزء (٣) : تأثير أنظمة سعر الصرف على النمو الاقتصادى.

الجزء (٤) : النموذج القياسى لتأثير أنظمة سعر الصرف على النمو الاقتصادى فى مصر.

١/ أنظمة سعر الصرف:

يُقصد بنظام سعر الصرف **"مجموعة القواعد التي تتبعها دولة معينة في تحديد سعر صرف عُملتها بُعداً أو قُرباً من قوى العرض والطلب"**، فقد يُترَك تحديد سعر الصرف كُلياً لقوى العرض والطلب وقد تُقيد السلطات النقدية قوى العرض والطلب بفرضها سعراً رسمياً معيناً، اي أن أنظمة سعرالصرف تُمثل الكيفية أو الآلية التي تتحرك بها أسعار صرف العملات (بولخراص، ٢٠١٨).

ووفقاً للتقرير السنوي لصندوق النقد الدولي للعام ٢٠٢٠ حول ترتيبات أسعار الصرف، يمكن تقسيم أنظمة سعر الصرف إلى عده أنواع رئيسية ابتداءً من أنظمة سعر الصرف الثابتة مروراً بأنظمة سعر الصرف الوسيطة وانتهاءً بأنظمة التعويم، ويندرج تحت كل مجموعة من الأنظمة عدة ترتيبات، وهو ما يمكن توضيحه من خلال الجدول رقم (١) كما يلى:

جدول رقم (١)

أنظمه سعر الصرف وفقاً للتصنيف الرسمى الخاص بصندوق النقد الدولى

المجموعة	الفئة		ترتيبات سعر الصرف
الأنظمة الثابتة Fixed Regimes	الربط الجامد Hard pegs	ربط	الاتحادات النقدية
			الدولرة الكاملة
			مجلس العملة
الأنظمة الوسيطة Intermediate Regimes	الربط اللين Soft pegs		ترتيبات الربط الثابت التقليدي
			الربط ضمن نطاق أفقي
			الترتيبات المستقرة
			الربط الزاحف
			الترتيبات شبه الزاحفة
	الترتيبات المُدارة Managed Arrangement	تعويم	ترتيبات مُدارة أخرى
أنظمة التعويم Floating Regimes	التعويم floating		التعويم المُدار
			التعويم الحر

Source: "Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions", IMF, www.imf.org (IMF, 2020), p.1.

٢/ الملامح الأساسية لتطورات سعر صرف الجنيه المصرى خلال الفترة (١٩٧١-٢٠١٩)

لقد شهد سعر صرف الجنيه المصرى منذ انهيار نظام بريتون وودز عدة تغيرات جوهرية كانت تؤدى باستمرار إلى انخفاض القيمة الخارجية للجنيه المصرى، وذلك كرد فعل لما شهده الاقتصاد المصرى من ظروف سياسية وأزمات اقتصادية خاصة تلك المتعلقة بندرة النقد الأجنبى ومشاكل ميزان المدفوعات، مما دفع بالسلطات المختصة للبحث عن حلول لمواجهة تلك الأزمات من خلال اتخاذ عدة إجراءات وتدابير تنظيمية ونقدية بهدف زيادة حصيلة مصر من النقد الأجنبى.

ولقد تطورت هذه التدابير منذ ذلك الحين بما يتناسب مع ما استجد من تغيرات، وبحيث كان لكل فترة من ما يميزها، فقد تميزت **فترة السبعينيّات والثمانينيّات** بتعدد أسعار الصرف وأسواقه، وتتمثل أبرز ملامح تلك الفترة فى: منح الاستثمار الأجنبى بعض التيسيرات كالإعفاء من ضريبة الأرباح لفترة معينة؛ وإنشاء السوق الموازية للنقد الأجنبى للعمل بنظام الأسعار التشجيعية من خلال إضافة علاوة إلى السعر الرسمى؛ كما تم إدخال نظام الاستيراد بدون تحويل عملة؛ أيضاً فقد تم السماح للمواطنين بحرية حيازة النقد الأجنبى والتعامل فيه عن طريق البنوك المُعتمدة دون الحاجة إلى تبرير مصدر

ذلك النقد للسلطات المختصة؛ بالإضافة إلى قصر التعامل فى سوق الصرف على البنوك التجارية مع تطبيق سعر صرف ممتاز يتم تعديله بشكل يومى تكيفاً مع ظروف العرض والطلب لتقليص حجم التعامل فى السوق غير الرسمية وجلب الصرف الأجنبى المتسرب خارج الجهاز المصرفى؛ وأخيراً فقد تم إنشاء السوق المصرفية الحرة للنقد الأجنبى (IMF, 1972-1990).

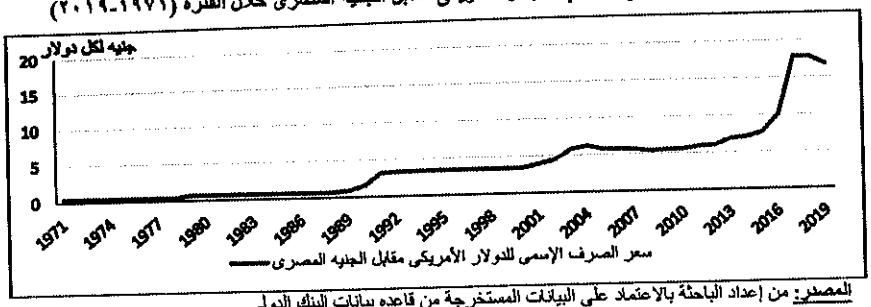
أما فترة **التسعينيَّات** فقد تميزت بالانتقال من نظام الربط ضمن هوامش تقلب ضيقة إلى نظام التعويم المُدار كنظام مُعلن رسمياً، وقد تمثلت أبرز ملامح تلك الفترة فى: التحول من سياسة تعدد أسعار الصرف التى تم اعتمادها خلال السبعينيَّات والثمانينيَّات إلى سياسة توحيد سعرالصرف؛ كما تم استحداث نظام للصرف الأجنبى يتكون من سوقين هما السوق الأولية للنقد الأجنبى ويديرها البنك المركزى والسوق الثانوية للنقد الأجنبى والتى اقتصر التعامل فيها على البنوك التجارية المعتمدة ومكاتب الصرافة؛ أيضاً فقد تعرُّض الاقتصاد المصرى لبعض الصدمات الداخلية والخارجية التى أثرت على الطلب والعرض من النقد الأجنبى والتى كادت تطيح بقيمة الجنيه المصرى لولا الدور البارز الذى قدمه البنك المركزى للحفاظ على استقرار سعر الصرف من خلال ضخ كميات محددة من النقد الأجنبى والتدخل فى سوق الصرف الأجنبى بيعاً أو شراءً حسب مقتضيات الحال، بالإضافة إلى إصدار البنك المركزى تعليمات صارمة لشركات الصرافة بالالتزام الكامل بالأسعار المعلنة، علاوة على رفع سعر الفائدة المحلى على الجنيه المصرى مقارنة بالفائدة على الودائع الدولارية مما ترتب عليه انخفاض معدل الدولرة (IMF, 1991-2000).

فى حين تميزت سياسات سعر الصرف خلال **العقدين الأولين من القرن الحادى والعشرين** بانتهاج سياسات أكثر مرونة، وتتمثل أبرز ملامح هذه الفترة فى: بداية ظهور السوق غير الرسمية من جديد وعلى نطاق أوسع كرد فعل لعدم مصداقية الأسعار المُعلَنة من الجهاز المصرفى فى التعبير عن القوى الحقيقية للعرض والطلب على النقد الأجنبى، كما تم تطبيق آلية الإنتربنك الدولارى واستحداث آلية العطاءات الدورية؛ أيضاً فقد تم تنفيذ برنامج إصلاح وتطوير الجهاز المصرفى؛ بالإضافة إلى اتخاذ عدة إجراءات لتصحيح سياسة تداول النقد الأجنبى من خلال تحرير أسعار الصرف لإعطاء مرونة للبنوك العاملة فى مصر لتسعير شراء وبيع النقد الأجنبى بهدف استعادة تداوله داخل القنوات الشرعية وإنهاء السوق الموازية للنقد الأجنبى (IMF, 2001-2020).

وبناءً على ما سبق، وباستعراض تطورات سعر صرف الدولار الأمريكى مقابل الجنيه المصرى خلال الفترة الزمنية الممتدة منذ عام ١٩٧١ وحتى عام ٢٠١٩ يتضح أن قيمة الجنية المصرى قد تدهورت بشكل هائل خلال تلك الفترة وباختلاف أنظمة وسياسات سعر الصرف المُتَّبعة فى مصر. فمشكلة تدهور قيمة الجنيه المصرى ليست وليدة اليوم أو الأمس وإنما تمتد جذورها إلى منتصف القرن العشرين وما زالت قائمة حتى اليوم رغم الجهود المبذولة لعلاجها، ويرجع ذلك أساساً إلى عدم تركيز السياسات على علاج الأسباب الحقيقية التى أدت إلى تدهور قيمة الجنية المصرى مثل ضعف الجهاز الإنتاجى والاختلالات الهيكلية القائمة فى الاقتصاد المصرى بشكل عام، بالإضافة الى الاضطراب والتناقض فى السياسات الاقتصادية والتى أدت إلى دخول الجنية المصرى فى حلقة مفرغة من التخفيضات، فهذه السياسات لم تكن سوى رد فعل لما يحدث فى سوق الصرف الأجنبى دون الاستناد إلى دراسات كافية عن العوامل والمتغيرات الاقتصادية التى تؤثر على قيمة الجنيه المصرى. ويوضح الشكل رقم (١) تطور سعر صرف الدولار الأمريكى مقابل الجنيه المصرى خلال الفترة ١٩٧١-٢٠١٩، وذلك كما يلى:

شكل رقم (١)

سعر الصرف الرسمي الإسمي للدولار الأمريكى مقابل الجنيه المصرى خلال الفترة (١٩٧١-٢٠١٩)



المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على البيانات المستخرجة من قاعده بيانات البنك الدولي.
https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators, 1/12/2021.

٣/ تأثير أنظمة سعر الصرف على النمو الاقتصادى:

لقد حاولت العديد من الدراسات النظرية والتجريبية بحث العلاقة بين أنظمة سعر الصرف والنمو الاقتصادى، وذلك بهدف تحديد نظام سعر الصرف الأكثر قدرة على تحقيق معدل نمو اقتصادى حقيقى ومُستدام، إلا أن هذه الدراسات لم تتوصل لاتفاق واضح حول ما إذا كان لسعر الصرف باختلاف أنظمته وسياساته دوراً فى التأثير على النمو الاقتصادى خاصة وأن العديد من نظريات النمو لم تجعل لسعر الصرف دوراً واضحاً ومباشراً كأحد محددات النمو، كما أن النتائج التجريبية المتباينة وغير الحاسمة وأحياناً المتناقضة حول علاقة سعر الصرف بالنمو الاقتصادى ونوع هذه العلاقة واتجاهها ومدى قوتها قد أثارت جدلاً فى النقاشات الاقتصادية. ففى حين وضحت بعض الدراسات مثل [**Fristedt (2016)، Bermudez and dabus(2015)، De Vita and Kyaw (2011)**، بربرى (٢٠١١)، **Petreski (2009)، Benbouziane and Benamar (2007)، Ghosh el al. (2002)، Mauro and Juhn (2002)، Baxter and Stockman (1989)**] أن نظام سعر الصرف لا يؤثر على النمو الاقتصادى بأية حال، فقد وضحت دراسات أخرى بأن لنظام سعر الصرف تأثير هام على النمو الاقتصادى.

إلا أنه حتى وإن كان هناك اتفاق بين بعض الدراسات بأن نظام سعر الصرف يمكن أن يؤثر فى النمو الاقتصادى، فإن تلك الدراسات لم تتمكن من الوقوف على استنتاجات قاطعة بشأن قوة هذا التأثير واتجاهه وأى من أنظمة سعر الصرف هو الأكثر حفزاً للنمو الاقتصادى. ففى حين وضحت بعض الدراسات مثل [**Ha and Hoang (2020)** ، قليل (٢٠١٦)، **Jakob (2016)**، بدراوى (٢٠١٥)، الهنداوى (٢٠١١)، **Dubas el al (2005)، De Grauwe and Schnabl(2004)، Bailliu et al. (2003)**] أن أنظمة سعر الصرف الثابتة لها تأثير إيجابى على النمو الاقتصادى مقارنة بأنظمة سعر الصرف الأخرى من خلال قدرتها على تحقيق الاستقرار فى قيمة العملة وتعزيز المصداقية وتقليل الشك وعدم اليقين بشأن أسعار الصرف وتقلباتها، فقد أكدت دراسات أخرى مثل [**Lartey (2017)**، جبورى (٢٠١٣)، **Bleaney and Francisco (2007)، Hoffmann (2007)، Larrain and Parro (2006)، Edward and Levy-Yeyati (2003)، Eichengreen and Leblang (2003)**] أن أنظمة سعر الصرف المرنة هى الأكثر قدرة على تحقيق معدلات نمو اقتصادى أعلى، وذلك من خلال قدرتها على تحقيق الاستقلالية فى السياسة النقدية وسياسات سعر الصرف وإمكانية توجيهها لامتصاص الصدمات الداخلية والخارجية.

كما أشارت مجموعة ثالثة من الدراسات مثل [خليفة (٢٠١٨)، Sosvilla-Rivero and Ramos-Herrera (2014) ، Ihnatov and Capraru (2012)، Coudert and Dubert (2005)] إلى أفضلية الأنظمة الوسيطة فى تحقيق معدلات نمو اقتصادى أعلى من خلال مرونتها وقدرتها على الجمع بين مزايا كل من الأنظمة الثابتة وأنظمة التعويم وتجنب عيوبهما. إضافة إلى بعض الدراسات مثل [بوشمال (٢٠١٠)، Garofalo (2005) ، Domac et al (2004)، Haung and Malhorta (2004)، Husain et al (2004)] والتى لم تتوصل إلى نتائج حاسمة بشأن نظام سعر الصرف الذى يحقق معدلات نمو اقتصادى أعلى.

وبصرف النظر عن هذا التباين فإن العديد من الدراسات توضح أن نظام سعر الصرف قد يؤثر على النمو الاقتصادى بشكل غير مباشر من خلال تأثيره على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية باعتبارها قنوات انتقال هامه ومؤثرة فى النمو الاقتصادى كالتجارة الخارجية والاستثمار الأجنبى المباشر والتضخم وغيرها، وهو ما يمكن توضيحه فيما يلى:

١/٣ تأثير أنظمة سعر الصرف على التجارة الخارجية

حاولت بعض الدراسات مثل [Ghosh, A.R.,Qureshi,M.S.,&Tsangarides,C.G.(2019)، Gnimassoun(2015)] البحث حول النظام الأكثر فعالية فى علاج العجز التجارى، وقد توصلت هذه الدراسات إلى أن أنظمة سعر الصرف المرنة هى الأكثر قدرة على علاج ذلك العجز مقارنة بأنظمة سعر الصرف الثابتة والوسيطة، ويرجع ذلك إلى ما يؤدى إليه تبنى الأنظمة المرنة - والتى غالباً ما يترتب عليها انخفاض فى قيمة العملة المحلية خاصة فى الدول الساعية للتقدم- من تحسن فى القدرة التنافسية للدولة، ويمكن تلخيص الآلية التى تعمل من خلالها سياسة التخفيض فى التأثير على الميزان التجارى من خلال تأثيرها على قيمة كل من الصادرات والواردات المحلية، حيث يؤدى إنخفاض قيمة العملة المحلية إلى انخفاض أسعارالمنتجات المحلية مقومة بالعملة الأجنبية وبالتالى تزداد صادرات الدولة ويزداد حجم ما يؤول إليها من عملات أجنبية، كذلك يؤدى انخفاض قيمة العملة المحلية إلى ارتفاع أسعارالواردات مقومة بالعملة المحلية مما يؤدى إلى انخفاض الطلب على السلع المستوردة، الأمرالذى يؤدى إلى تحسن وضع الميزان التجارى ويؤثرايجابياً على الناتج المحلى ومعدل نموه، وذلك بشرط توافر بعض الشروط اللازمة لذلك والتى يتمثل أهمها فى: ضرورة أن يتسم الطلب الأجنبى على صادرات الدولة المحلية بدرجة كبيرة من المرونة؛ وأن تكون مرونة العرض المحلى للصادرات لانهائية؛ كما يجب أن تتسم الأسعار المحلية للمنتجات التصديرية بالاستقرار؛ وأن يتسم الطلب المحلى على الواردات الأجنبية بقدر كبير من المرونة؛ وأن تكون مرونة عرض الواردات لا نهائية؛ وأخيراً ألا يقابل سياسة التخفيض سياسات مماثلة من الدول الأخرى التى تنتج إنتاج تصديرى متشابه (العرابى، ٢٠١٨).

٢/٣ تأثير أنظمة سعر الصرف على الاستثمار الأجنبى المباشر

لقد توصلت بعض الدراسات مثل [Abbott and De Vita(2011)، Cushman & De Vita(2017)، Schiavo(2007)، Aizenman(1992)، Cushman (1985)] إلى أن تدفقات الاستثمار الأجنبى المباشر تكون أعلى وبشكل ملحوظ فى ظل الأنظمة الثابتة عنها فى ظل الأنظمة المرنة ويرجع ذلك إلى نفور المستثمر الأجنبى من المخاطرة حيث تنخفض تقلبات سعر الصرف فى ظل الأنظمة الثابتة مما يعطى إطمئنانا أكثر للمستثمرين بشأن التوقعات فى التكاليف والأسعار والأرباح مما يساهم فى تدفق الاستثمارات الأجنبية المباشرة إلى الدولة التى تتبنى نظام التثبيت، كما أن تقليل حواجز المعاملات فى بعض الأنظمة الثابتة مثلما هو الحال فى الاتحاد النقدى يمكن أن يشجع الاستثمار الأجنبى المباشر أيضاً.

٣/٣ تأثير أنظمة سعر الصرف على التضخم

لقد وضحت العديد من الدراسات مثل [Mohanty and Bhanumurthy(2014)، Bleaney & Laflèche ،Ghosh et al (1997,2003) ،Levy-Yeyati & Sturzenegger(2001) ،Francisco(2007) (1997)، Velasco(1996)، Giavazzi and Giovannini(1989)] أن انظمة سعر الصرف الثابتة تكفل الحفاظ على معدلات تضخم منخفضة نسبياً مقارنة بالأنظمة المرنة لما لها من تأثير مُقيد على محددات التضخم مثل العرض والطلب على النقود، حيث تضمن هذه الأنظمة الالتزام بعدة ضوابط صارمة من شأنها زيادة الانضباط النقدى والمالى من خلال تقييد حرية البنك المركزى والذى لن يصبح بمقدوره زيادة المعروض النقدي بكميات كبيرة مثلما هو الحال فى نظام مجلس العملة والذى يتقيد المعروض النقدى فيه بما يتوافر لدى الدولة من العملات الأجنبية؛ كما أن المصداقية التى توفرها الأنظمة الثابتة تزيد الثقة فى العملة المحلية وتحفز الطلب عليها والاحتفاظ بها بدلاً من إنفاقها على السلع أو استبدالها بعملات أجنبية مما يساهم فى المحافظة على انخفاض معدل دوران النقد ومعدلى الفائدة والتضخم المحليين؛ كذلك فإن الربط بعملة دولة أخرى ذات بنك مركزى أكثر كفاءة وتتمتع بتاريخ طويل من الانخفاض فى معدلات التضخم يعمل على زيادة الانضباط النقدى مما يخلق قناعة لدى صانعى سياسات الاسعار والأجور بأن معدلات التضخم لن تزيد فى المستقبل مما يساهم فى الحفاظ على معدلات تضخم منخفضة؛ أيضاً فإن تقييد السياسة النقدية والتى تصبح مرتبطة بالسياسة النقدية لدولة عملة الربط، وانخفاض القدرة على حفز الاقتصاد من خلال إحداث عجز فى الموازنة العامة وتمويله من خلال إصدار نقدى جديد، وسياسات مكافحة التضخم فى دولة عملة الربط ، كل ذلك من شانه الحفاظ على معدلات تضخم منخفضة نسبياً.

أيضاً ففى ظل الأنظمة الثابتة، يكون من المرجح أن تواجة الدولة التى تشهد معدل تضخم أعلى من معدل التضخم العالمى عجزاً مستمراً فى ميزان مدفوعاتها مما يقتضى تعديله من خلال الاحتياطيات، وهو ما يدفع هذه الدولة إلى كبح هذا التضخم وضبط مستويات الأسعار بما يجنبها فقد المزيد من الاحتياطيات. وعلى النقيض، ففى ظل الأنظمة المرنة لا يوجد مثل هذا الضغط من أجل ضبط الأسعار حيث يتم تصحيح اختلالات ميزان المدفوعات تلقائياً وفورياً عن طريق التغيرات فى سعر الصرف. أيضاً فمن أهم الحجج ضد الأنظمة المرنة، التأثير التضخمى الناتج عن التقلبات فى أسعار الصرف والذى يترتب عليه ارتفاع أو انخفاض قيمة العملة، ولقد أكدت الدراسات أنه فى حالة انخفاض قيمة العملة فإن ذلك يتسبب فى ارتفاع الأسعار المحلية والسلع المستوردة النهائية والوسيطة، فى حين أنه فى حالة ارتفاع قيمة العملة فإنها تفشل فى خفض الأسعار وهو ما يُطلَق عليه تأثير راتشت (السُقاطة) **ratchet effect** (Mohanty& Bhanumurthy, 2014).

ولعل ارتباط الأنظمة المرنة بمعدلات تضخم أعلى فى الأجل القصير مقارنة بالأنظمة الثابتة، يرجع إلى ما يؤدى إليه عدم الاستقرار فى قيمة العملة المحلية فى ظل الأنظمة المرنة – والذى غالباً ما يترتب عليه انخفاض قيمة العملة خاصة فى الدول الساعية للتقدم – من ارتفاع فى الأسعار المحلية، وذلك من خلال نقل أثر هذا الانخفاض إلى أسعار المستهلك ويتم ذلك من خلال آليتين: أولهما ترتبط **بالتأثيرات المباشرة** لتخفيض قيمة العملة على أسعار المستهلك وذلك نظراً لارتفاع أسعار الواردات من السلع والخدمات النهائية إضافة إلى ارتفاع أسعار مدخلات الإنتاج المستوردة والتى تعتبر أحد تكاليف الإنتاج مما يحفز المنتجين وأصحاب الأعمال على نقل هذا الارتفاع إلى أسعار منتجاتهم؛ وثانيهما ترتبط **بالتأثيرات غير المباشرة** للتخفيض وذلك بسبب ارتفاع كل من الطلب المحلى على بدائل الواردات والطلب الخارجى على الصادرات المحلية مما يؤدى إلى ارتفاع أسعار كل منهما، إضافة إلى ارتفاع الطلب على عنصر العمل وبالتالى ارتفاع الأجور والتى تعتبر جزء من تكاليف الإنتاج، مما يترجم فى النهاية فى صورة ارتفاع فى الأسعار المحلية (Laflèche, 1997).

٤/ النموذج القياسى لتأثير أنظمة سعر الصرف على النمو الاقتصادى فى مصر:

لقد حاولنا فى الأجزاء السابقة من هذا البحث دراسة تأثير الأنظمة المختلفة لسعر الصرف على النمو الاقتصادى بشكل عام، وسوف نقوم فى هذا الجزء باستخدام الأساليب القياسية لتقدير تأثير أنظمة سعر الصرف على النمو الاقتصادى فى مصر وذلك بهدف تحديد أي من أنظمة سعر الصرف المختلفة التى تم اعتمادها فى مصر خلال الفترة الزمنية الممتدة منذ عام ١٩٧١ وحتى عام ٢٠١٩ كان الأكثر حفزاً للنمو الاقتصادى.

وسوف يتم إجراء ذلك باستخدام الإصدار الثانى عشر من البرنامج الإحصائى E-Views واعتماداً على المنهجية التى استخدمتها العديد من الدراسات القياسية السابقة مثل دراسات [Levy-Yeyati and Sturzenegger(2003) ، Eichengreen and Leblang(2003) ،Bailliu et al.(2004) Husain et al.(2005) ،Garofalo(2005) ،Dubas et al.(2005) ،Huang and Malhotra(2005) De Grauwe and Schnabl(2005) ،Bleaney and Francisco(2007) ،خليفة (٢٠١٨)، Ha, Dao Thi-Thieu and Nga Thi Hoang(2020)] وذلك من خلال إدخال متغير وهمى أو صورى يمثل كل نظام من أنظمة سعر الصرف المُعتَمَدة فى مصر وفقاً للتصنيف الرسمى المعلن من قبل صندوق النقد الدولى، حيث يأخذ المتغير الصورى القيمة (واحد) فى السنوات التى تبنت فيها مصر أى نظام من أنظمة التعويم وهى السنوات [١٩٩١-١٩٩٧، ٢٠٠٢-٢٠٠٤، ٢٠٠٧،٢٠١٦]، والقيمة (صفر) فى باقى السنوات والتى تبنت مصر خلالها الأنظمة الوسيطة لسعر الصرف، وإضافة إلى المتغير الصورى الممثل لأنظمة سعر الصرف فسوف يتم استخدام متغير مفسر يمثل سعر صرف الدولار الأمريكى مقابل الجنيه المصرى بالإضافة لبعض المتغيرات الأخرى كمتغيرات حاكمة تمثل أهم محددات النمو الاقتصادى والتى تم اختيارها من خلال النظرية الاقتصادية واعتماداً على الدراسات السابقة.

١/٤ بناء النموذج القياسى

إن مرحلة بناء النموذج واختيار عينة الدراسة وتحديد المتغيرات التابعة والمفسرة وتعريفها بشكل واضح ودقيق تعتبر من أهم المراحل التى تساهم فى تحليل قياسى أقرب ما يكون إلى الواقع، وذى مدلول اقتصادى مُجدٍ ومتناسق مع ما تُشير اليه النظريات الاقتصادية. وعليه، فسوف يتم فى هذا الجزء توصيف النموذج والتعريف بمتغيرات الدراسة ومصادر الحصول على البيانات، على أن ننتقل فى مرحلة لاحقة إلى التقدير القياسى وتحليل النتائج، وذلك كما يلى:

١/١/٤ توصيف النموذج

يهدف النموذج محل الدراسة بشكل أساسى إلى تقدير العلاقة بين معدل نمو الناتج المحلى الإجمالى الحقيقى فى مصر كمتغير تابع يمثل النمو الاقتصادى وأنظمة سعر الصرف المُعتَمَدة فى مصر كمتغير مفسر أساسى وذلك خلال الفترة الزمنية الممتدة منذ عام ١٩٧١ وحتى عام ٢٠١٩. وفى ضوء النظرية الاقتصادية والدراسات السابقة فى هذا المجال فقد تم اختيار بعض المتغيرات المفسرة الأخرى التى يمكن الاستناد إليها فى تقدير تلك العلاقة، ويمكن توضح تلك المتغيرات من خلال المعادلتين رقم (١) و (٢) وذلك على النحو التالى:

المعادلة الضمنية :

$$GDP = f(RER, OPEN, FDI, INF, GOV, ERG) \quad (1)$$

المعادلة الصريحة :

$$GDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 RER_t + \alpha_2 OPEN_t + \alpha_3 FDI_t + \alpha_4 INF_t + \alpha_5 GOV_t + \alpha_6 ERG_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

حيث :

- GDP_t: معدل نمو الناتج المحلى الإجمالى الحقيقى؛
- RER_t: سعر الصرف الحقيقى للدولار الأمريكى مقابل الجنيه المصرى؛
- $OPEN_t$: درجة الانفتاح التجارى؛[1]
- FDI_t: صافى التدفقات الوافدة للاستثمار الأجنبى المباشر كنسبة من الناتج المحلى الإجمالى؛
- INF_t: معدل التضخم؛[2]
- GOV_t: الانفاق الاستهلاكى الحكومى كنسبة من الناتج المحلى الإجمالى؛
- ERG_t: متغير صورى يعبر عن نظام سعر الصرف؛
- ε_t : البواقى؛
- α_0 : α_6 المعاملات المطلوب تقديرها.

٢/١/٤ عينة الدراسة

تتمثل العينة المختارة للدراسة فى بيانات سلسلة زمنية سنوية تمثل الفترة الزمنية الممتدة منذ عام ١٩٧١ وحتى عام ٢٠١٩، ويرجع سبب اختيار تلك الفترة تحديداً إلى تاريخ انهيار بريتون وودز عام ١٩٧١ حيث أنه منذ ذلك الحين بدأت الدول فى التحررمن بعض القيود على سعر الصرف وأصبحت تتمتع بمطلق الحرية فى تبنى نظام سعر صرف مستقل.

٣/١/٤ مصادر البيانات

تعتبر قاعدة بيانات **مؤشرات التنمية العالمية (WDI)** التابعة للبنك الدولى المصدر الاساسى الذى تم الاعتماد عليه فى الحصول على البيانات الخاصة بجميع متغيرات الدراسة، فيما عدا المتغير الصورى الخاص بأنظمة سعر الصرف حيث تمت صياغته بناءً على التصنيف الرسمى المُعلن فى التقاريرالسنوية الرسمية لأنظمة سعر الصرف، والصادرة عن صندوق النقد الدولى. أيضاً، فإن المتغيرالخاص بسعرالصرف الحقيقى تم حسابه بواسطة الباحثة اعتماداً على البيانات الخاصة بسعرالصرف الإسمى للدولار الامريكى مقابل الجنيه المصرى وكل من الرقم القياسى لأسعار المستهلكين فى الولايات المتحدة الأمريكية والرقم القياسى لأسعار المستهلكين فى مصر، وذلك وفقاً للمعادلة رقم (٣) كما يلى:

$$\text{سعر الصرف الحقيقى} = \text{سعر الصرف الإسمى} \times \frac{\text{الرقم القياسى لأسعار المستهلكين فى الولايات المتحدة الأمريكية}}{\text{الرقم القياسى لأسعار المستهلكين فى مصر}} \quad (3)$$

[1] مجموع الصادرات والواردات من السلع والخدمات كنسبة من الناتج المحلى الإجمالى.
[2] وفقاً للرقم القياسى لأسعار المستهلكين.

٢/٤ تقدير العلاقة بين أنظمة سعر الصرف والنمو الاقتصادى فى مصر

فى الجزء السابق تم تحديد الشكل المقترح للنموذج والمتغيرات محل الدراسة بالإضافة إلى اختيار عينة الدراسة وتحديد مصادر البيانات، إلا أن مسألة تقدير النموذج القياسى ليست بهذه السهولة إذ يتطلب الأمر أولاً إجراء بعض الاختبارات القبلية للتأكد من صلاحية استخدام السلاسل الزمنية لتلك المتغيرات وخلوها من المشاكل التى قد تعوق عملية التقدير بشكل صحيح، ومن ثم تحديد طريقة التقدير المُثلى وفقاً لطبيعة السلاسل ودرجة تكاملها، على أن يتم إلحاق التقدير ببعض الاختبارات التشخيصية للتحقق من سلامة النموذج وإمكانية استخدامه فى التنبؤ. وعليه، فسوف نقوم بتقسيم هذا الجزء إلى ثلاث مراحل: المرحلة الأولى وهى الاختبارات القبلية للتقدير وأهمها اختبارات الاستقرارية؛ المرحلة الثانية وهى تقدير النموذج وتفسير النتائج؛ وأخيراً المرحلة الثالثة وهى الاختبارات التشخيصية للنموذج، وهو ما يمكن تناوله بشىء من التفصيل فيما يلى:

١/٢/٤ المرحلة الأولى: الاختبارات القبلية

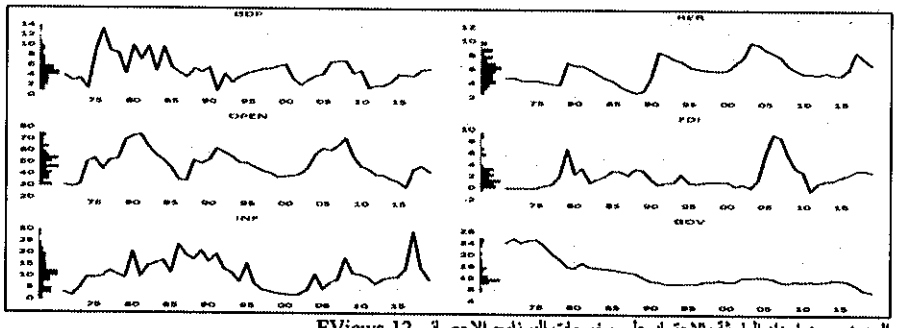
تعتبر اختبارات استقرارية Stationarity السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة أحد أهم الاختبارات التى يجب إجراؤها قبل تقدير النموذج، خاصة وأن عدم استقرارية السلاسل الزمنية تعد خاصية مشتركة بين العديد من السلاسل الزمنية المتعلقة بمجال دراسات الاقتصاد الكلى، الأمر الذى قد يترتب عليه وجود زيف Spuriousness فى نتائج عملية تقدير النماذج القياسية. وتوجد العديد من الأدوات والاختبارات التى يمكن استخدامها فى تحديد مدى استقرارية السلاسل الزمنية ومعرفة خصائصها الإحصائية ودرجة تكاملها، وتتمثل أهم تلك الأدوات فى التحليل البيانى من خلال رسم السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة بالإضافة إلى اختبارات جذر الوحدة، وهو ما سنقوم به فيما يلى:

١/١/٢/٤ رسم السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة

يعتبر رسم مشاهدات السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة أحد الخطوات الأولية التى يمكن من خلالها تحليل السلاسل ومعرفة الاتجاه العام لها ومدى استقرارها، وهو ما يمكن توضيحه من خلال الشكل رقم (٢) حيث يمثل المحور الأفقى سنوات السلسلة الزمنية للفترة الممتدة منذ عام ١٩٧١ وحتى عام ٢٠١٩، بينما يمثل المحور الرأسى قيم المتغيرات محل الدراسة وهى (GDP، RER، OPEN، FDI، INF، GOV)، وذلك كما يلى:

شكل رقم (٢)

الرسم البيانى للسلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة فى مستواها الأصلى



المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائى EViews-12

يتضح من الشكل رقم (٢) أن السلاسل الزمنية للمتغيرات (FDI – OPEN – GDP) مستقرة فى المستوى أى فى حالتها الأصلية، كما يُلاحَظ أن السلسلة الخاصة بالمتغير(GOV) بها اتجاه زمنى واضح نحو الانخفاض وبالتالى يمكن القول أنها غير مستقرة فى حالتها الأصلية، أما السلاسل الخاصة بالمتغيرات (INF – RER) فهى غير واضحة بشكل حاسم، وللتحقق من ذلك يمكن اجراء بعض اختبارات الاستقرارية ومن أهمها اختبارات جذر الوحدة .

٢/١/٢/٤ اختبارات جذر الوحدة للسلاسل الزمنية

تعتبر اختبارات جذر الوحدة **Unit Root** أحد أهم الأساليب التى يمكن الاعتماد عليها فى اختبار مدى سكون أو استقرار السلاسل الزمنية، وذلك من خلال تحديد ما إذا كانت السلسلة الزمنية للمتغير المعنى مستقرة فى مستواها الأصلى أم أنها غير مستقرة، وإذا تبين أن السلسلة غير مستقرة فى مستواها الأصلى يمكن أخذ الفروق Differences لها حتى تصل إلى حالة الاستقرار. ويمثل كل من اختبار **ديكى- فولر المطور(ADF) Augmented Dickey Fuller** واختبار **فيليبس- بيرون (PP) Phillips-Perron**، أهم اختبارات جذر الوحدة وأكثرها شيوعاً واستخداماً، وتقوم هذه الاختبارات بفحص الفرضية العدمية Null Hypothesis والتى تفترض أن المتغير يحتوى على جذر الوحدة وبالتالى تكون السلسلة غير مستقرة، مقابل الفرضية البديلة Alternative Hypothesis والتى تفترض أن المتغير لا يحتوى على جذر الوحدة وبالتالى تكون السلسلة مستقرة. ويوضح الجدول رقم (٢) نتائج اختبارات جذر الوحدة للمتغيرات محل الدراسة كما يلى:

جدول رقم (٢)

نتائج اختبارات جذرالوحدة للسلاسل الزمنية

المتغير	اختبار ديكى- فولر المطور (ADF)				اختبار فيليبس- بيرون (PP)				درجة التكامل
	بالثابت بدون اتجاه عام		بالثابت والاتجاه العام		بالثابت بدون اتجاه عام		بالثابت والاتجاه العام		
	t-Stat	Prob	t-Stat	Prob	t-Stat	Prob	t-Stat	Prob	
	عند المستوى Level								
GDP	٤,٣٩٤١-	٠,٠٠٥٥	٤,١٤٣٦-	٠,٠١٤٢	٣,٤٤٧٩-	٠,٠١٤٢	٤,٠١٩٤-	٠,٠٠٢٩	I(0)
RER	٣,٣٥١٦-	٠,٠٧٠٦	٢,٩٦١٧-	٠,٠٤٦٠	٢,٩٦١٧-	٠,٠٤٦٠	٢,١٢٩٦-	٠,٣٩٥٢	--
OPEN	٣,٧٧٣٥-	٠,٠٢٧٤	٣,٥٤٢٤-	٠,٠٥٨١	٢,٨٥٤٥-	٠,٠٥٨١	٢,٨٢٢٠-	٠,١٩٨٦	I(0)
FDI	٤,٠٤١٢-	٠,٠١٤٠	٣,٩٥٠٦-	٠,٠٠٣٦	٣,١٤٨٥-	٠,١٠٧٢	٣,٠٩٠٠-	٠,٠٣٤٠	I(0)
INF	٢,٣٤٠١-	٠,٤٠٣٧	٢,٤٥٩١-	٠,١٣٣٠	٣,٤٤٦٦-	٠,٠٥٧١	٣,٥٤٣٦-	٠,٠١٠٩	--
GOV	٣,٣٨٧٢-	٠,٠٦٥٩	٢,٠٤٩١-	٠,٢٦٥٧	١,٧٤٧١-	٠,٧١٤٤	١,٧٦٢٦-	٠,٣٩٤١	--
	عند الفروق الأولى First Difference								
GDP	--	--	--	--	--	--	--	--	--
RER	٥,٠٦٠٩-	٠,٠٠٠٨	٥,١١٩٨-	٠,٠٠٠١	٤,٩٣٤٠-	٠,٠٠١٢	٤,٩٩٩٣-	٠,٠٠٠١	I(1)
OPEN	--	--	--	--	--	--	--	--	--
FDI	--	--	--	--	--	--	--	--	--
INF	١,٥١٥٠-	٠,١٠٨٣	١,٥٥٣٥-	٠,٠٠٠١	١٠,٧٣٠٧-	٠,٠٠٠٣	١٠,٨٠٢٧-	٠,٠٠٠١	I(1)[3]
GOV	٥,٣٥٦١-	٠,٠٠٠٣	٥,١٥١٣-	٠,٠٠٠١	٥,٣٨٥٨-	٠,٠٠٠٣	٥,١٨٨٧-	٠,٠٠٠١	I(1)

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائى EViews-12 .

[1] تم اختيار فترات الإبطاء بطريقة اليه إعتماداً على معيار Akaike Information Criterion(AIC) – بحد أقصى ١٠ فترات إبطاء.
[2] يشير الاختصار I(0) إلى أن السلسلة متكاملة من الدرجة صفر، بينما يشير الاختصار I(1) إلى أن السلسلة متكاملة من الدرجة واحد.
[3] نشير فى هذا السياق إلى أن نتائج اختبار ديكى- فولر المطور قد تعارضت مع نتائج اختبار فيليبس- بيرون، وذلك بالنسبة للمتغيرات (OPEN) فى المستوى و(INF) فى الفرق الأول، وللفصل فى ذلك التعارض بين نتائج الاختبارين استخدمت الباحثة اختبار ثالث وهو اختبار Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic(KPSS) والذى يختلف عن الاختبارين السابقين فى فروضه حيث تشير الفرضيه العدمية لهذا الاختبار بأن السلسلة مستقرة فى حين تُشير الفرضية البديلة بأن السلسلة غير مستقرة.

يتضح من الجدول رقم (٢) أن السلاسل الزمنية الخاصة بالمتغيرات (FDI – OPEN – GDP) مستقرة عند المستوى أى فى حالتها الأصلية عند مستوى معنوية ٥٪، فى حين يتضح أن السلاسل الزمنية الخاصة بالمتغيرات (RER – GOV- INF) غير مستقرة فى المستوى وإنما تستقر بأخذ الفرق الأول لكل منها عند مستوى معنوية ٥٪، وهذه النتائج تتفق مع نتائج الرسم البيانى للسلاسل الزمنية والذى تم توضيحه فيما سبق.

٢/٢/٤ المرحلة الثانية: تقدير النموذج

إن مسألة اختيار النموذج المناسب للتقدير تعتبر من أكثر الخطوات أهمية فى عملية التقدير، إذ ينبغى تحديد ذلك بعناية ودقة ووفقاً للشروط والمعايير المتفق عليها، والتى من أهمها درجة تكامل السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة. ولقد رأينا أن استخدام **نموذج الإنحدار الذاتى ذى فترات الإبطاء الموزعة المُطور A.ARDL**[1] قد يكون هو النموذج الأكثر ملائمة وفقاً لطبيعة المتغيرات ودرجة تكاملها واتساقاً مع ديناميكية الدراسة، ويمكن تلخيص أسباب اختيار هذا النموذج فيما يلى:

- اختلاف درجة تكامل السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة إذ تبين وجود بعض المتغيرات المتكاملة من الدرجة صفر وهى (FDI – OPEN – GDP) بالإضافة إلى بعض المتغيرات المتكاملة من الدرجة الأولى وهى (RER – GOV -INF). **ومن ثم**، يكون من الأفضل إستخدام **نموذج الإنحدار الذاتى ذى فترات الإبطاء الموزعة ARDL** أو مايسمى بمنهج الحدود لاختبار التكامل المشترك، إلا أنه يُشترط لتطبيق هذا النموذج أن يكون المتغيرالتابع متكامل من الدرجة الأولى،[2] وهذا الشرط غير متحقق إذ تبين من خلال اختبارات جذر الوحدة أن المتغير التابع وهو الناتج المحلى الإجمالى الحقيقى متكامل من الدرجة صفر، وبالتالى فإن استخدام النموذج المُطور **A.ARDL** يكون هو الأنسب فى هذه الحالة (Sam et al, 2019).
- قدرة النموذج على فصل تأثيرات الأجل الطويل عن تأثيرات الأجل القصير إذ يمكن من خلال هذه المنهجية تحديد العلاقة التكاملية بين المتغيرات المفسرة والتابعة فى الأجلين الطويل والقصير فى معادلة واحدة مما يُسَهل تقديرها وتفسير نتائجها، بالإضافة إلى تحديد قوة تأثير كل متغير من المتغيرات المفسرة على المتغير التابع.
- قدرة النموذج على تنويع طول فترات الإبطاء للمتغيرات الداخلة فيه حيث يأخذ عدد كافى من فترات الإبطاء الزمنى لكل متغير على حده للحصول على أفضل مجموعة من البيانات وبالتالى فإنه يعطى أفضل تقديرات ممكنة للمعلمات فى الأجلين الطويل والقصير، ويتم تحديد عدد فترات الإبطاء الأمثل بناءً على أقل قيمة لمعايير الإبطاء المختلفة.

وبناءً على ما سبق، فقد قمنا بإجراء **نموذج A.ARDL**، وبتحديد عدد فترات الإبطاء بشكل آلى إعتماداً على معيار **أكيك Akaike(AIC)** وبحد أقصى ثلاث فترات إبطاء لكل من المتغير التابع والمتغيرات المفسرة والذى أسفر عن عدد فترات إبطاء أمثل هو (١، ٠، ١، ٣، ٣، ٢) لكل من المتغيرات على الترتيب، وبتضمين النموذج ثابت غير مقيد وبدون اتجاه زمنى، وبإدخال المتغير الصورى **(ERG)** والذى يعبر عن أنظمة سعر الصرف المعتمدة فى مصر خلال فترة الدراسة، حيث تأخذ أنظمة سعر الصرف الوسيطة القيمة صفر فى حين تأخذ أنظمة التعويم القيمة واحد، وهو ما يمكن توضيحه من خلال الجدول رقم (٣) كما يلى:

[1] An Augmented Autoregressive Distributed Lag bound test for cointegration

[2] أيضاً بشترط لتطبيق نموذج ARDL ألا يكون أى من المتغيرات متكامل من درجة أعلى من (١).

جدول رقم (٣)

نتائج تقدير نموذج A.ARDL

Dependent Variable: GDP
Method: ARDL
Date: 10/16/21 Time: 02:17
Sample (adjusted): 1974 2019
Included observations: 46 after adjustments
Maximum dependent lags: 3 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (3 lags, automatic): RER OPEN FDI INF GOV
Fixed regressors: ERG C
Number of models evaluated: 3072
Selected Model: ARDL(1, 0, 1, 3, 3, 2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
GDP(-1)	0.140472	0.123034	1.141729	0.2629
RER	-0.577533	0.262763	-2.197922	0.0361
OPEN	-0.021917	0.046018	-0.476257	0.6375
OPEN(-1)	0.178683	0.040422	4.420472	0.0001
FDI	-0.484473	0.176373	-2.746869	0.0102
FDI(-1)	0.444395	0.237718	1.869415	0.0717
FDI(-2)	0.003032	0.259850	0.011667	0.9908
FDI(-3)	-0.670397	0.197419	-3.395812	0.0020
INF	0.032815	0.055368	0.592672	0.5580
INF(-1)	0.038873	0.057384	0.677424	0.5035
INF(-2)	0.072536	0.055225	1.313463	0.1993
INF(-3)	-0.279643	0.065764	-4.252192	0.0002
GOV	-1.151366	0.357191	-3.223393	0.0031
GOV(-1)	1.807106	0.476925	3.789076	0.0007
GOV(-2)	-0.720863	0.320723	-2.247620	0.0324
ERG	-0.196788	0.624567	-0.315079	0.7550
C	3.965561	2.467560	1.607077	0.1189

R-squared	0.808695	Mean dependent var	5.337664
Adjusted R-squared	0.703147	S.D. dependent var	2.506214
S.E. of regression	1.365492	Akaike info criterion	3.738691
Sum squared resid	54.07247	Schwarz criterion	4.414494
Log likelihood	-68.98990	Hannan-Quinn criter.	3.991851
F-statistic	7.661879	Durbin-Watson stat	2.223773
Prob(F-statistic)	0.000001		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائى EViews-12

من خلال الجدول رقم (٣) يتضح أن القدرة التفسيرية للنموذج بلغت ٨٠,٨٧٪ وأن النسبة المتبقية وقدرها ١٩,١٣٪ تعود إلى بواقى التقدير. ومنه، فسوف ننتقل إلى الخطوة التالية لبحث وجود علاقة التكامل المشترك وتقدير معلمات الأجلين الطويل والقصير، على أن ننتقل فى مرحلة لاحقة إلى تفسير النتائج بشكل أكثر تفصيلاً.

١/٢/٢/٤ اختبارات التكامل المشترك Cointegration

لاختبار علاقة التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة، يمكن استخدام الطريقة التى قدمها بيساران وآخرون Pesaran and al(2001) لاختبار مدى تحقق العلاقة التوازنية بين المتغيرات فى ظل نموذج تصحيح الخطأ (ECM)، وتعرف هذه الطريقة بمنهج اختبار الحدود (Bounds Test Approach)، ووفقاً لهذا المنهج يأخذ النموذج الصيغة التالية:

$$\Delta GDP_t = \alpha_0 + \sum \propto_1 \Delta GDP_{t-i} + \sum \propto_2 \Delta RER_{t-i} + \sum \propto_3 \Delta OPEN_{t-i} + \sum \propto_4 \Delta FDI_{t-i} + \sum \propto_5 \Delta INF_{t-i} + \sum \propto_6 \Delta GOV_{t-i} + \mu ERG + \varphi ECT_{t-1} + \beta_1 GDP_{t-1} + \beta_2 RER_{t-1} + \beta_3 OPEN_{t-1} + \beta_4 FDI_{t-1} + \beta_5 INF_{t-1} + \beta_6 GOV_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$[1]

حيث :

- Δ: الفرق الأول First Difference؛
- $\propto_0$: ثابت المعادلة Intercept؛
- $\propto_1 : \propto_6$: معلمات الأجل القصير؛
- $\beta_1 : \beta_6$: معلمات الأجل الطويل؛
- μ: معلمة المتغير الصورى Dummy Variable؛
- φ: معلمة تصحيح الخطأ Error Correction Term(ECT)؛
- ε_t : البواقى.

<u>ويمكن تقسيم المعادلة رقم (٤) إلى معادلتين كما يلى:</u>

- المعادلة الأولى: تمثل معلومات الأجل القصير والذى يسمى أيضاً بنموذج تصحيح الخطأ، وتأخذ الشكل التالى :

$$\Delta GDP_t = \alpha_0 + \sum \propto_1 \Delta GDP_{t-i} + \sum \propto_2 \Delta RER_{t-i} + \sum \propto_3 \Delta OPEN_{t-i} + \sum \propto_4 \Delta FDI_{t-i} + \sum \propto_5 \Delta INF_{t-i} + \sum \propto_6 \Delta GOV_{t-i} + \mu ERG + \varphi ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

- المعادلة الثانية: تمثل معلومات الأجل الطويل وتأخذ الشكل التالى:

$$GDP_t = \beta_1 GDP_{t-1} + \beta_2 RER_{t-1} + \beta_3 OPEN_{t-1} + \beta_4 FDI_{t-1} + \beta_5 INF_{t-1} + \beta_6 GOV_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

وللتعرف على ما إذا كانت هناك علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة أم لا، يتم استخدام اختبار الحدود المُطور للتكامل المشترك ويشمل ذلك ثلاثة اختبارات أساسية، وهو ما سنقوم بتوضيحه فيما يلى:

١/١/٢/٢/٤ اختبار F-Bounds الكلى

يقوم اختبار Overall F-Statistic بفحص وجود تكامل مشترك بين المتغيرات محل الدراسة، حيث يتم خلاله فحص الفرضية العدمية H_0 والتى تنص على عدم وجود تكامل مشترك أى عدم وجود علاقة توازنية فى الأجل الطويل بين متغيرات الدراسة، مقابل الفرضية البديلة H_1 والتى تنص على وجود علاقة تكامل مشترك. وبالتطبيق على المتغيرات محل الدراسة، تبين أن القيمة المحسوبة لـ F-Statistic هى أكبر من الحدود العليا I(1) للقيم الجدولية الحرجة عند جميع مستويات المعنوية، حيث بلغت قيمتها ١١,٣٢٦٠٨، وبالتالى يتم رفض الفرضية العدمية وقبول الفرضية البديلة مما يدل على وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات النموذج، وهو ما يمكن توضيحه من خلال الجدول رقم (٤) كما يلى:

[1] GDP = C(1)*GDP(-1) + C(2)*RER + C(3)*OPEN + C(4)*OPEN(-1) + C(5)*FDI + C(6)*FDI(-1) + C(7)*FDI(-2) + C(8)*FDI(-3) + C(9)*INF + C(10)*INF(-1) + C(11)*INF(-2) + C(12)*INF(-3) + C(13)*GOV + C(14)*GOV(-1) + C(15)*GOV(-2) + C(16)*ERG + C(17)

جدول رقم (٤)

نتائج اختبار الحدود Overall F-Bounds للتكامل المشترك

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
		Asymptotic: n=1000		
F-statistic	11.32608	10%	2.26	3.35
k	5	5%	2.62	3.79
		2.5%	2.96	4.18
		1%	3.41	4.68
		Finite Sample: n=50		
Actual Sample Size	46	10%	2.435	3.6
		5%	2.9	4.218
		1%	3.955	5.583
		Finite Sample: n=45		
		10%	2.458	3.647
		5%	2.922	4.268
		1%	4.03	5.598

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائى EViews-12

٢/١/٢/٢/٤ اختبار t-Bounds

بعد التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات محل الدراسة، يتم إجراء اختبار t للمتغير التابع المبطأ t-test on lagged dependent variable لمعرفة نوع التكامل حيث يقوم هذا الاختبار بفحص الفرضية العدمية H_0 والتى تنص على أن هذا التكامل هو تكامل مشترك غير منطقى Nonsensical Cointegration ويعنى ذلك انه بالرغم من وجود علاقة توازنية فى الأجل الطويل إلا أن هذه العلاقة غير منطقية، مقابل الفرضية البديلة H_1 والتى تنص على أن التكامل هو تكامل مشترك منطقى Sensical Cointegration. وبالتطبيق على المتغيرات محل الدراسة، تبين أن القيمة المطلقة المحسوبة لـ t-Statistic هى أكبر من القيمة المطلقة للحدود العليا I(1) للقيم الجدولية الحرجة عند جميع مستويات المعنوية، حيث بلغت قيمتها المطلقة ٦,٩٨٦٠٧٨، وبالتالى يتم رفض الفرضية العدمية وقبول الفرضية البديلة مما يشير إلى وجود علاقة تكامل مشترك منطقى بين متغيرات النموذج، وهو ما يمكن توضيحه من خلال الجدول رقم(٥) كما يلى:

جدول رقم (٥)

نتائج اختبار الحدود t-Bounds للمتغيرات التابعة المبطأة

t-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-6.986078	10%	-2.57	-3.86
		5%	-2.86	-4.19
		2.5%	-3.13	-4.46
		1%	-3.43	-4.79

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائى EViews-12

٣/١/٢/٢/٤ اختبار[1] F-Bounds

وفقاً لهذا الاختبار يتم فحص معنوية المتغيرات المستقلة المبطأة F-test on lagged independent variable وذلك بهدف معرفة نوع التكامل المشترك حيث يقوم الاختبار بفحص الفرضية العدمية H_0 والتى تنص على أن التكامل هو تكامل مشترك متدهور Degenerate Cointegration، مقابل الفرضية البديلة H_1 والتى تنص على أن التكامل هو تكامل مشترك عادى Usual Cointegration.

وبالتطبيق على المتغيرات محل الدراسة فى إطار Wald Test لاختبارالفرضيتين العدمية والبديلة، فقد تبين أن الاحتمالية الاحصائية لـ F-Statistic هى معنوية حيث بلغت قيمتها ٠,٠٠٠٠ وبالتالى يمكن رفض الفرضية العدمية وقبول الفرضية البديلة مما يعنى وجود علاقة تكامل مشترك عادى بين متغيرات النموذج،[2] وهو ما يمكن توضيحه من خلال الجدول رقم(٦) كما يلى:

جدول رقم (٦)

نتائج إختبار Wald Test للمتغيرات المستقلة المبطأة

Wald Test:
Equation: Untitled

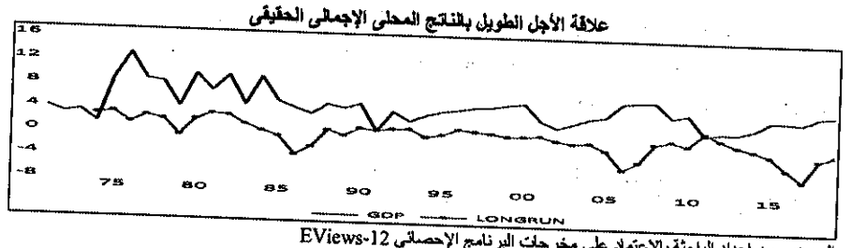
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	7.087356	(9, 29)	0.0000
Chi-square	63.78621	9	0.0000

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائى EViews-12

ويمكن استخراج علاقة الأجل الطويل فقط من خلال طرح علاقة التكامل المشترك من المتغير التابع $LONGRUN = GDP - COINTEGRATION$ ، وبرسم السلسلتين تتضح علاقة الأجل الطويل بالمتغير التابع وهو ما يمكن توضيحه من خلال الشكل رقم (٣) كما يلى:

شكل رقم (٣)

علاقة الأجل الطويل بالناتج المحلى الإجمالى الحقيقى



المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائى EViews-12

[1] نشير فى هذا السياق الى أن الفارق الجوهرى بين نموذجى ARDL التقليدى والمُطور يتمثل فى اختبار F إضافى خاص بالمتغيرات المستقلة المبطأة، بالإضافة إلى اختبارات الحدود التقليدية والمتمثلة فى اختبارF الكلى الذى يختبر معنوية كل من المتغيرات المستقلة والتابعة المبطأة، واختبار t الذى يختبر معنوية المتغيرات التابعة المبطأة فقط.

[2] نشير فى هذا السياق إلى أن تحديد حالة التكامل المشترك يتطلب تحديد المعنوية الاحصائية لكل من t وF معاً ، حيث يترتب على معنويتها إحدى ثلاث حالات: الحالة الأولى وفيها تكون كل من t و F معنوية وفى هذه الحالة تكون أمام حالة تكامل مشترك Cointegration؛ الحالة الثانية وفيها تكون t غير معنوية و F معنوية وفى هذه الحالة تكون أمام ما يسمى بـ Degenerate Lagged dependent Variable case؛ الحالة الثالثة وفيها تكون t معنوية وتكون F غير معنوية وفى هذه الحالة تكون أمام ما يسمى بـ Degenerate Lagged independent Variable Case.

- Sam, C. Y., McNown, R., & Goh, S. K., Ibid, P18.

بناءً على النتائج السابقة، وبعد التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك منطقى عادى بين الناتج المحلى الإجمالى الحقيقى والمتغيرات المفسرة له، يمكننا الاستمرار فى تقدير معلمات الأجلين الطويل والقصير وتفسير النتائج وهو ما سنقوم به فى الجزء التالى.

٢/٢/٢/٤ تقدير نموذج [A.ARDL(1,0,1,3,3,2)] فى الأجلين الطويل والقصير:

يمكن توضيح نتائج تقدير معادلتى الأجلين الطويل والقصير من خلال الجدولين رقم (٧) و(٨) كما يلى:

جدول رقم (٧)

معادلة الاجل الطويل المُقدرة

Levels Equation
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RER	-0.671919	0.316455	-2.123267	0.0424
OPEN	0.182387	0.051158	3.565152	0.0013
FDI	-0.823061	0.312081	-2.637328	0.0133
INF	-0.157551	0.077957	-2.020992	0.0526
GOV	-0.075766	0.145664	-0.520141	0.6069

EC = GDP - (-0.6719*RER + 0.1824*OPEN -0.8231*FDI -0.1576*INF -0.0758 *GOV)

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائى EViews-12

جدول رقم (٨)

معادلة الاجل القصير المُقدرة

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(GDP)
Selected Model: ARDL(1, 0, 1, 3, 3, 2)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 10/16/21 Time: 02:50
Sample: 1971 2019
Included observations: 46

ECM Regression
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.965561	0.498438	7.955973	0.0000
D(OPEN)	-0.021917	0.032057	-0.683681	0.4996
D(FDI)	-0.484473	0.136448	-3.550597	0.0013
D(FDI(-1))	0.667365	0.138625	4.814187	0.0000
D(FDI(-2))	0.670397	0.160886	4.166902	0.0003
D(INF)	0.032815	0.045673	0.718479	0.4782
D(INF(-1))	0.207108	0.050574	4.095100	0.0003
D(INF(-2))	0.279643	0.047261	5.916975	0.0000
D(GOV)	-1.151366	0.287145	-4.009702	0.0004
D(GOV(-1))	0.720863	0.265141	2.718787	0.0109
ERG	-0.196788	0.465523	-0.422724	0.6756
CointEq(-1)*	-0.859528	0.096295	-8.926981	0.0000

R-squared	0.817791	Mean dependent var	0.044584
Adjusted R-squared	0.768842	S.D. dependent var	2.568014
S.E. of regression	1.261097	Akaike info criterion	3.521300
Sum squared resid	54.07247	Schwarz criterion	3.998337
Log likelihood	-68.98990	Hannan-Quinn criter.	3.700001
F-statistic	13.87266	Durbin-Watson stat	2.223773
Prob(F-statistic)	0.000000		

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائى EViews-12

من الجدولين السابقين رقم (٧) و (٨) يمكن تفسير تأثير المتغيرات المفسرة المختارة على المتغير التابع - الناتج المحلى الإجمالى الحقيقى - فى الأجلين الطويل والقصير بالإضافة إلى تفسير معامل تصحيح الخطأ المستخرج من مرحلة التقدير واستخدامه فى حساب سرعة التصحيح من الأجل القصير إلى الأجل الطويل، وذلك كما يلى:

- توجد علاقة **عكسية معنوية** فى الأجل الطويل بين كل من سعر الصرف الحقيقى للدولار الأمريكى مقابل الجنيه المصرى ومعدل نمو الناتج المحلى الإجمالى الحقيقى فى مصر، حيث أن ارتفاع سعر الصرف الحقيقى للدولار - أى انخفاض القيمة الحقيقية للجنيه المصرى- بوحدة واحدة سوف يترتب عليه انخفاض الناتج المحلى الإجمالى الحقيقى بمعدل ٠,٦٧٪، بينما **لا توجد علاقة** فى الأجل القصير بين سعر الصرف الحقيقى للدولار الأمريكى مقابل الجنيه المصرى ومعدل نمو الناتج المحلى الإجمالى الحقيقى. وعليه، يمكن القول أن تخفيض القيمة الحقيقية للجنيه المصرى له تأثيراً سلبياً على النمو الاقتصادى فى مصر.
- توجد علاقة **طردية معنوية** فى الأجل الطويل بين الانفتاح التجارى ومعدل نمو الناتج المحلى الإجمالى الحقيقى ، حيث أن زيادة الانفتاح التجارى بمعدل ١٪ سوف يترتب عليه زيادة الناتج المحلى بمعدل ٠,١٨٪. بينما توجد علاقة **عكسية غير معنوية** فى الأجل القصير بين كل منهما.
- توجد علاقة **عكسية معنوية** فى الأجل الطويل بين صافى التدفقات الوافدة للاستثمار الأجنبى المباشر ومعدل نمو الناتج المحلى الإجمالى الحقيقى، حيث أن زيادة صافى التدفقات الوافدة للاستثمار الأجنبى المباشر بمعدل ١٪ سوف يترتب عليها انخفاض الناتج المحلى بمعدل ٠,٨٢٪ . كذلك، توجد علاقة **عكسية معنوية** فى الأجل القصير بين صافى التدفقات الوافدة للاستثمار الأجنبى المباشر ومعدل نمو الناتج المحلى الإجمالى الحقيقى حيث أن زيادة صافى التدفقات الوافدة بمعدل ١٪ سوف يترتب عليه انخفاض الناتج المحلى بمعدل ٠,٤٨٪. بينما توجد علاقة **طردية معنوية** فى الأجل القصير بين صافى التدفقات الوافدة لفترة إبطاء واحدة والناتج المحلى الإجمالى الحقيقى حيث أن ارتفاع صافى التدفقات الوافدة لفترة إبطاء واحدة بمعدل ١٪ سوف يترتب عليه ارتفاع الناتج المحلى بمعدل ٠,٦٧٪، كذلك توجد علاقة **طردية معنوية** فى الأجل القصير بين صافى التدفقات الوافدة لفترتى إبطاء والناتج المحلى الإجمالى الحقيقى حيث أن ارتفاع صافى التدفقات الوافدة لفترتى إبطاء بمعدل ١٪ سوف يترتب عليه ارتفاع الناتج المحلى بمعدل ٠,٦٧٪.
- توجد علاقة **عكسية غير معنوية**[1] فى الأجل الطويل بين معدل التضخم ومعدل نمو الناتج المحلى الإجمالى الحقيقى، بينما توجد بينهما علاقة **طردية غير معنوية** فى الأجل القصير. فى حين، توجد علاقة **طردية معنوية** فى الأجل القصير بين معدل التضخم لفترة إبطاء واحدة والناتج المحلى الإجمالى الحقيقى حيث أن ارتفاع معدل التضخم لفترة إبطاء واحدة بمعدل ١٪ سوف يترتب عليه ارتفاع الناتج بمعدل ٠,٢١٪. كما توجد علاقة **طردية معنوية** فى الأجل القصير بين معدل التضخم لفترتى إبطاء والناتج المحلى الإجمالى الحقيقى حيث أن ارتفاع معدل التضخم لفترتى إبطاء بمعدل ١٪ سوف يترتب عليه ارتفاع الناتج بمعدل ٠,٢٨٪.
- توجد علاقة **عكسية غير معنوية** فى الأجل الطويل بين الإنفاق الإستهلاكى الحكومى ومعدل نمو الناتج المحلى الإجمالى الحقيقى، حيث أن ارتفاع الإنفاق الإستهلاكى الحكومى بمعدل ١٪ سوف يترتب عليه انخفاض الناتج بمعدل ٠,٠٨٪ . بينما توجد علاقة **عكسية معنوية** فى الأجل القصير بين الإنفاق الاستهلاكى الحكومى ومعدل نمو الناتج

[1] عند مستوى معنوية ٥٪ وهو مستوى المعنوية المعتمد فى الدراسة.

المحلى الإجمالى الحقيقى، حيث أن ارتفاع الإنفاق الاستهلاكى الحكومى بمعدل ١٪ سوف يترتب عليه انخفاض الناتج بمعدل ١,١٥٪، فى حين توجد علاقة **طردية معنوية** فى الأجل القصير بين الإنفاق الاستهلاكى الحكومى لفترة إبطاء واحدة ومعدل نمو الناتج المحلى الإجمالى الحقيقى حيث أن ارتفاع الإنفاق الاستهلاكى الحكومى بمعدل ١٪ سوف يترتب عليه ارتفاع الناتج بمعدل ٠,٧٢٪.

- توجد علاقة **عكسية غير معنوية** بين أنظمة التعويم والناتج المحلى الإجمالى الحقيقى، حيث أن تبنى أنظمة التعويم سوف تؤدى إلى نمو الناتج بمعدل أقل بحوالى ٠,٢٠٪ مقارنة بمعدل النمو الذى يمكن تحقيقة فى ظل أنظمة سعر الصرف الوسيطة.
- بلغت قيمة معامل **حد تصحيح الخطأ** ٠,٨٥٩٥٢٨- عند مستوى معنوية ١٪ ويشير ذلك إلى أن النسبة المئوية من أخطاء الأجل القصير التى يمكن تصحيحها خلال سنة للعودة للوضع التوازنى طويل الأجل تبلغ تقريباً ٠,٨٦٪، مما يعنى أن المتغير التابع وهو الناتج المحلى الإجمالى الحقيقى تتعدل قيمته نحو القيم التوازنية بسرعة تعادل تقريباً ٠,٨٦٪ سنوياً. وبعبارة أخرى، فإن الأخطاء فى توازن معدل نمو الناتج يتم تصحيحها فى فترة زمنية تبلغ تقريباً ١٤ شهر. وتؤكد **سالبية ومعنوية** هذا المعامل وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة وهو ما يعزز نتائج اختبار الحدود.

٣/٢/٤ المرحلة الثالثة: الاختبارات التشخيصية

بعد أن قمنا ببحث علاقات الأجلين الطويل والقصير وتحليل نتائجها، يكون من الضرورى إجراء بعض الفحوصات والإختبارات التشخيصية **Diagnostic Tests** للتحقق من أن النموذج محل الدراسة هو نموذج سليم وصالح للاستخدام والتنبؤ ولا يعانى من أية مشكلات جوهرية تجعل نتائجه غير موثوق بها أو لا يمكن الاعتماد عليها، وتتمثل أهم هذه الاختبارات فى: الاختبارات المتعلقة بالارتباط الذاتى للبواقى؛ اختبارات تجانس البواقى؛ التوزيع الطبيعى للبواقى؛ اختبارات استقرارية النموذج؛ القدرة التنبؤية للنموذج. وهو ما سنوضحه تفصيلاً على النحو التالى:

١/٣/٢/٤ الارتباط الذاتى للبواقى Autocorrelation

تشير مشكلة الارتباط الذاتى أو ما يُطلَق عليه الارتباط التسلسلى **Serial Correlation** إلى وجود ترابط بين بواقى التقدير، بمعنى وجود ارتباط بين البواقى فى فترة معينة وقيمتها الذاتية فى الفترات الماضية، ويمكن الكشف عن هذه المشكلة بعدة طرق كما يلى:

- اختبار **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test**: ويقوم هذا الاختبار بفحص الفرضية العدمية والتى تفترض أنه لا يوجد ارتباط ذاتى بين بواقى التقدير Residuals، مقابل الفرضية البديلة والتى تفترض أن بواقى التقدير بها ارتباط ذاتى أى أن أخطاء التقدير ليست مستقلة عن بعضها البعض. وبإجراء اختبار LM على النموذج محل الدراسة، تبين أن الاحتمالية الاحصائية P-Value لكل من F-Statistic و Chi-Square هى غير معنوية عند مستوى معنوية ٥٪ حيث بلغت قيمة كل منهما ٠,٢٥٤٢ و ٠,١٠٨٧ على الترتيب وهى أكبر من مستوى المعنوية المختار، وبالتالى لا يمكن رفض الفرضية العدمية أى أنه لا يوجد ارتباط ذاتى بين البواقى Residual Serially Uncorrelated، وهو ما يمكن توضيحه من خلال الجدول رقم (٩) كما يلى:

جدول رقم (٩)

نتائج اختبار الارتباط الذاتى بين البواقى Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags			
F-statistic	1.441733	Prob. F(2,27)	0.2542
Obs*R-squared	4.438556	Prob. Chi-Square(2)	0.1087

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائى EViews-12

- **الرسم البيانى المسمى بـ Correlogram :** ويستخدم هذا الرسم أيضاً للكشف عن وجود الارتباط الذاتى بين البواقى حيث يتم اتخاذ عدد من الإبطاءات يساوى تقريباً ثلث عدد المشاهدات فى عينة الدراسة أى ١٧ فترة، وبإجراء رسم Correlogram على السلسلة الخاصة ببواقى التقدير، يتضح أن الارتباط الذاتى AC يتآكل بشكل سريع حيث يقترب من الصفر عند فترة الإبطاء الثالثة تقريباً، كما يتضح أن معاملات الارتباط الذاتى تقع داخل حدود فترة الثقة مما يؤكد أن أخطاء التقدير غير مرتبطة بشكل سلسلى، أيضاً يتضح عدم معنوية Q-Statistic مما يؤكد النتيجة التى توصلنا إليها والتى تقضى بعدم وجود ارتباط ذاتى بين بواقى التقدير، وهو ما يمكن توضيحه من خلال الجدول رقم (١٠) كما يلى:

جدول رقم (١٠)

رسم Correlogram للارتباط الذاتى بين البواقى

Date: 10/16/21 Time: 03:56
Sample (adjusted): 1974 2019
Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1	-0.128	-0.128	0.8076	0.369
2	-0.168	-0.187	2.2173	0.330
3	-0.015	-0.068	2.2284	0.526
4	0.077	0.034	2.5375	0.638
5	-0.177	-0.184	4.2317	0.517
6	-0.019	-0.061	4.2522	0.643
7	-0.052	-0.136	4.4027	0.732
8	0.136	0.079	5.4703	0.706
9	-0.148	-0.155	6.7750	0.661
10	0.029	-0.014	6.8279	0.742
11	-0.065	-0.137	7.0923	0.792
12	0.006	-0.085	7.0945	0.851
13	-0.046	-0.075	7.2362	0.890
14	0.034	-0.077	7.3144	0.922
15	-0.123	-0.178	8.3899	0.907
16	0.050	-0.111	8.5757	0.930
17	-0.093	-0.214	9.2282	0.933

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائى EViews-12

٢/٣/٢/٤ عدم ثبات التباين Heteroskedasticity

تشير مشكلة عدم ثبات التباين إلى أن بواقى التقدير تكون غير متجانسة بمعنى أنها تتغير بتغير قيم المتغير المستقل، وهو ما يتعارض مع مواصفات النموذج الجيد الذى يقتضى أن يكون تباين البواقى ثابت ، ويمكن الكشف عن هذه المشكلة من خلال إجراء بعض الاختبارات الاحصائية، ومن أهمها ما يلى:

- **اختبار Breusch-Pagan-Godfrey (BPG):** ويقوم هذا الاختبار بفحص الفرضية العدمية والتى تفترض ثبات (تجانس) تباين البواقى Homoskedasticity، مقابل الفرضية البديلة والتى تفترض عدم ثبات تباين البواقى Heteroskedasticity. وبإجراء اختبار BPG على النموذج محل الدراسة، تبين أن الاحتمالية الاحصائية P-Value لكل من F-Statistic و Chi-Square هى غير معنوية عند مستوى معنوية ٥٪ حيث بلغت قيمة كل منهما ٠,٨٩٥١ و ٠,٨٢٧١ على الترتيب وهى أكبر من مستوى المعنوية المُختَار، وبالتالى لا يمكن رفض الفرضية العدمية أى أن تباين البواقى ثابت، وهو ما يمكن توضيحه من خلال الجدول رقم (١١) كما يلى:

جدول رقم (١١)

نتائج اختبار تباين البواقى Breusch-Godfrey -Godfrey

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey Null hypothesis: Homoskedasticity			
F-statistic	0.549967	Prob. F(16,29)	0.8951
Obs*R-squared	10.70851	Prob. Chi-Square(16)	0.8271
Scaled explained SS	3.155834	Prob. Chi-Square(16)	0.9998

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائى EViews-12

- **اختبار ARCH[1] :** وتتمثل آلية عمل هذا الاختبار فى إجراء انحدار لمربعات البواقى على مربعاتها المبطأة، وذلك بغرض فحص الفرضية العدمية التى تفترض ثبات التباين، مقابل الفرضية البديلة التى تفترض عدم ثبات التباين. وبإجراء اختبار ARCH على النموذج محل الدراسة تبين أن الاحتمالية الاحصائية P-Value لكل من F-Statistic و Chi-Square هى غير معنوية عند مستوى معنوية ٥٪ حيث بلغت قيمة كل منهما ٠,٧٥١٤ و ٠,٧٤٤٦ على الترتيب وهى أكبر من مستوى المعنوية المُختَار، وبالتالى لا يمكن رفض الفرضية العدمية أى أن تباين البواقى ثابت، وهو ما يمكن توضيحه من خلال الجدول رقم (١٢) كما يلى:

جدول رقم (١٢)

نتائج اختبار ARCH لتباين البواقى

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.101639	Prob. F(1,43)	0.7514
Obs*R-squared	0.106116	Prob. Chi-Square(1)	0.7446

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائى EViews-12

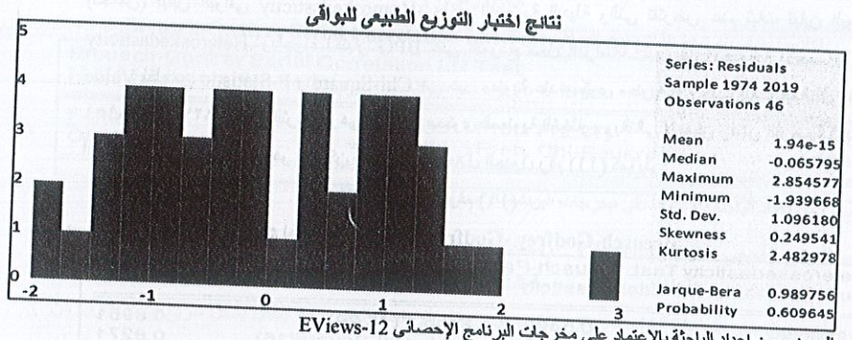
٣/٣/٢/٤ التوزيع الطبيعى للبواقى Normality Distribution

للتأكد مما إذا كانت بواقى التقدير تتبع توزيعاً طبيعياً Normally Distributed أم لا، يمكن استخدام الاحتمالية الإحصائية لـ Jarque-Bera حيث يتم فحص الفرضية العدمية والتى تفترض بأن البواقى تتبع توزيعاً طبيعياً، مقابل الفرضية البديلة والتى تفترض بأن البواقى لا تتبع توزيعاً طبيعياً. وبالتطبيق على بواقى معادلة الانحدار محل الدراسة، تبين أن الاحتمالية الاحصائية P-Value لـ Jarque-Bera غير معنوية عند مستوى معنوية ٥٪ حيث بلغت قيمتها ٠,٦٠٩٦٤٥ وهى أكبر من مستوى المعنوية المُختَار، وبالتالى لا يمكن رفض الفرضية العدمية أى أن البواقى تتبع توزيع طبيعى، وهو ما يمكن توضيحه من خلال الشكل رقم (٤) كما يلى:

[1] Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

شكل رقم (٤)

نتائج اختبار التوزيع الطبيعى للبواقى



المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائى EViews-12

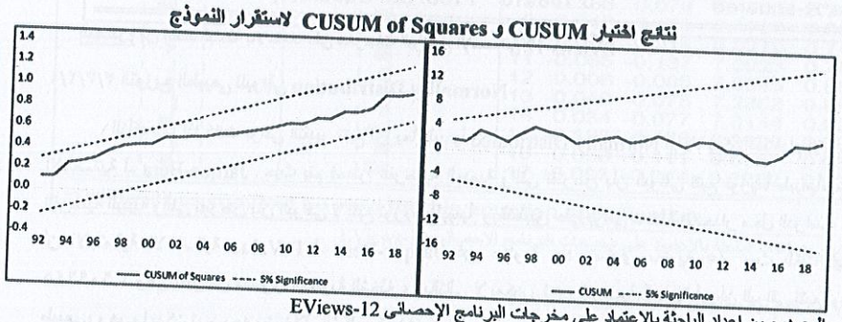
٤/٣/٢/٤ استقرارية النموذج Stability

تُستخدَم اختبارات الاستقرارية Stability Tests للتأكد من استقرارية النموذج وخلو البيانات المستخدمة فى الدراسة من أى تغيرات هيكلية قد تؤثر سلباً على جودة النموذج المُقدَر وإمكانية التنبؤ بسلوكه المستقبلى، بالإضافة إلى التعرف على مدى ملائمة تصميم النموذج من حيث الشكل الدالى، وتتمثل أهم اختبارات الاستقرارية فيما يلى :

- **اختبارات المجموع التراكمى للبواقى المُعادة ومربعاتها Cusum[1] & CusumSQ[2] Tests :** ويعتبر هذان الاختباران من أهم اختبارات الاستقرارية حيث يمكن خلالهما توضيح التغيرات الهيكلية فى البيانات محل الدراسة، بالإضافة لتحديد مدى انسجام واتساق معلمات الأجل الطويل مع معلمات الأجل القصير. وبإجراء الاختبار على النموذج محل الدراسة، تبين أن الخطان الممثلان للمجموع التراكمى للبواقى ومربعاتها يقعان داخل حدود المنطقة الحرجة عند مستوى معنوية ٥٪ لكل منها، مما يشير إلى استقرار النموذج عبر الزمن واتساق نتائج الأجل الطويل مع نتائج الأجل القصير، وهو ما يمكن توضيحه من خلال الشكل رقم (٥) كما يلى:

شكل رقم (٥)

نتائج اختبار CUSUM و CUSUM of Squares لاستقرار النموذج



المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائى EViews-12

[1] Cumulative Sum of Recursive Residuals (CUSUM)
[2] Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals (CUSUMSQ)

- **اختبار Ramsey RESET Test:** ويقوم هذا الاختبار بفحص الفرضية العدمية التى تفترض أن النموذج لا يعانى من مشاكل التحديد بما يعنى أن الشكل الدالى Functional Form للنموذج سليم وأن هناك اتساق بين نتائج الأجلين الطويل والقصير، مقابل الفرضية البديلة التى تفترض بأن الشكل الدالى للنموذج غير سليم. وبإجراء الاختبار على النموذج محل الدراسة، تبين أن الاحتمالية الاحصائية P-Value لـ F-Statistic هى غير معنوية عند مستوى معنوية ٥٪ حيث بلغت قيمتها ٠,٣٦١١وهى أكبر من مستوى المعنوية المُختَار، وبالتالى لا يمكن رفض الفرضية العدمية أى أن الشكل الدالى للنموذج تم صياغته بشكل سليم، وهو ما يمكن توضيحه من خلال الجدول رقم (١٣) كما يلى:

جدول رقم (١٣)

نتائج اختبار Ramsy RESET Test لاستقرار النموذج

Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Omitted Variables: Squares of fitted values
Specification: GDP GDP(-1) RER OPEN OPEN(-1) FDI FDI(-1) FDI(-2) FDI(-3) INF INF(-1) INF(-2) INF(-3) GOV GOV(-1) GOV(-2) ERG C

	Value	df	Probability
t-statistic	0.928563	28	0.3611
F-statistic	0.862230	(1, 28)	0.3611
Likelihood ratio	1.395148	1	0.2375

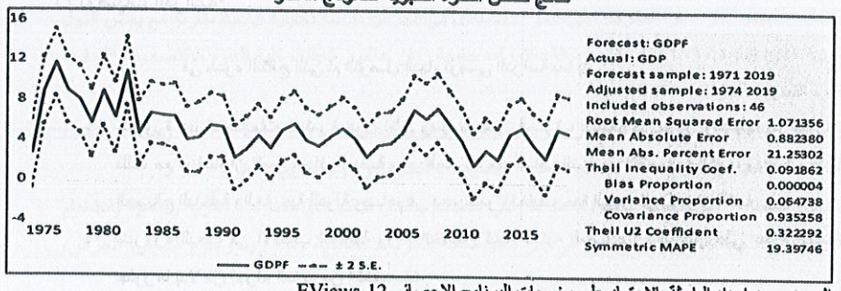
المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائى EViews-12

٥/٣/٢/٤ القدرة التنبؤية للنموذج Forecasting

لفحص القدرة التنبؤية للنموذج المُقدر يمكن الاعتماد على شكل التنبؤ رقم (٦) وعلى الإحصاءات الواردة به، حيث يتبين من الشكل أن الخط الممثل لمعدل نمو الناتج المحلى الإجمالى الحقيقى يقع داخل حدود المنطقة الحرجة وهو ما يشير إلى إمكانية الاعتماد على النموذج للتنبؤ بحجم النمو مستقبلاً، وهو ما تؤكده قيمة كل من إحصائية Thiel Inequality Coefficient والتى بلغت ٠,٠٩١٨٦٢ وكذلك إحصائية Bias Proportion والتى بلغت ٠,٠٠٠٠٠٤ حيث يُلاحظ اقتراب قيمة كل منهما من الصفر، وهو ما يمكن توضيحه من خلال الشكل رقم (٦) كما يلى:

شكل رقم (٦)

نتائج فحص القدرة التنبؤية للنموذج المُقدر



المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائى EViews-12

اعتماداً على النتائج السابقة، تبين خلو النموذج المُقدر من أبرز المشاكل التى تعوق عمل النموذج بشكل سليم، مما يعنى أنه يمكن الاعتماد على نتائج التقدير واستخدامها فى التنبؤ وصنع السياسات.

٥/ نتائج الدراسة:

يمكن تلخيص النتائج التى توصلت اليها الدراسة فى النقاط التالية:

- تدهورت قيمة الجنيه المصرى بشكل هائل خلال الفترة الزمنية الممتدة منذ عام ١٩٧١ وحتى عام ٢٠١٩ وباختلاف أنظمة وسياسات سعر الصرف المُتَّبعَة فى مصر، ويرجع ذلك أساساً إلى عدم تركيز السياسات على علاج الأسباب الحقيقية التى أدت إلى تدهور قيمة الجنية المصرى مثل ضعف الجهاز الإنتاجى والاختلالات الهيكلية القائمة فى الاقتصاد المصرى بشكل عام، بالإضافة الى الاضطراب والتناقض فى السياسات الاقتصادية والتى أدت إلى دخول الجنية المصرى فى حلقة مفرغة من التخفيضات، فهذه السياسات لم تكن سوى رد فعل لما يحدث فى سوق الصرف الأجنبى دون الاستناد إلى دراسات كافية عن العوامل والمتغيرات الاقتصادية الهامة التى تؤثر فى العرض والطلب على العملة المحلية فى سوق الصرف الأجنبى.
- لم تسهم سياسة التخفيضات المتتالية التى اتبعتها السلطات النقدية خلال فترة الدراسة بشكل ملحوظ فى تحسن المؤشرات الاقتصادية الكلية بشكل عام وأداء الميزان التجارى بشكل خاص مما يؤكد أن هذا العجز هو عجز هيكلى مرتبط ببنية الاقتصاد المصرى نفسه، وبالتالى فإجراء المزيد من التخفيض من خلال الانتقال إلى أحد أنظمة التعويم لن يكون وسيلة فعالة فى تحسين المؤشرات الاقتصادية الكلية وعلاج العجز فى الميزان التجارى، وذلك لعدم توافر الشروط اللازمة لنجاح هذه السياسة فى حالة الاقتصاد المصرى.
- تناقضت نتائج الدراسات النظرية والتجريبية حول تأثير أنظمة سعر الصرف على النمو الاقتصادى، مما يؤكد أنه ليس هناك نظام سعر صرف مثالى لجميع الدول وفى جميع الأوقات وإنما يوجد لكل دولة نظام مُلائم خاص بها بحسب خصائصها وتوجهاتها وتوقيت اختيارها لنظام سعرالصرف، وبالتالى يكون على كل دولة أن تختار نظام سعر الصرف الملائم بالنسبة لها وبما يتناسب مع ظروفها الاقتصاديه والسياسية والاجتماعية.
- توصلت الدراسة القياسية إلى أن **أنظمة سعر الصرف ليس لها تأثير معنوى على النمو الاقتصادى فى مصر**، إلا أن انخفاض القيمة الحقيقية للجنيه المصرى مقابل الدولار الأمريكى - سواء كان هذا الانخفاض ناتج عن الإنتقال من نظام الربط الى أحد أنظمة التعويم أم لا - له **تأثير سلبى** على معدل نمو الناتج المحلى الإجمالى الحقيقى.

٦/ توصيات الدراسة:

فى ضوء النتائج التى تم التوصل إليها، توصى الدراسة بما يلى:

- ضرورة إجراء متابعات مستمرة حول نظام وسياسة سعر الصرف المتبعة فى مصر وتعديلها إذا استلزم الأمر ذلك، مع مراعاة أن تتسق أهداف سياسة سعر الصرف مع أهداف السياسة الاقتصادية الكلية، وبالشكل الذى يخدم المصالح الداخلية والخارجية للدولة ويساهم فى دعم النمو وتخفيف حدة العجز فى الميزان التجارى.
- ضرورة البحث فى الأسباب الحقيقية وراء انخفاض قيمة الجنيه المصرى، والتركيز على علاج المشكلة من جذورها بدلا من إجراء المزيد من التخفيضات.
- التركيز على العوامل التى تؤثر فى العرض والطلب على العملة المحلية فى سوق الصرف الأجنبى وذلك من خلال زيادة الصادرات وترشيد الواردات، ويمكن تحقيق ذلك من خلال:

١- رفع كفاءة التشغيل مع ضرورة العمل على الاستخدام الأمثل لمستلزمات الإنتاج والمواد الخام المستوردة، بالإضافة إلى ضرورة رفع الكفاءة الإدارية والفنية والاقتصادية فى المشروعات الإنتاجية.

٢- العمل باستمرار على إصلاح ومعالجة العجز فى هيكل الإنتاج وإزالة المعوقات والتغلب على الاختناقات التى تحد من كفاءة وإنتاجية الهياكل والقطاعات الإنتاجية.

٣- إنتاج سلع مقبولة فى الأسواق الدولية من حيث أسعارها ودرجة جودتها وذات قيم مضافة مرتفعة واقل تأثراً بصدمات الاقتصاد الدولى.

٤- تعظيم الاستفادة من الاتفاقات التجارية التفضيلية بين جمهورية مصر العربية وشركائها التجاريين فى زيادة حجم الصادرات وتحسين نوعيتها وتنويع الأسواق.

٥- توسيع وزيادة الطاقة الإنتاجية بما يكفى لإنتاج أكبر قدر ممكن من بدائل الواردات.

٦- تقليل الاعتماد على السلع الوسيطة المستوردة والتى تمثل الجانب الأكبر من إجمالى الواردات السلعية، وذلك عن طريق تحفيز المنتجين على توفيرها محلياً بجودة عالية.

٧- ترشيد المشتريات الحكومية المستوردة.

٨- المحافظة على استقرار المستوى العام للأسعار.

٧/ مراجع الدراسة

١/٧ المراجع باللغة العربية

- أمين، بربرى محمد، " الاختيار الأمثل لنظام الصرف ودوره في تحقيق النمو الاقتصادى في ظل العولمة الاقتصادية – دراسة حالة الجزائر "، رسالة دكتوراه، جامعة الجزائر، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير،الجزائر، ٢٠١١.
- بدراوى، شهيناز، " تأثير أنظمة سعر الصرف على النمو الاقتصادى في الدول النامية – دراسة قياسية باستخدام بيانات بانل لعينة من ١٨ دوله نامية (١٩٨٠-٢٠١٢) "، رسالة دكتوراه، جامعة ابى بكر بلقايد، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، الجزائر، ٢٠١٥.
- بوشمال، محمد، " أثر سعر الصرف على النمو الاقتصادى فى الجزائر دراسة تحليلية قياسية مقارنة مع بعض الدول العربية خلال الفترة ١٩٩٠-٢٠١٦"، رسالة دكتوراه، جامعة زيان عاشور الجلفة، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، الجزائر، ٢٠٢٠.
- بولخراص، فاطمة، " دراسة وتحليل سعر صرف الدينار الجزائرى خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠١٤) "، رسالة ماجستير، جامعة عبد الحميد بن باديس مستغانم، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، الجزائر، ٢٠١٨.
- جبورى، محمد، " تأثير أنظمة أسعار الصرف على التضخم والنمو الاقتصادى : دراسة نظرية وقياسية باستخدام بيانات بانل "، رسالة دكتوراه، جامعة أبى بكر بلقايد، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، الجزائر، ٢٠١٣.
- خليفة، عزى، " أثر أنظمة سعر صرف الدينار الجزائري على النمو الاقتصادي – دراسة قياسية للفترة (١٩٨٥-٢٠١٥)"، رسالة دكتوراه، جامعة محمد بوضياف، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، الجزائر، ٢٠١٨.

- العرابى، خالد أحمد محمود، " أثر سياسة سعر الصرف على الميزان التجارى المصرى خلال الفترة من ١٩٩١ إلى ٢٠١٦ "، رسالة ماجستير، جامعة المنصورة، كلية التجارة، مصر، ٢٠١٨.
- قليل، زينب، " تأثير أنظمة سعر الصرف على النمو الاقتصادى: دراسة قياسية على مجموعة من الدول النامية باستخدام بيانات بانل فى الفترة ١٩٨٠-٢٠١٣ "، رسالة دكتوراه، جامعة ابو بكر بلقايد- تلمسان-، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، ٢٠١٦.
- الهنداوى، عماد عمر محمود على ، " علاقه أنظمة سعر الصرف بأداء الاقتصاد المصرى "، رسالة دكتوراه، جامعة الزقازيق، كلية التجارة، مصر، ٢٠١١.

٢/٧ المراجع باللغة الإنجليزية

- Abbott, A. J., & De Vita, G. (2011). Evidence on the impact of exchange rate regimes on bilateral FDI flows. Journal of Economic Studies.
- Aizenman, J. (1992). Exchange rate flexibility, volatility, and domestic and foreign direct investment. Staff Papers, 39(4), 890-922.
- Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions, IMF, 1972-2020.
- Bailliu, J., Lafrance, R., & Perrault, J. F. (2003). Does exchange rate policy matter for growth?. International Finance, 6(3), 381-414.
- Baxter, M., & Stockman, A. C. (1989). Business cycles and the exchange-rate regime: some international evidence. Journal of monetary Economics, 23(3), 377-400.
- Benbouziane, M. O. H. A. M. M. E. D., & Benamar, A. B. D. E. L. H. A. K. (2007, January). The impact of exchange rate regime on the real sector in MENA countries. In 27th Annual Meeting of The Middle East Economic Association (MEEA) Chicago, Illinois.
- Bermúdez, C., & Dabús, C. D. (2015). Let it float: new empirical evidence on de facto exchange rate regimes and growth in Latin America.
- Bleaney, M., & Francisco, M. (2007). Exchange rate regimes, inflation and growth in developing countries--An assessment. The BE Journal of Macroeconomics, 7(1).
- Coudert, V., & Dubert, M. (2005). Does exchange rate regime explain differences in economic results for Asian countries?. Journal of Asian Economics, 16(5), 874-895.
- Cushman, D. O. (1985). Real exchange rate risk, expectations, and the level of direct investment. The Review of Economics and Statistics, 297-308.
- Cushman, D. O., & De Vita, G. (2017). Exchange rate regimes and FDI in developing countries: A propensity score matching approach. Journal of International Money and Finance, 77, 143-163.

- De Grauwe, P., & Schnabl, G. (2004). Exchange rate regimes and macroeconomic stability in Central and Eastern Europe. Available at SSRN 542382.
- De Vita, G., & Kyaw, K. S. (2011). Does the choice of exchange rate regime affect the economic growth of developing countries?. The Journal of Developing Areas, 135-153.
- Domaç, I., Peters, K., & Yuzefovich, Y. (2004). Does the exchange rate regime matter for inflation? Evidence from transition economies. Policy research working paper, 2641.
- Dubas, J., Lee, B. J., & Mark, N. (2005). Effective exchange rate classifications and growth.
- Edwards, S., & Yeyati, E. L. (2005). Flexible exchange rates as shock absorbers. European Economic Review, 49(8), 2079-2105.
- Eichengreen, B., & Leblang, D. (2003). Exchange rates and cohesion: Historical perspectives and political-economy considerations. JCMS: Journal of Common Market Studies, 41(5), 797-822.
- Fristedt, S. (2016). Does the choice of exchange-rate regime effect economic growth?: A study across different levels of country development.
- Garofalo, P. (2005). Exchange rate regimes and economic performance: The Italian experience (No. 10). Banca d'Italia.
- Ghosh, A. R., Gulde, A. M., Ostry, J. D., & Wolf, H. C. (1997). Does the nominal exchange rate regime matter?.
- Ghosh, A. R., Gulde-Wolf, A. M., Wolf, H. C., & Wolf, H. C. (2002). Exchange rate regimes: choices and consequences (Vol. 1). MIT press.
- Ghosh, A. R., Qureshi, M. S., & Tsangarides, C. G. (2019). Friedman Redux: External adjustment and exchange rate flexibility. The Economic Journal, 129(617), 408-438.
- Giavazzi, F., & Giovannini, A. (1989). Monetary policy interactions under managed exchange rates. Economica, 199-213.
- Gnimassoun, B. (2015). The importance of the exchange rate regime in limiting current account imbalances in sub-Saharan African countries. Journal of International Money and Finance, 53, 36-74.
- Ha, D. T. T., & Hoang, N. T. (2020). Exchange Rate Regime and Economic Growth in Asia: Convergence or Divergence. Journal of Risk and Financial Management, 13(1), 9.
- Hoffmann, M. (2007). Fixed versus flexible exchange rates: Evidence from developing countries. Economica, 74(295), 425-449.
- https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators.

- Huang, H., & Malhotra, P. (2005). Exchange rate regimes and economic growth: Evidence from developing Asian and advanced European economies. CHINA ECONOMIC QUARTERLY-BEIJING-, 4(4), 971.
- Husain, A. M., Mody, A., & Rogoff, K. S. (2005). Exchange rate regime durability and performance in developing versus advanced economies. Journal of monetary economics, 52(1), 35-64.
- Ihnatov, I., & Căpraru, B. (2012). Exchange rate regimes and economic growth in Central and Eastern European Countries. Procedia Economics and Finance, 3, 18-23.
- Jakob, B. (2016). Impact of exchange rate regimes on economic growth. Undergraduate Economic Review, 12(1), 11.
- Juhn, G., & Mauro, P. (2002). Long-run determinants of exchange rate regimes: A simple sensitivity analysis (Vol. 2). Washington, DC: International Monetary Fund.
- Laflèche, T. (1997). The impact of exchange rate movements on consumer prices. Bank of Canada review, 1996(Winter), 21-32.
- Larrain, F., & Parro, F. (2006). Do Exchange Rate Regimes Matter? Evidence for Developing Countries.
- Lartey, E. K. (2017). Exchange rate flexibility and the effect of remittances on economic growth. Review of Development Economics, 21(1), 103-125.
- Levy-Yeyati, E. L., & Sturzenegger, F. (2001). Exchange rate regimes and economic performance. UTDT, CIF Working Paper, (2/01).
- Mohanty, B., & Bhanumurthy, N. R. (2014). Exchange rate regimes and inflation: Evidence from India. International Economic Journal, 28(2), 311-332.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of applied econometrics, 16(3), 289-326.
- Petreski, M. (2009). Exchange-rate regime and economic growth: a review of the theoretical and empirical literature. Economics Discussion Paper, (2009-31).
- Sam, C. Y., McNown, R., & Goh, S. K. (2019). An augmented autoregressive distributed lag bounds test for cointegration. Economic Modelling, 80, 130-141.
- Schiavo, S. (2007). Common currencies and FDI flows. Oxford Economic Papers, 59(3), 536-560.
- Sosvilla-Rivero, S., & Ramos-Herrera, M. D. C. (2014). Exchange-rate regimes and economic growth: an empirical evaluation. Applied Economics Letters, 21(12), 870-873.
- Velasco, A. (1996). Fixed exchange rates: Credibility, flexibility and multiplicity. European economic review, 40(3-5), 1023-1035.