تأثير بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية على سعر الصرف – دراسة مقارنة بين العراق ونيجيريا للمدة (2006-2022)

م. احمد إبراهيم جمعه

كلية الإدارة والاقتصاد الجامعة العراقية

أ.م. ثريا بو جلبان

المعهد العالي لإدارة الاعمال في صفاقس / تونس

ECONOMICS AND ADMINISTRATIVE STUDIES JOURNAL (EASJ)

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: http://doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

تأثير بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية على سعر الصرف – دراسة مقارنة بين العراق ونيجيريا للمدة (2006-2022)

The Impact of Certain Macroeconomic Variables on the Exchange Rate – A Comparative Study between Iraq and Nigeria for the Period (2006-2022)

م. احمد إبراهيم جمعه *

كلية الإدارة والاقتصاد الجامعة العراقية

أ.م. ثريا بو جلبان

المعهد العالي لإدارة الاعمال في صفاقس

Teacher Ahmed Ibrahim Jumaah *

College of Administration and Economics, Iraqi University

Associate Professor Thouraya Boujelbene

Higher Institute of Business Administration of Sfax, University of Sfax

تاريخ الاستلام: 2024/10/15 تاريخ القبول: 2024/12/15 تاريخ النشر: 2025/06/01

Published: 01/06/2025 Accepted: 15/12/2024 Received: 15/10/2024

المستخلص:

يهدف هذا البحث إلى تحليل العلاقة بين سعر الصرف وبعض المتغيرات الاقتصادية الكلية في العراق دراسة مقارنة بين العراق ونيجيريا للمدة (2006-2022) مع التركيز على تأثير المتغيرات الاقتصادية الكلية على سعر الصرف عند قيام السلطات النقدية بتخفيض قيمته كل من الدول العراق ، ونيجيريا للفترة من 2006 إلى 2022 وقد تم اختيار أربعة متغيرات أساسية للنظر في مدى تأثيرها وهي كل من الدين العام والموازنة العامة والرقم القياسي لأسعار المستهلك إضافة الى الناتج المحلي الإجمالي ومن ثم معرفة هل كان التأثير سلباً ام ايجاباً من خلال استخدام الاساليب القياسية الحديثة ومن اهمها منهجية (ARDL) التي نعتقد انها مناسبة في قياس هذا التأثير، وتركز مشكلة البحث في ما تعانيه هذه الدول من أزمات اقتصادية تتمثل في زيادة النفقات العامة من جهة وانخفاض الإيرادات العامة من جهة أخرى الأمر الذي يؤدي إلى حصول عجز في الموازنة العامة، إضافة إلى أن المورد الأساسي الذي يمول موازناتها العامة هو النفط ، وبالتالي من الضروري لهذه الدول أن تسعى إلى تنويع مصادر الدخل لديها وخصوصا أنها ذات مساحات زراعية كبيرة إضافة الى ثراء هذه الدول من الناحية الجغرافية مما يساعدها في تنويع مصادر دخلها و تجنب تقلبات سعر النفط العالمي ، ولغرض الوصول إلى هدف الدراسة تم التوصل إلى عدد من الاستنتاجات أهمها : ان تخفيض قيمة العملة الوطنية عن طريق اعتماده كسياسة وليس نظام صرف سيفرز آثار سلبية اكثر من الايجابية حيث إن التغير من النظام الثابت المتعدد الى النظام الحر المدار سيتم تغيره مره أخرى وخلال فتره قصيرة حتى يتم تعويم العملة المحلية مما يسبب ارباكاً في الأسواق المحلية إضافة الى ضغوط هائلة على الشرائح الهشة في المجتمع، ان السبب الرئيسي لارتفاع معدلات التضخم هو تخفيض قيمة العملة التي تسعى لها الحكومات ولمختلف الأسباب وبالتالي فان ثمن استقرار سعر الصرف هو اختلال كافة الأسواق.

الكلمات المفتاحية : سعر الصرف ، الدين العام ، الناتج المحلي الإجمالي ، الموازنة العامة ، الرقم القياسي لاسعار المستهلك

بحث مستل من اطروحه دكتوراه

*Corresponding Author: ahmed.al-adhami@aliraqia.edu.iq

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

Abstract:

This research aims to analyze the relationship between the exchange rate and certain macroeconomic variables in Iraq, in a comparative study between Iraq and Nigeria for the period (2006-2022), with a focus on the impact of macroeconomic variables on the exchange rate when monetary authorities in both Iraq and Nigeria devalue their currencies during the period from 2006 to 2022. Four key variables were selected to assess their impact: public debt, the general budget, the consumer price index, and gross domestic product (GDP). The study aims to determine whether these effects were positive or negative, using modern econometric methods, with a particular focus on the ARDL methodology, which is considered appropriate for measuring this impact. The research problem focuses on the economic crises these countries face, characterized by increasing public expenditures on one hand and declining public revenues on the other, leading to budget deficits. Moreover, the primary resource that funds their budgets is oil. Consequently, these countries must strive to diversify their income sources, especially given their large agricultural areas and geographical wealth, which can help them diversify their revenue streams and mitigate the volatility of global oil prices. To achieve the study's objective, several conclusions were reached, the most important of which is that devaluing the national currency as a policy rather than an exchange rate regime will have more negative than positive effects. The transition from a fixed multiple-rate system to a managed floating system will lead to another change in a short period, ultimately resulting in the full floating of the local currency. This creates disruptions in local markets and immense pressure on vulnerable segments of society. The primary cause of rising inflation rates is the devaluation of the currency, pursued by governments for various reasons. As a result, the price of exchange rate stability is the disruption of all markets.

Keywords: Exchange Rate, Public Debt, Gross Domestic Product (GDP), Public Budget, Consumer Price Index .

المقدمة

في ظل التغيرات الاقتصادية العالمية التي عصفت بالدول اصبح سعر الصرف واحداً من المتغيرات الاقتصادية الحيوية التي تعتمد بصورة أساسية على تصدير المواد الخام (النفط) كسلعة أساسية حيث يلعب سعر الصرف دوراً رئيسيا في تحديد القوة الاقتصادية للدولة على الصعيدين المحلي والدولي، ومع تقلبات أسعار النفط العالمية والأزمات الاقتصادية المتعاقبة ظهرت الحاجة لدراسة تأثير المتغيرات الاقتصادية الكلية على استقرار سعر الصرف، حيث ركزت البحث على تحليل العلاقة بين سعر الصرف كمتغير تابع وبعض المتغيرات الكلية التي سيتم دراستها وهي كل من الدين العام والموازنة العامة والرقم القياسي لأسعار المستهلك إضافة الى الناتج المحلي الإجمالي، حيث هدفت الدراسة الى فهم طبيعة هذه المتغيرات عند تخفيض سعر الصرف في كل من العراق ونيجيريا، ومن خلال استخدامنا للبيانات الاقتصادية المتاحة والقيام بتحليلها عن طريق استخدام منهجية (ARDL) لفهم مدى التشابه والاختلاف في التأثيرات والعوامل المؤثرة على سعر الصرف مما يوفر رؤية حول كيفية إدارة السياسة المالية والنقدية في الاقتصادات النفطية وتحقيق استقرار اقتصادي مستدام ، ان الناتج المحلي الإجمالي (GDP) الذي نفترض ان هنالك علاقة عكسية مع سعر الصرف أي كلما زادت سعر الصرف (أي انخفضت القيمة الحقيقية للدينار) كلما انخفض الناتج المحلي الإجمالي ولعل السبب في ذلك هو ان الاقتصاد العراقي اقتصادي ريعي يعتمد على مصدر اساسي للدخل (النفط) وفي نفس الوقت يعاني الاقتصاد العراقي من عدم مرونة الجهاز الانتاجي وضعف البنية التحتية للاقتصاد العراقي مما دفع الى الاعتماد على الاسواق الخارجية لسد الاحتياجات المتزايدة للسوق المحلية وهنا يجب ان نقف على الموازنة العامة للبلد بشقيها (فائض الموازنة والذي يحدث نتيجة ارتفاع أسعار النفط كونها المصدر الأساس لتمويل الموازنة) .

إشكالية البحث ودوافعه :

قام العراق بعملية تخفيض قيمة سعر الصرف مما اثار تساؤلات أساسية حول تأثير المتغيرات الاقتصادية على استقرار العملة المحلية ويتوقع من هذه المتغيرات أن يكون لها تأثير مباشر على سعر الصرف. هنالك دول مشابهة في هيكلية اقتصادها من حيث المورد الواحد للموازنة وهو النفط وهي ونيجيريا قامت بعمليات تخفيض سعر الصرف، إذا هل المتغيرات الاقتصادية لها تأثير مباشر على سعر الصرف وتخفيض سعر الصرف وسيساعد في تغير نمط الانفاق العام في الدولة

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

عندما يكون الاعتماد على مصدر واحد للدخل وهو النفط باعتبار العراق من الدول الريعية ، وفي حال طبقت دولة نيجيريا هذا النمط من عملية التخفيض هل سنحصل على التأثيرات المباشرة على سعر الصرف التي حصلت في العراق .

فرضية البحث:

H1 : ينطلق البحث من فرضية مفادها ان الرقم القياسي لأسعار المستهلك، الموازنة العامة ، الدين العام، له تأثير إيجابي عند تخفيض سعر الصرف .

H2 : ان الناتج المحلي الإجمالي له تأثير عكسي عند تخفيض سعر الصرف.

اهمية البحث

تنبع اهمية البحث من خلال:

- اعطاء جانب نظري للمتغيرات الاقتصادية المزمع تناولها وهي سعر الصرف والدين الخارجي، الرقم القياسي لأسعار المستهلك، الموازنة العامة والناتج المحلي الإجمالي؛
- تسليط الضوء على واقع كل من الدول (العراق ونيجيريا) الاقتصادي للفترة من 2006- 2022 ومدى علاقة اسعار الصرف بالمتغيرات الاقتصادية الكلية (الدين الخارجي، الرقم القياسي، الموازنة العامة، الناتج المحلي الإجمالي) .
- قياس العلاقة بين سعر الصرف كمتغير تابع مع كل من الدين الخارجي، الرقم القياسي لأسعار، الموازنة العامة والناتج المحلي الإجمالي كمتغيرات مستقلة.
- تبيان الفروقات مع اقتصادات مقاربة للاقتصاد العراقي والاقتصاد النيجيري من ناحية البيانات المتوفرة مع عرض المتغيرات التابعة لكل بلد بشكل منفصل عن الاخر مع توضيح تأثير المتغيرات الاقتصادية على سعر الصرف خلال فترة الدراسة وقيام السلطات بعملية التخفيض.

منهجية البحث:

تم الاعتماد على المنهج الاستقرائي والاستنباطي والتحليلي وباستخدام طرق الاقتصاد القياسي من اجل تحقيق اهداف البحث.

مصادر جمع البيانات:

من اجل إثراء الجانب النظري للدراسة فقد تم الركون الى مجموعة من المصادر العربية والاجنبية، الرسائل والأطاريح، واعتماد التقارير والدراسات العلمية والمجلات المحلية والعالمية المتخصصة في هذا الموضوع فضلا عن الاستعانة بالمواقع الالكترونية على الشبكة العنكبوتية (الانترنيت). أما بالحديث عن الجانب العملي التطبيقي فقد جرى الاعتماد على بيانات البنك المركزي العراقي، وزارة التخطيط العراقية، بيانات البنك المركزي النيجيري، إضافة الى بيانات البنك الدولي.

حدود البحث: الحدود المكانية: الاقتصاد العراقي والاقتصاد الجزائري والاقتصاد النيجيري

الحدود الزمانية: الفترة من سنة 2006 الى غاية سنة 2022.

المبحث الأول : الاطار النظري للدراسة :

المطلب الأول: المفاهيم الأساسية لسعر الصرف

مفهوم سعر الصرف سعر عملة بلد ما مقابل سعر عملة بلد آخر" **(الخالدي و العذاري ،2022 : 94)**، أو أنه المعدل الذي على أساسه يتم تبادل العملة مع العملات التي في العالم أي انه عدد الوحدات من العملات التي يتم مبادلتها بوحدة واحدة من عملة الدّولة مع بقيّة العملات الأجنبية، **(عبد العظيم ،1987)**، او انه ثمن النقود والعملات الأجنبية بالنسبة للعملة الوطنية **(مناحي ،2012)** ، او انه الأداة الرئيسية ذات التأثير المباشر على العلاقة بين الأسعار المحلية والخارجية والتي كثيرا ما تكون الأداة الأكثر فاعلية عند نساعد على تنشيط الصادرات والاقتصاد في الواردات **(علاوي ،شهاب ،2016) .**

وظائف سعر الصّرف هنالك العديد من الوظائف التي يستطيع سعر الصّرف القيام بها، وسندرج عددًا منها للتوضيح وهي كما يلي:

1- الوظيفية القياسية: إذ إن سعر الصرف هو عبارة عن حلقة وصل بين الأسعار المحلية والعالمية، فعن طريقة يمكن أن نعبر عن الأسعار العالمية، من خلال العملة المحلية، فأي منتج محلي يمكن قياسه ومقارنة سعره المحلي بالأسعار العالمية عن طريق أسعار الصرف للعملات.

2- الوظيفية التطويرية: من خلال حصول المنتج على عوائد مجزية من تصدير بضائعة إلى الدول الأخرى، والتي يمكن أن نقوم بتشجيعه في حالة انخفاض سعر صرف العملة المحلية مقارنة ببقية العملات، مما يساهم في زيادة الصادرات بصورة عامة نتيجة انخفاض سعر المنتج المحلي مقارنة ببقية المنتجات المشابهة له، وبذلك يمكن من تطوير بعض القطاعات الصناعية على حساب الاستيراد من الخارج، وهو بذلك يمكن أن يعد دعماً ضمنياً للمنتج المحلي.

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

3- الوظيفية التوزيعية: لأسعار الصرف وظيفية توزيعية على المستوى الدولي، ففي حالة انخفاض أسعار الصرف بالنسبة لدولة ما فإن الدولة المستوردة تستطيع زيادة استيراداتها من الدولة الأولى، مما يحسن من ميزانها التجاري عن طريق جذب رؤوس الأموال الدولية، وفي حالة العكس أي حينما تقوم الدولة الأولى برفع قيمة عملتها فتصبح سلعها أعلى سعراً من الدولة الأخرى ممّا يضطرها إلى دفع مبالغ أعلى من أجل الحصول على السلع. **(الشمري وحمزة،2015).**

أهداف سياسة سعر الصرف:

لسياسة سعر الصرف أهداف معينة تسعى الدولة من خلال هذه الإجراءات التي تتخذها إلى تحقيق أهدافها ومساعدة الاقتصاد على الحفاظ على التوازن المنشود، ويمكننا أن نحصي هذه الأهداف، وهي كالآتي:

1. مقاومة التضخم: إذ تلعب سياسة سعر الصرف دورًا مهمًا في عملية كبح جماح التضخم في الدولة، إذ إن تحسن سعر الصرف سيؤدي إلى انخفاض التضخم المستورد مما يساهم في تحسن تنافسية المؤسسات، حيث إنه في المدى القصير يكون انخفاض استيراد السلع والخدمات من الخارج أثر إيجابي على انخفاض مستوى التضخم ممّا يساهم في مضاعفة أرباح المؤسسات ممّا يساعدها على زيادة الإنتاج، وتحسين كفاءته في المدى المتوسط وتحقيقها لعوائد إنتاجية، ومن ثم إنتاجها لمنتوجات ذات كفاءة عالية تساهم في زيادة تنافسيتها.
2. تخصيصها للموارد: إن سعر الصرف يعد مؤشرًا يعكس تنافسية الاقتصاد القومي مع باقي اقتصاديات العالم، فلو افترضنا انخفاض سعر الصرف، فإن ذلك سيؤدي إلى زيادة استخدام عنصري العمل ورأس المال في قطاعات التصدير، والقطاعات المنافسة للاستيراد.

إعادة توزيع الدخل: يؤدي سعر الصرف مهام متعددة في إعادة توزيع الدخل، إذ إن انخفاض سعر الصرف سيؤدي إلى زيادة ربحية القطاعات المصدرة للسلع والخدمات مما يحسن من أرباح أصحاب رؤوس الأموال، وفي نفس الوقت يعود الضرر على القدرة الشرائية للعمال والعكس يحدث عن رفع أسعار صرف العملات، ولهذا نلحظ أن الدول تنتهج سياسة تعدد أسعار الصرف مثل سعر صرف للصادرات، وسعر صرف آخر للواردات ولاسيما الغذائية منها**(صيد،2013).**

من خلال ما سبق ذكره يتضح لنا أن هنالك ثلاثة أهداف رئيسة لسياسة سعر الصرف، أولها النهوض بالقدرة التنافسية، والوصول بالحساب الجاري لوضع يسمح له بالاستمرار، وثانيها تحقيق التوازن في سوق العملات الأجنبية، وثالثها تعديل الإنفاق بحيث تنتقل بين السوق المحلية والأسواق الأجنبية **(صيد،2013).**

مفهوم تخفيض سعر الصرف

تعد سياسة تخفيض سعر صرف العملة المحلية إحدى السياسات النقدية التي تلجأ لها الدول من أجل تصحيح السياسية المالية والنقدية، فضلاً عن معالجة الاختلالات الهيكلية في ميزان مدفوعاتها، من خلال تشجيع صادراتها، وتقييد وارداتها من أجل تفادي اتباع سياسات انكماشية في الداخل، ولاسيما في الظروف الاستثنائية، التي قد يمر بها البلد، فضلاً عن تدخل الدولة في السلطات عن طريق عملية رفع أو خفض سعر صرف العملة، وحسب ما تقتضيه المصلحة الاقتصادية للبلد **(نايف ،2023)، ،** أو أنها السياسة التي يتم اتخاذها من قبل صانعي القرار الاقتصادي في محاولة منهم لتحسين الميزان التجاري في البلد من خلال جعل الواردات أعلى سعراً نسبياً، والصادرات أرخص سعراً نسبياً، أي بعبارة أخرى خفض العملة مقابل عملات الدول الأخرى **(Kwalingana, 2012).**

المبحث الثاني : التحليل القياسي للعلاقة بين المتغيرات الاقتصادية وسعر الصرف في العراق

المقدمة:

إن المتغيرات الاقتصادية الكلية تعبر عن الصورة الحقيقية لاقتصاديات الدول من خلال ضعف او قوة مؤشراتها فمرونة الحركة بين هذه المتغيرات تعبر عن جودة الأداء. لابد لنا من التطرق الى الدراسة القياسية بين هذه المتغيرات التي تم اختيارها وهي كل من (الدين العام والرقم القياسي لأسعار المستهلك والموازنة العامة إضافة الناتج المحلي الإجمالي) كمتغيرات مستقلة واثرها على سعر الصرف كمتغير تابع، ومن اجل معرفة هذه التأثيرات التي تحصل جراء هذه العلاقة وللوصول الى فهم أعمق للعلاقة بين المتغيرات كافة سنقوم باستخدام برنامج

(EViews12) لعمل تحليل احصائي وفق منهجية التكامل المشترك باستعمال نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة (ARDL) للمتغيرات التي تم اختيارها مسبقاً ولكل دولة من الدول المختارة وهي العراق ونيجيريا،

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

اولا: التحليل الاحصائي لدولة العراق

المطلب الاول : بناء الأنموذج القياسي لدولة العراق :

يمكن بناء أنموذج قياسي لقياس سعر الصرف الرسمي في الاقتصاد العراقي طبقاً للتصورات الآتية:

ويُقصد بتوصيف النموذج صياغة العلاقات الاقتصادية بين المتغيرات موضوع الدراسة في صورة رياضية من أجل قياس معاملاتها باستخدام الطرق القياسية. وبناءً على التحليل الاقتصادي لسعر الصرف الرسمي والمعلومات المتاحة عن الدراسات القياسية السابقة، يمكن صياغة الأنموذج القياسي للسعر الصرف الرسمي والعوامل يتأثر بها وتحديد التوقعات النظرية المسبقة عن اشارات معالم النموذج على وفق العلاقة الدالية الآتية:

$$EXI_t = f(DFPT_t, PD_t, CPI_t, GDPCO_t)$$

إذ إنّ:

EXI : سعر الصرف الرسمي في العراق

DEPT: مجموع الديون الخارجية العراقية

PD : عجز الموازنة المخطط .

CPI: الرقم القياسي لأسعار المستهلك .

GDPCO: الناتج المحلي الاجمالي بالأسعار الثابتة.

ثانياً :نتائج اختبارات جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية للمتغيرات محل البحث

كما ذكرنا سابقاً هنالك نوعين من الاختبارات الأساسية التي يجب ان تجرى من اج اختبار جذر الوحدة وهي كالاتي :

1- اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF)

يبين الجدول (23) نتائج اختبار جذر الوحدة للسلاسل الزمنية للمتغيرات بصيغتها الاعتيادية، إذ تشير نتائج الاختبار إلى أنّ المتغيرات موضوع البحث لم تستقر عند مستواها الأصلي ، إذ كانت قيمة (t) المحسوبة أصغر من قيمة (t) الحرجة عند مستوى معنوية (1%, 5%, 10%)، مما يعني قبول فرضية العدم (H0: β=0) القائلة بوجود جذر الوحدة في بيانات السلاسل الزمنية، وإنها استقرت بعد اخذ الفروق الأولى للمتغيرات، إذ كانت قيمة (t) المحتسبة أكبر من قيمة (t) الحرجة عند مستوى معنوية (1%, 5%و 10%)، مما يعني رفض فرضية العدم (H0: β=0) وقبول الفرضية البديلة (H1:B≠0) القائلة بعدم وجود جذر الوحدة، أي إنّها متكاملة من الرتبة I(1) سواء كان ذلك بوجود حد ثابت أو حد ثابت واتجاه عام أو بدونهما، ويلاحظ تحقق صفة السكون عند المستوى الأصلي لـ (CPI)، إذ كانت قيمة (t) المحتسبة أكبر من قيمة (t) الحرجة عند مستوى معنوية (5%)، مما يعني رفض فرضية العدم (H0: β=0) وقبول الفرضية البديلة (H1:β≠0) القائلة بعدم وجود جذر الوحدة، أي إنّها متكاملة من الرتبة I(0).

الجدول (1) نتائج اختبار جذر الوحدة بحسب اختبار (ADF) لمتغيرات العراق

At Level		EXI	DEPT	PD	CPI	GDPCO
With constant	t-statistic Prob.	1.7930 0.3809 n0	-1.8612 0.3484 n0	-0.8968 0.7831 n0	-0.5569 0.8721 n0	-1.2784 0.6350 n0
With constant & Trend	t-statistic Prob.	-2.1314 0.5191 n0	-2.3611 0.3961 n0	-2.1367 0.5157 n0	-1.8548 0.6659 n0	-1.4937 0.8222 n0
Without constant & Trend	t-statistic Prob	-0.1977 0.6114 n0	-0.2630 0.5877 n0	0.3978 0.7955 n0	1.5672 0.9702 n0	0.4961 0.8200 n0

At First Difference		d(EXI)	d(DEPT)	d(PD)	d(CPI)	d(GDPCO)
With constant	t-statistic	-8.0003	-8.0006	-6.5989	-4.0927	-8.2629

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

	Prob.	0.0000 ***	0.0000 ***	0.0000 ***	0.0020 ***	0.0000 ***
With constant & Trend	t-statistic Prob.	-8.7027 0.0000 ***	-7.9422 0.0000 ***	-6.5774 0.0000 ***	-3.1205 0.1106 n0	-8.2590 0.0000 ***
Without constant & Trend	t-statistic Prob	-8.0623 0.0000 ***	-8.0623 0.0000 ***	-6.5114 0.0000 ***	-3.9465 0.0002 ***	-8.0623 0.0000 ***

المصدر:

- إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات البرنامج الإحصائي (Eviews12).
- (*)،(**)،(***) تدل على معنوية الاختبار عند مستوى (10%، 5%، 1%) على التوالي بحسب القيم الجدولية لـ(Mackinnon).

2- اختبار فيلبس بيرون (PP)

يلاحظ من خلال الجدول (24) أنّ النتائج على وفق اختبار فيلبس بيرون (PP) لم تختلف كثيراً عما كانت عليه في اختبار (ADF) مما يعطينا مصداقية أكبر، إذ إنّ السلاسل الزمنية كانت غير ساكنة عند المستوى لجميع المتغيرات ماعدا المتغير (CPI) حيث استقر في المستوى ، لذا تم أخذ الفروق الأولى لها وتبين أنها استقرت عند مستوى معنوية (1%، 5%, 10%)، إذ كانت قيمة (t) المحتسبة أكبر من قيمة (t) الحرجة عند مستوى معنوية (1%،5%, 10%)، مما يعني رفض فرضية العدم (H0: β=0) وقبول الفرضية البديلة (H1:$\beta\neq$0) القائلة بعدم وجود جذر الوحدة، أي إنّها متكاملة من الرتبة I(1). وإن ما يعزز هذه النتيجة قيم الاحتمال الحرجة الأصغر من (5%).

الجدول (2) نتائج اختبار جذر الوحدة بحسب اختبار (PP)

At Level		EXI	DEPT	PD	CPI	GDPCO
With constant	t-statistic Prob.	-1.8187 0.3685 n0	-1.9415 0.3118 n0	-1.7640 0.3950 n0	-4.0742 0.0020 ***	-1.2689 0.6393 n0
With constant & Trend	t-statistic Prob.	-1.9977 0.5918 n0	-2.4704 0.3414 n0	-3.0960 0.1157 n0	-3.1183 0.1106 n0	-1.4937 0.8222 n0
Without constant & Trend	t-statistic Prob	-0.1977 0.6114 n0	-0.2630 0.5877 n0	-0.3873 0.5409 n0	2.1388 0.9918 n0	0.5039 0.8218 n0

At First Difference		d(EXI)	d(DEPT)	d(PD)	d(CPI)	d(GDPCO)
With constant	t-statistic Prob.	-8.0003 0.0000 ***	-8.0006 0.0000 ***	-8.0717 0.0000 ***	-8.9733 0.0000 ***	-8.2654 0.0000 ***
With constant & Trend	t-statistic Prob.	-8.9299 0.0000 ***	-7.9422 0.0000 ***	-8.0303 0.0000 ***	-9.4588 0.0000 ***	-8.2628 0.0000 ***
Without	t-statistic	-8.0623	-8.0623	-8.0623	-8.0623	-8.0623

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

constant & Trend	Prob	0.0000 ***	0.0000 ***	0.0000 ***	0.0000 ***	0.0000 ***

المصدر:

- إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات البرنامج الإحصائي (Eviews12).
- (*)،(**)،(***) تدل على معنوية الاختبار عند مستوى (10%، 5%، 1%) على التوالي بحسب القيم الجدولية لـ(Mackinnon).

ثالثاً : اختيار الأنموذج الملائم

بعد إجراء اختبارات السكون للسلاسل الزمنية لمتغيرات البحث أصبح من المناسب استخدام منهجية التكامل المشترك على وفق أنموذج (ARDL) وتقدير العلاقة التوازنية في الأجلين القصير والطويل، لأنّ السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة تتصف بالسكون عند درجات مختلفة من المستوى والفرق الأول، أي إنّها متكاملة من الرتبة I(0) و I(1) عند مستوى معنوية (1 %، 5 %، 10 %)، وعلى هذا الأساس نستنتج أنّ أنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة (ARDL) هو الأنسب لقياس العلاقة بين المتغيرات موضوع البحث وتحليلها.

1- صياغة الأنموذج

بعد اختيار الصيغة الاعتيادية للأنموذج يمكن قياس العلاقة في الأجلين القصير والطويل بحسب أنموذج (ARDL) كما في الصيغة الآتية:

بعد اختيار الصيغة الاعتيادية للأنموذج يمكن قياس العلاقة في الأجلين القصير والطويل بحسب أنموذج (ARDL) كما في الصيغة الآتية:

$$\Delta Ln(EXI_t) = \mathrm{C} + \mathrm{a_1 t} + \beta_1 Ln\mathrm{EXI_{t-1}} + \beta_2 Ln\mathrm{DEPT_{t-1}} + \beta_3 Ln\mathrm{PD_{t-1}} + \beta_4 Ln\mathrm{CPI12_{t-1}} + \beta_5 Ln\mathrm{GDPCO_{t-1}} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_1 \Delta(\mathrm{EXI_{t-i}}) + \sum_{i=1}^{q1} \lambda_2 \Delta(\mathrm{DEPT_{t-i}}) + \sum_{i=1}^{q2} \lambda_3 \Delta(\mathrm{PD_{t-i}}) + \sum_{i=1}^{q3} \lambda_4 \Delta(\mathrm{CPI12_{t-i}}) + \sum_{i=1}^{q4} \lambda_5 \Delta(\mathrm{GDPCO_{t-i}}) + \varepsilon_t$$

إذ إنّ:

EXI: سعر الصرف الرسمي في العراق

DEPT: مجموع الديون الخارجية العراقية

PD : عجز الموازنة المخطط

CPI: الرقم القياسي لأسعار المستهلك

GDPCO: الناتج المحلي الاجمالي بالأسعار الثابتة

t: تمثل مركبة الاتجاه العام

C: الحد الثابت

(p, q1 , q2, …., q7): تمثل مُدَد الإبطاء للمتغيرات ($EXI, DEPT, PD, , CPI12, GDPCO$) على الترتيب.

$\mathrm{a_1}$: معلمة الاتجاه العام.

β_i: معلمات العلاقة طويلة الأجل.

λ_i: معلمات العلاقة قصيرة الأجل.

ε_t: حد الخطأ العشوائي.

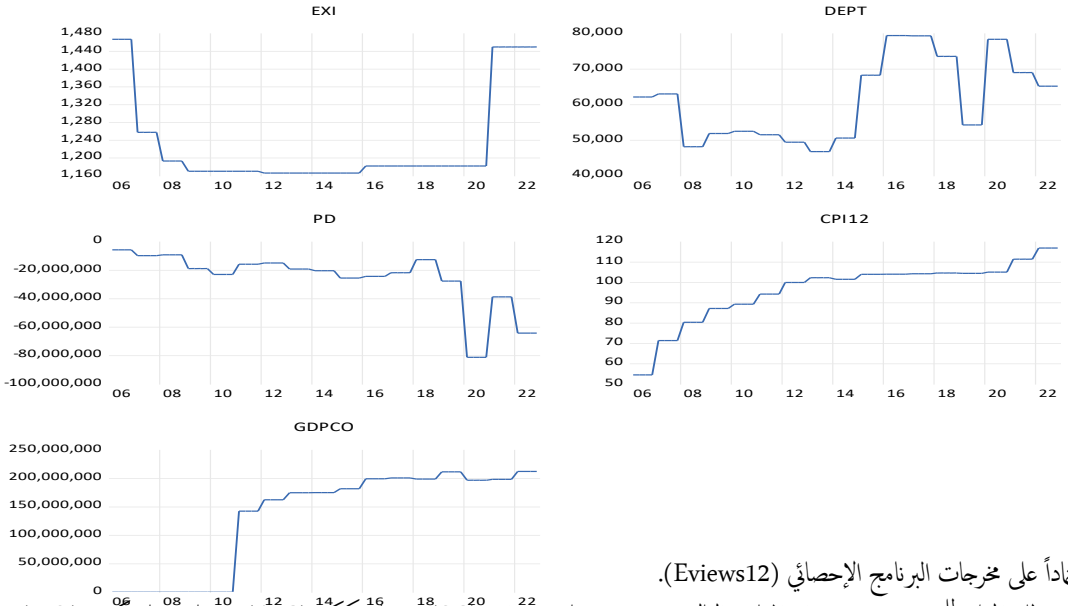
EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

2- تقدير الأنموذج القياسي

أ. التقدير الأولي لنموذج (ARDL)

لتقدير الأنموذج تم التأكد من الاستقرارية كما مر في المبحث السابق مع ضرورة التحقق من وجود اتجاه عام للسلسلة الزمنية ليتم التعامل معه ومعالجته اثناء مرحلة التقدير، ويمكن ملاحظة وجود اتجاه عام لأغلب متغيرات البحث من خلال الشكل (21)، إذ يمكن ملاحظة اتجاه بعض المتغيرات نحو الارتفاع فيما تتجه متغيرات أخرى نحو الانخفاض مع مرور الزمن، مما يدلل على وجود اتجاه عام للسلسلة الزمنية

الشكل رقم (1)يبين الاتجاه العام للسلسلة الزمنية للفترة (2006-2022)



المصدر:

- إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات البرنامج الإحصائي (Eviews12).

ومن اجل تحديد درجة الابطاء المثلى للنموذج تم استخدام المعايير التالية وهي : معيار شوارتز (SC) ومعيار اكيكي (AIC) ومعيار حنان كوين (HQ) ومعيار خطأ التوقع النهائي (FPE) وقد ظهرت النتائج وفقًا لمعايير المفاضلة، أن التأخر الرابع هو الأنسب كما مبين في الجدول ادناه :

جدول رقم (3) تحديد درجة الابطاء المثلى للنموذج

Lag Order Selection Criteria						
HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	Lag
114.0693	114.1715	114.0029	2.23e+43	NA	-3643.092	0
105.7472	106.3605	105.3485	3.90e+39	547.2655	-3341.153	1
106.5581	107.6825	105.8272	6.39e+39	16.03792	-3331.469	2
107.0422	108.6777	105.9791	7.71e+39	30.20757	-3311.331	3
104.0961*	106.2427*	102.7007*	3.12e+38*	174.5628*	-3181.424	4

* indicates lag order selected by the criterion, LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level) , FPE: Final prediction error , AIC: Akaike information criterion , SC: Schwarz information criterion , HQ: Hannan-Quinn information criterion

المصدر: إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات البرنامج الإحصائي (Eviews12).

ثالثا: نتائج اختبار التكامل المشترك وفق اختبار الحدود (Bounds Test) : لاختبار مدى وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل (وجود تكامل مشترك) بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية، تم حساب إحصاءة (F) من خلال اختبار الحدود كما موضح في الجدول رقم (4) الآتي:

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

الجدول (4) اختبار الحدود للنموذج

F-Bounds Test		
Test Statistic	Value	k (number of regressors
F-statistic	233.8562	4
Critical Value Bounds		
Significance	I(0) Bound	I(1) Bound
10%	3.03	4.06
5%	3.47	4.57
2.5%	3.89	5.07
1%	4.4	5.72

المصدر: إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات البرنامج الإحصائي (Eviews12).

يستدل من الجدول رقم (4) أنّ قيمة إحصاءة (F) المحتسبة بلغت (233.8562) وهي أكبر من القيمة الحرجة للحد الأعلى والأدنى عند مستوى معنوية (1%)، مما يعني رفض فرضية العدم (H0: $\beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5$ =0)، وقبول الفرضية البديلة (H1:$\beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5$ ≠0)، وهذا يعني وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات في الأنموذج المستخدم للدراسة، أي وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل تتجه من جميع المتغيرات التفسيرية نحو المتغير التابع، وللتأكد أن العلاقة التوازنية طويلة الأجل هي علاقة منطقية يمكن الرجوع الملحق رقم (3) وملاحظة أنّ قيمة إحصاءة (t) المحتسبة بلغت (19.45266-) وهي أصغر من القيمة الحرجة للحد الأعلى والأدنى عند مستوى معنوية (1%)، ذلك يؤكد صحة فرضية البحث مما يستلزم تقدير معلمات الأجلين القصير والطويل ومعلمة تصحيح الخطأ.

1- نتائج تقدير معلمات الأجلين القصير والطويل ومعلمة تصحيح الخطأ:

يستدل من نتائج التقدير في الملحق رقم (4) (الملاحق) وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغير التابع (سعر الصرف الرسمي) والمتغيرات المستقلة وهذا ما يؤكده معامل تصحيح الخطأ (Cointeq-1) لهذا النموذج البالغ (0.471-) وأنّ القيمة الاحتمالية (Prob) المصاحبة له هي (0.0000) الأمر الذي يعني تحقق الشرطين الأساسيين في هذا المعامل وهما قيمته السالبة ومعنويته الإحصائية. مما يعني أنّ (0.396) من اخطاء الأجل القصير يتم تصحيحها تلقائياً في وحدة الزمن (السنة) لبلوغ التوازن في الأجل الطويل أي إنّ سعر الصرف الرسمي يتطلب أكثر من سنتين تقريباً (2.123 = 0.471÷1) وهي استجابة بطيئة لبلوغ قيمته التوازنية في الأجل الطويل بعبارة أخرى إنّ المدد السابقة تنحرف عن توازن الأجل الطويل وتصحح في المدة الحالية (باعتبارها سرعة تعديل) بنسبة (471%) مما يشير إلى أنّ التكيف كان بطيئاً نسبياً ، أما نتائج الأجل الطويل وكما مبين في الملحق رقم (5) فتظهر وجود نتائج عكسية معنوية لـ Dept ، PD ، GDPCO في سعر الصرف الرسمي، بينما جاءت النتائج طردية بالنسبة لـ Cpi12 عند مستوى معنوية (1%).

رابعاً : تقييم جودة الأنموذج المقدر اقتصادياً وقياسياً

1- تقييم الأنموذج المقدر اقتصادياً (تقييم مقدرات معلمات الأنموذج في الأجلين القصير والطويل وتحليلها)

بغية تقييم نتائج تقدير معلمات الأنموذج القياسي وتحليلها اقتصادياً يتطلب ذلك حساب المرونات الجزئية لسعر الصرف الرسمي بالنسبة للمتغيرات المستقلة (مجموعة الديون والموازنة العامة ومعدل التضخم الاساس ومعدل التضخم الرسمي والرقم القياسي لأسعار المستهلك والناتج المحلي الاجمالي بالأسعار الثابتة في الأجلين القصير والطويل) وكما موضح في الجدول (5).

الجدول (5) المرونات الجزئية لسعر الصرف الرسمي في الاجل القصير لأنموذج (ARDL)

ARDL Short Run Form			
Selected model : ARDL (4,4,4,4,0)			
Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	257.1448	7.450876	0.0000
@TREND	1.682344	8.005009	0.0000
D(EXI(-1))	-0.471510	-19.45266	0.0000
D(EXI(-2))	-0.001120	-9.689843	0.0000
D(EXI(-3))	-2.79E-06	-17.29933	0.0000
D(DEPT)	3.067501	8.600316	0.0000

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

D(DEPT(-1))	-3.88E-07	-11.03189	0.0000
D(DEPT(-2))	-0.507138	-14.45830	0.0000
D(DEPT(-3))	-0.515136	-14.75160	0.0000
D(PD)	-0.523133	-15.03540	0.0000
D(PD(-1))	5.64E-07	4.862368	0.0000
D(PD(-2))	3.32E-06	19.05522	0.0000
D(PD(-3))	3.36E-06	19.33020	0.0000
D(CPI12)	3.39E-06	19.59668	0.0000
D(CPI12(-1))	6.771707	7.077087	0.0000
D(CPI12(-2))	3.613978	5.093436	0.0000
D(CPI12(-3))	3.389579	4.842663	0.0000
CointEq(-1)*	3.165180	4.578258	0.0000

الجدول رقم (6) المرونات الجزئية لسعر الصرف الرسمي في الاجل الطويل لأنموذج (ARDL)

ARDL Long Run Form			
Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
DEPT	-0.002375	-8.624544	0.0000
PD	-5.91E-06	-11.51475	0.0000
CPI12	6.505691	9.024930	0.0000
GDPCO	-8.22E-07	-11.91905	0.0000

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على الملحق رقم (4) والملحق رقم (5)

يستنتج من الجدولين رقم (5) والملحق رقم (6) ما يأتي:

1- يظهر معامل مجموعة الديون ($DEPT$) استجابة عكسية معنوية في الأنموذج المقدر في الأجل القصير والطويل، إذ بلغت المرونة الجزئية لسعر الصرف الرسمي بالنسبة للمجموعة الديون (0.515136-) في الأجل القصير، أي إنّ زيادة مجموعة الديون بنسبة (1%) يؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الرسمي بنسبة (0.515136-%) في الأجل القصير، في حين بلغت المرونة الجزئية في الأنموذج المقدر (0.002375-) في الأجل الطويل، أي إنّ زيادة مجموعة الديون بنسبة (1%) يؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الرسمي بنسبة (0.002375-%) في الأجل الطويل، ويمكن ملاحظة ارتفاع نسبة التأثير في الأجل القصير مقارنةً بالتأثير في الأجل الطويل ، هذه النتيجة تتفق مع منطق النظرية الاقتصادية، لأنّ ارتفاع سعر الصرف الدينار العراقي مقابل الدولار الأمريكي يعني ارتفاع قيمة الدينار وانخفاض أسعار الواردات مما يؤدي إلى تخفيف الضغط على الأسعار المحلية، لكون الاقتصاد العراقي مرتبطاً بالأسواق الدولية استيراداً وتصديراً بشكل كبير جداً ولأنّ انخفاض المعروض من إنتاج الدول الصناعية يساهم في رفع الأسعار العالمية ومن ثم يزيد من معدلات التضخم المحلية بسبب اعتماد السوق العراقية في تلبية متطلباتها على السوق العالمية، وبالتالي يجب على الحكومة القيام بإصلاحات مالية وتعزيز الإنتاج المحلي مما يساهم في تقليل الأثر السلبي للديون على سعر الصرف .

2- يظهر معامل الموازنة العامة (PD) استجابة طردية معنوية في الأنموذج المقدر في الأجل القصير بينما الاستجابة كانت عكسية في الأجل الطويل، إذ بلغت المرونة الجزئية لسعر الصرف الرسمي بالنسبة للموازنة العامة (0.0000003) في الأجل القصير، أي إنّ زيادة الموازنة العامة بنسبة (1%) يؤدي إلى زيادة سعر الصرف الرسمي بنسبة (0.0000003%) في الأجل القصير، في حين بلغت المرونة الجزئية في الأنموذج المقدر (0.000005-) في الأجل الطويل، أي إنّ زيادة الموازنة العامة بنسبة (1%) يؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الرسمي بنسبة (0.000005-%) في الأجل الطويل.

ويمكن ملاحظة ضعف التأثير في الاجلين الطويل والقصير لمعامل الموازنة العامة (PD)، وعموما فان السبب الرئيسي لضاءله تأثير الموازنة العامة في الاجلين الطويل والقصير على سعر الصرف هي السياسة النقدية التي يتبعها البنك المركزي من حيث تحديد سعر الصرف وهو ما معمول به في العراق.

3- يظهر معامل الرقم القياسي لأسعار المستهلك (CPI) استجابة طردية معنوية في الأنموذج المقدر في الأجلين القصير والطويل، إذ بلغت المرونة الجزئية لسعر الصرف الرسمي بالنسبة للرقم القياسي لأسعار المستهلك (3.389579) في الأجل القصير، أي إنّ زيادة الرقم القياسي لأسعار المستهلك بنسبة (1%)

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

يؤدي إلى زيادة سعر الصرف الرسمي بنسبة (3.389579%) في الأجل القصير، حيث ان التضخم عادة يؤدي الى انخفاض في القوة الشرائية للعملة ، في حين بلغت المرونة الجزئية (6.505691) في الأجل الطويل، أي إنّ زيادة الرقم القياسي لأسعار المستهلك بنسبة (1%) يؤدي إلى زيادة سعر الصرف الرسمي بنسبة (6.505691%) في الأجل الطويل، وهذه النتيجة منطقية إذا لم تتعامل السلطات الحكومية مع تأثير التضخم واتخاذ الإجراءات الكفيلة بضبطه ، ويمكن ملاحظة ارتفاع نسبة التأثير في الأجل الطويل مقارنةً بالتأثير في الأجل القصير.

4- يظهر معامل الناتج المحلي الاجمالي بالأسعار الثابتة ($GDPCO$) استجابة عكسية معنوية في الأنموذج المقدر في الأجلين القصير والطويل، إذ بلغت المرونة الجزئية لسعر الصرف الرسمي بالنسبة للناتج المحلي الاجمالي بالأسعار الثابتة (0.000003-) في الأجل القصير، أي إنّ زيادة الناتج المحلي الاجمالي بالأسعار الثابتة بنسبة (1%) يؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الرسمي بنسبة (0.000003-%) في الأجل القصير، في حين بلغت المرونة الجزئية (-0.000008) في الأجل الطويل، أي إنّ زيادة الناتج المحلي الاجمالي بالأسعار الثابتة بنسبة (1%) يؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الرسمي بنسبة (0.000008%) في الأجل الطويل، ان التأثير العكسي بين الناتج المحلي الإجمالي وسعر الصرف يظهر ان نمو الناتج المحلي قد يعزز من قيمة سعر الصرف وان كان التأثير ضعيفاً ويمكن ملاحظة ضعف نسبة التأثير في الأجل الطويل ونسبة التأثير في الأجل القصير على سعر الصرف على الرغم اختلاف النسب التي ظهرت.

2- تقييم الأنموذج المقدر قياسياً

- اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء العشوائية (Jarque-Bera):

بلغت قيمة إحصاءة اختبار (JB) (1.213305) بقيمة احتمالية (Prob=0.545173) مما يعني قبول فرضية العدم القائلة بأن الأخطاء العشوائية تتوزع توزيعاً طبيعياً في الأنموذج المقدر (ARDL) وكما موضح في الملحق رقم (6)

- اختبار الارتباط الذاتي (Autocorrelation):

✓ تقدير الاختبارات التشخيصية (Diagnostic tests Estimation) في ادناه جدول يبين لنا الاختبارات التشخيصية التي أجريت للنموذج :

الجدول رقم (7) الاختبارات التشخيصية

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	11.04774	Prob. F(4,42)	0.0000
Obs*R-squared	32.81343	Prob. Chi-Square(4)	0.0000
Heteroskedasticity Test: Harvey			
F-statistic	1.869967	Prob. F(17,46)	0.0471
Obs*R-squared	26.15425	Prob. Chi-Square(17)	0.0717
Scaled explained SS	14.80252	Prob. Chi-Square(17)	0.6097

يتم ذلك من خلال اختبار مضروب لاكرانج للارتباط التسلسلي (BGLM)، إذ يُلاحظ من الجدول رقم (28) أنّ قيمة إحصاءة (F) المحتسبة بلغت (11.04774) بقيمة احتمالية (Pro: 0.0000)، وعليه يتم رفض فرضية العدم القائلة بخلو الأنموذج المقدر من مشكلة الارتباط التسلسلي بين البواقي $(H_1: \rho \neq 0)$.

كما يظهر اختبار معاملات الارتباط الذاتي عدم وجود ارتباط ذاتي في بواقي النموذج وهي ضمن حدود الثقة (5%) وعدم معنوية معاملات الارتباطات الذاتية والجزئية كما يؤكد ذلك اختبار رسم الارتباط واختبار قيمة Q في الملحق رقم (8).

✓ اختبار عدم ثبات التباين المشروط بالانحدار الذاتي:

يلاحظ من الجدول رقم (7) أنّ قيمة إحصاءة (F) المحتسبة بلغت بلغت (11.04774) بقيمة احتمالية (Pro: 0.0000) وهذا يعني رفض فرضية العدم القائلة بثبات تباين حد الخطأ العشوائي في الأنموذج المقدر.

المبحث الثالث : التحليل القياسي للعلاقة بين المتغيرات الاقتصادية وسعر الصرف لدولة نيجيريا

اولاً : بناء الأنموذج القياسي لدولة نيجيريا :

يمكن بناء أنموذج قياسي لقياس سعر الصرف الرسمي في الاقتصاد النيجيري طبقاً للتصورات الآتية:

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

ويُقصد بتوصيف النموذج صياغة العلاقات الاقتصادية بين المتغيرات موضوع الدراسة في صورة رياضية من أجل قياس معاملاتها باستخدام الطرق القياسية. وبناءً على التحليل الاقتصادي لسعر الصرف الرسمي والمعلومات المتاحة عن الدراسات القياسية السابقة، يمكن صياغة الأنموذج القياسي للسعر الصرف الرسمي والعوامل المؤثرة فيه وتحديد التوقعات النظرية المسبقة عن اشارات معالم النموذج على وفق العلاقة الدالية الآتية:

$$EXDN_t = f(TNPD_t, DSNN_t, CPIN_t, GDPBN_t)$$

إذ إنّ:

$EXDN$: سعر الصرف الرسمي في نيجيريا

$TNPD$: مجموع الديون الخارجية النيجيرية

$DSNN$: عجز الموازنة .

$CPIN$: الرقم القياسي لأسعار المستهلك .

$GDPBN$: الناتج المحلي الاجمالي

ثانياً:نتائج اختبارات جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية للمتغيرات محل البحث

1- اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF)

يبين الجدول (37) نتائج اختبار جذر الوحدة للسلاسل الزمنية للمتغيرات بصيغتها الاعتيادية، إذ تشير نتائج الاختبار إلى أنّ المتغيرات موضوع البحث انها استقرت عند مستواها الأصلي ، إذ كانت قيمة (t) المحسوبة أصغر من قيمة (t) الحرجة عند مستوى معنوية (1%, 5%, 10%)، مما يعني قبول فرضية العدم (H0: $\beta \neq 0$) القائلة بوجود جذر الوحدة في بيانات السلاسل الزمنية، وإنها استقرت بعد اخذ الفروق الأولى للمتغيرات، إذ كانت قيمة (t) المحتسبة أكبر من قيمة (t) الحرجة عند مستوى معنوية (1%, 5%و 10%)، مما يعني رفض فرضية العدم (H0: $\beta=0$) وقبول الفرضية البديلة (H1:$\beta \neq 0$) القائلة بعدم وجود جذر الوحدة، أي إنّها متكاملة من الرتبة I(1) سواء كان ذلك بوجود حد ثابت أو حد ثابت واتجاه عام أو بدونهما، ويلاحظ عدم تحقق صفة السكون عند المستوى الأصلي لاي متغير انما تحقق السكون لمتغير فقط في الفرق الأول وهما EXDN وDSNN ولذلك يجب الاعتماد على اختبار فليبس بيرون لإظهار النتائج .

جدول (8) نتائج اختبار جذر الوحدة بحسب اختبار (ADF) لمتغيرات نيجيريا

At Level		EXDN	TNPD	DSNN	CPIN	GDPBN
With constant	t-statistic Prob.	0.4012 0.9816 n0	1.9791 0.9998 n0	0.2178 0.9717 n0	1.5853 0.9994 n0	2.4740 1.0000 n0
With constant & Trend	t-statistic Prob.	-2.1767 0.4943 n0	0.5233 0.9992 n0	-2.4228 0.3649 n0	2.2796 1.0000 n0	1.5496 1.0000 n0
Without constant & Trend	t-statistic Prob	2.2451 0.9937 n0	2.2379 0.9935 n0	-1.2263 0.1999 n0	0.7357 0.8710 n0	2.9523 0.9991 n0
At First Difference		d(EXDN)	d(TNPD)	d(DSNN)	d(CPIN)	d(GDPBN)
With constant	t-statistic Prob.	-8.6648 0.0000 ***	-0.4569 0.8920 n0	-6.8715 0.0000 ***	3.0250 1.0000 n0	0.3175 0.9774 n0
With constant & Trend	t-statistic Prob.	-8.8048 0.0000 ***	-2.1362 0.5159 n0	-7.1108 0.0000 ***	1.0015 0.9999 n0	-2.5952 0.2839 n0

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

Without constant & Trend	t-statistic Prob	-8.0623 0.0000 ***	0.7614 0.8758 n0	-6.7176 0.0000 ***	4.7609 1.0000 n0	1.5681 0.9701 n0

المصدر:

- إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات البرنامج الإحصائي (Eviews12).
- (*)،(**)،(***) تدل على معنوية الاختبار عند مستوى (10%، 5%، 1%) على التوالي بحسب القيم الجدولية لـ(Mackinnon).

2- اختبار فيلبس بيرون (PP)

يلاحظ من خلال الجدول (38) أنّ النتائج على وفق اختبار فيلبس بيرون (PP) اختلفت كثيراً عما كانت عليه في اختبار (ADF) حيث إنّ السلاسل الزمنية كانت غير ساكنة عند المستوى لجميع المتغيرات، لذا تم أخذ الفروق الأولى لها وتبين أنها استقرت عند مستوى معنوية (1%، 5%, 10%)، إذ كانت قيمة (t) المحتسبة أكبر من قيمة (t) الحرجة عند مستوى معنوية (1%،5%, 10%)، مما يعني رفض فرضية العدم (H0: β=0) وقبول الفرضية البديلة (H1:β≠0) القائلة بعدم وجود جذر الوحدة، أي إنّها متكاملة من الرتبة I(1). وإن ما يعزز هذه النتيجة قيم الاحتمال الحرجة الأصغر من (5%). إذ كانت قيمة (t) المحتسبة أكبر من قيمة (t) الحرجة عند مستوى معنوية (5%)، مما يعني رفض فرضية العدم (H0: β=0) وقبول الفرضية البديلة (H1:β≠0) القائلة بعدم وجود جذر الوحدة، أي إنّها متكاملة من الرتبة I(1) ان السبب وراء هذا الاختلاف عن اختبار ديكي فولر هو ان اختبار فليبس بيرون اكثر مرونة في التعامل مع مشكلة الارتباط الذاتي والتباين غير الثابت .

الجدول (8) نتائج اختبار جذر الوحدة بحسب اختبار (PP) لدولة نيجيريا

At Level		EXDN	TNPD	DSNN	CPIN	GDPBN
With constant	t-statistic Prob.	0.6481 0.9901 n0	4.3510 1.0000 n0	-1.1416 0.6945 n0	5.1219 1.0000 n0	3.4694 1.0000 n0
With constant & Trend	t-statistic Prob.	-2.1482 0.5099 n0	-0.5405 0.9792 n0	-2.5580 0.3004 n0	-0.4277 0.9846 n0	-1.6529 0.7609 n0
Without constant & Trend	t-statistic Prob	2.8196 0.9987 n0	8.5730 1.0000 n0	-1.3152 0.1725 n0	10.4694 1.0000 n0	9.7074 1.0000 n0
At First Difference		d(EXDN)	d(TNPD)	d(DSNN)	d(CPIN)	d(GDPBN)
With constant	t-statistic Prob.	-8.6720 0.0000 ***	9.4309 0.0000 ***	-8.0772 0.0000 ***	-9.5182 0.0000 ***	-10.0585 0.0000 ***
With constant & Trend	t-statistic Prob.	-8.9334 0.0000 ***	14.9680 0.0001 ***	-8.0987 0.0000 ***	-14.5968 0.0001 ***	-15.8426 0.0001 ***
Without constant & Trend	t-statistic Prob	-8.0623 0.0000 ***	-8.0623 0.0000 ***	-8.0623 0.0000 ***	-8.0623 0.0000 ***	-8.0623 0.0000 ***

المصدر: إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات البرنامج الإحصائي (Eviews12).

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

- (*)،(**)،(***) تدل على معنوية الاختبار عند مستوى (10%، 5%، 1%) على التوالي بحسب القيم الجدولية لـ(Mackinnon).

ثالثاً : اختيار الأنموذج الملائم:

بعد إجراء اختبارات السكون للسلاسل الزمنية لمتغيرات البحث أصبح من المناسب استخدام منهجية التكامل المشترك على وفق أنموذج (ARDL) وتقدير العلاقة التوازنية في الأجلين القصير والطويل، لأنّ السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة تتصف بالسكون عند درجات مختلفة من المستوى والفرق الأول، أي إنّها متكاملة من الرتبة I(0) و I(1) عند مستوى معنوية (1 %، 5 %، 10 %)، وعلى هذا الأساس نستنتج أنّ أنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة (ARDL) هو الأنسب لقياس العلاقة بين المتغيرات موضوع البحث وتحليلها.

1- صياغة الأنموذج

بعد اختيار الصيغة الاعتيادية للأنموذج يمكن قياس العلاقة في الأجلين القصير والطويل بحسب أنموذج (ARDL) كما في الصيغة الآتية:

- $$\Delta Ln(\mathrm{EXDN}_t) = \mathrm{C} + \mathrm{a}_1\mathrm{t} + \beta_1 Ln\mathrm{EXDN}_{t-1} + \beta_2 Ln\mathrm{TNPD}_{t-1} + \beta_3 Ln\mathrm{DSNN}_{t-1} + \beta_4 Ln\mathrm{CPIN}_{t-1} + \beta_5 Ln\mathrm{GDPBN}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_1 \Delta(\mathrm{EXDN}_{t-i}) + \sum_{i=1}^{q1} \lambda_2 \Delta(\mathrm{TNPD}_{t-i}) + \sum_{i=1}^{q2} \lambda_3 \Delta(\mathrm{DSNN}_{t-i}) + \sum_{i=1}^{q3} \lambda_4 \Delta(\mathrm{CPIN}_{t-i}) + \sum_{i=1}^{q4} \lambda_5 \Delta(\mathrm{GDPBN}_{t-i}) + \varepsilon_t$$

إذ إنّ:

EXDN: سعر الصرف الرسمي.

TNPD: مجموعة الديون.

DSNN: الموازنة العامة.

CPIN: الرقم القياسي لأسعار المستهلك .

GDPBN: الناتج المحلي الاجمالي.

t: تمثل مركبة الاتجاه العام.

C: الحد الثابت.

(p, q1 , q2, q3 , q4): تمثل مُدَد الإبطاء للمتغيرات ($\mathrm{EXDN, TNPD, DSNN, CPIN, GDPBN}$) على الترتيب.

a_1: معلمة الاتجاه العام.

β_i: معلمات العلاقة طويلة الأجل.

λ_i: معلمات العلاقة قصيرة الأجل.

ε_t: حد الخطأ العشوائي.

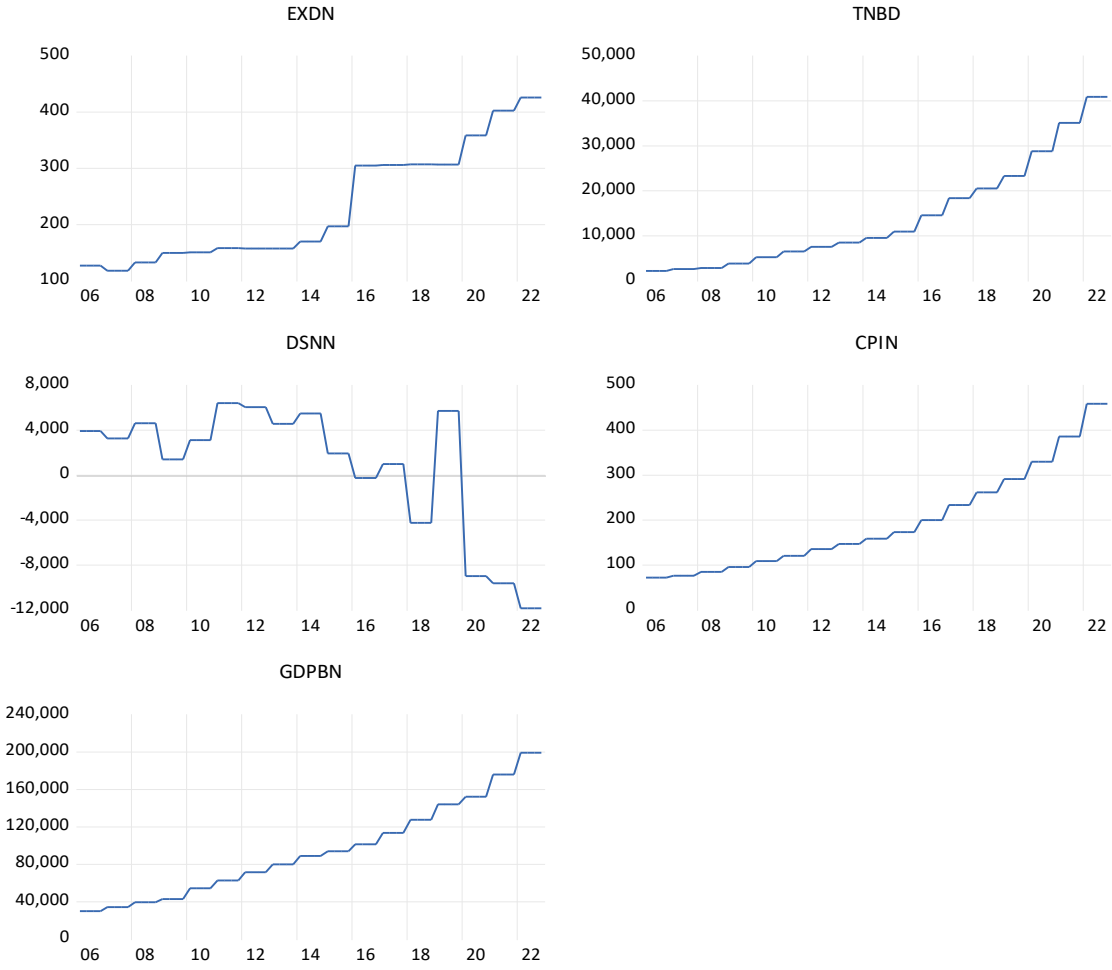
2- تقدير الأنموذج القياسي

أ- التقدير الأولي لنموذج (ARDL)

لتقدير الإنموذج تم التأكد من الاستقرارية كما مر في المبحث السابق مع ضرورة التحقق من وجود اتجاه عام للسلسلة الزمنية ليتم التعامل معه ومعالجته اثناء مرحلة التقدير، ويمكن ملاحظة وجود اتجاه عام لأغلب متغيرات البحث من خلال الشكل (27)، إذ يمكن ملاحظة اتجاه بعض المتغيرات نحو الارتفاع فيما تتجه متغيرات أخرى نحو الأنخفاض مع مرور الزمن، مما يدلل على وجود اتجاه عام للسلسلة .

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

الشكل (2) يبين الاتجاه العام للسلسلة الزمنية للفترة (2006-2022)



المصدر:

- إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات البرنامج الإحصائي (Eviews12).

ومن اجل تحديد درجة الابطاء المثلى للنموذج تم استخدام المعايير التالية وهي : معيار شوراتز (SC) ومعيار أكيكي (AIC) ومعيار حنان كوين (HQ) ومعيار خطأ التوقع النهائي (FPE) وقد ظهرت النتائج وفقاً لمعايير المفاضلة ان التأخر الرابع هو الأفضل كما مبين ضمن الجدول رقم (9) :

جدول رقم (9) نتائج اختبار الحدود

Lag Order Selection Criteria						
HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	Lag
75.52003	75.62225	75.45359	4.04e+26	NA	-2409.515	0
66.55525	67.16856*	66.15658	3.72e+22	584.5389	-2087.011	1
67.43767	68.56207	66.70678	6.54e+22	12.24550	-2079.617	2
68.07389	69.70938	67.01077	9.19e+22	22.90848	-2064.345	3
65.78379*	67.93037	64.38845*	7.18e+21*	146.3535*	-1955.430	4

* indicates lag order selected by the criterion , LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level), LR:

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

sequential modified LR test statistic (each test at 5% level) , FPE: Final prediction error , AIC: Akaike information criterion , SC: Schwarz information criterion , HQ: Hannan-Quinn information criterion.

المصدر:

- إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات البرنامج الإحصائي (Eviews12).

رابعاً : نتائج اختبار التكامل المشترك وفق اختبار الحدود (Bounds Test)

لاختبار مدى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل (وجود تكامل مشترك) بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية، تم حساب إحصاءة (F) من خلال اختبار الحدود كما موضح في الجدول رقم (10) الآتي:

جدول رقم (10) نتائج اختبار الحدود

Test Statistic	Value	K
F-statistic	5.776796	4
Critical Value Bounds		
Significance	I(0)	I(1)
10%	3.03	4.06
5%	3.47	4.57
2.5%	3.89	5.07
1%	4.4	5.72

المصدر:

- إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات البرنامج الإحصائي (Eviews12).

يستدل من الملحق رقم (10) أنّ قيمة إحصاءة (F) المحتسبة بلغت (5.776796) وهي اعلى من القيمة الحرجة للحد الأعلى والأدنى عند مستوى معنوية (1%)، مما يعني رفض فرضية العدم (H0: $\beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq ... \neq \beta_5$ =0)، وقبول الفرضية البديلة (H1: $\beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq ... \neq \beta_5$ =0)، وهذا يعني وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات في الأنموذج المستخدم للدراسة ، أي وجود علاقة توازنية طويلة الأجل تتجه من جميع المتغيرات التفسيرية نحو المتغير التابع، وللتأكد أن العلاقة التوازنية قصيرة الأجل هي علاقة منطقية يمكن الرجوع الملحق رقم (23) وملاحظة أنّ قيمة إحصاءة (t) المحتسبة حيث بلغت (4.605599-) وهي اكبر من القيمة الحرجة للحد الأعلى والأدنى عند مستوى معنوية (1%)، ذلك يؤكد صحة فرضية البحث مما يستلزم تقدير معلمات الأجلين القصير والطويل ومعلمة تصحيح الخطأ.

- نتائج تقدير معلمات الأجلين القصير والطويل ومعلمة تصحيح الخطأ:

يستدل من نتائج التقدير في الملحق رقم (10) وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغير التابع (سعر الصرف الرسمي) والمتغيرات المستقلة وهذا ما يؤكده معامل تصحيح الخطأ (Cointeq-1) لهذا النموذج البالغ (0.493664-) وأنّ القيمة الاحتمالية (Prob) المصاحبة له هي (0.00000) الأمر الذي يعني تحقق الشرطين الأساسيين في هذا المعامل وهما قيمته السالبة ومعنويته الإحصائية. مما يعني أنّ (0.493664-) من اخطاء الأجل القصير يتم تصحيحها تلقائياً في وحدة الزمن (السنة) لبلوغ التوازن في الأجل الطويل أي إنّ سعر الصرف الرسمي يتطلب أكثر من سنتين تقريباً (2.025= 1÷0. 493664)وهي استجابة بطيئة لبلوغ قيمته التوازنية في الأجل الطويل بعبارة أخرى إنّ المدد السابقة تنحرف عن توازن الأجل الطويل وتصحح في المدة الحالية (باعتبارها سرعة تعديل) بنسبة (49.37%) مما يشير إلى أنّ التكيف كان بطيئا نسبياً .

أما نتائج الأجل الطويل وكما مبين في الملحق رقم (25) فتظهر وجود نتائج عكسية معنوية لـ DSNN و CPIN و TNPD في سعر الصرف الرسمي، بينما جاءت النتائج طردية بالنسبة لـ GDPBN عند مستوى معنوية (1%).

خامساً : تقييم جودة الأنموذج المقدر اقتصادياً وقياسياً

أولاً: تقييم الأنموذج المقدر اقتصادياً (تقييم مقدرات معلمات الأنموذج في الأجلين القصير والطويل وتحليلها)

بغية تقييم نتائج تقدير معلمات الأنموذج القياسي وتحليلها اقتصادياً يتطلب ذلك حساب المرونات الجزئية لسعر الصرف الرسمي بالنسبة للمتغيرات المستقلة (مجموعة الديون والموازنة العامة والرقم القياسي لأسعار المستهلك والناتج المحلي الاجمالي في الأجلين القصير والطويل) وكما موضح في الجدول (11).

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

جدول (11) المرونات الجزئية لسعر الصرف الرسمي في الاجل القصير لأنموذج (ARDL)

ARDL Short Run Form			
Selected model : ARDL (1,1,4,0,4)			
Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	121.0327	5.781663	0.0000
@TREND	4.164301	5.579323	0.0000
D(TNBD)	0.013476	5.389397	0.0000
D(DSNN)	-0.001168	-1.718603	0.0921
D(DSNN(-1))	0.003841	4.680349	0.0000
D(DSNN(-2))	0.003946	4.719453	0.0000
D(DSNN(-3))	0.004051	4.756379	0.0000
D(GDPBN)	-0.004799	-6.560396	0.0000
D(GDPBN(-1))	-0.002096	-4.250082	0.0001
D(GDPBN(-2))	-0.002391	-4.507833	0.0000
D(GDPBN(-3))	-0.002687	-4.711129	0.0000
CointEq(-1)*	-0.493664	-5.593834	0.0000

جدول (12) المرونات الجزئية لسعر الصرف الرسمي في الأجل الطويل لأنموذج (ARDL)

ARDL Long Run Form			
Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
TNBD	0.012010	2.142173	0.0373
DSNN	-0.009824	-3.625769	0.0007
CPIN	-0.165593	-0.197487	0.8443
GDPBN	-0.003942	-2.381453	0.0213

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على الملحق رقم (11) و الملحق رقم (12)

يستنتج من الملحقين (41) و (42) ما يأتي:

أ. يظهر معامل مجموعة الديون ($TAPD$) استجابة طردية معنوية في الأنموذج المقدر في الأجلين القصير والطويل، إذ بلغت المرونة الجزئية لسعر الصرف الرسمي بالنسبة للمجموعة الديون (0.005929) في الأجل القصير، أي إنّ زيادة مجموعة الديون بنسبة (1%) يؤدي ارتفاع في قيمة سعر الصرف الرسمي بنسبة (0.005929%) في الأجل القصير وهذا دليل على ان زيادة الدين العام يؤدي زيادة الطلب على العملات الأجنبية لتمويل هذه الديون ، في حين بلغت المرونة الجزئية في الأنموذج المقدر (0.012010) في الأجل الطويل، أي إنّ زيادة مجموعة الديون بنسبة (1%) يؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الرسمي بنسبة (0.012010 %) في الأجل الطويل ، وهذا يعني ان تزايد الدين العام يؤدي الى ارتفاع المخاطر المالية مما يزيد من الضغوط على سعر الصرف ، ويمكن ملاحظة تقارب نسبة التأثير في الأجل الطويل مقارنةً بالتأثير في الأجل القصير.

ب. يظهر معامل الموازنة العامة (DSNN) استجابة عكسية معنوية في الأنموذج المقدر في الأجلين القصير الطويل، إذ بلغت المرونة الجزئية لسعر الصرف الرسمي بالنسبة للموازنة العامة (0.004850-) في الأجل القصير وهذا يعني ان السلطات تحتاج الى زيادة الاقتراض او طباعة المزيد من العملات مما يساهم في اضعاف العملة المحلية ، أي إنّ انخفاض الموازنة العامة بنسبة (1%) يؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الرسمي بنسبة (0.004850%) في الأجل القصير، في حين بلغت المرونة الجزئية في الأنموذج المقدر (0.009824-) في الأجل الطويل، أي انخفاض الموازنة العامة بنسبة (1%) يؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الرسمي بنسبة (0.009824%) في الأجل الطويل. رغم ضعف التأثير لكننا نلاحظ تقارب نسبة التأثير في الأجل الطويل مع التأثير في الأجل القصير ، هذه النتيجة تتفق مع منطق النظرية الاقتصادية ، وذلك بسبب ارتباط أسعار النفط بالسوق العالمية.

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

ج. يظهر معامل الرقم القياسي لأسعار المستهلك (CPIN) استجابة عكسية معنوية في الأنموذج المقدر في الأجلين القصير الطويل، إذ بلغت المرونة الجزئية لسعر الصرف الرسمي بالنسبة للرقم القياسي لأسعار المستهلك (0.081747-) في الأجل القصير، أي إنّ انخفاض الرقم القياسي لأسعار المستهلك بنسبة (1%) يؤدي إلى زيادة سعر الصرف الرسمي بنسبة (0.081747%) في الأجل القصير، في حين بلغت المرونة الجزئية (0.165593-) في الأجل الطويل، أي انخفاض الرقم القياسي لأسعار المستهلك بنسبة (1%) يؤدي إلى ارتفاع في سعر الصرف الرسمي بنسبة (0.165593%) في الأجل الطويل، اما بالنسبة الى ضعف الدلالة الإحصائية والبالغة (0.8443) فهذا عائد احتمال قيام البنك المركزي برفع أسعار الفائدة او ان سعر الصرف متأثر بعوامل أخرى كأسعار السلع الأساسية او التدفقات الرأسمالية الدولية او هنالك استقرار نسبي في التضخم ولا يشهد تقلبات كبيرة مما يقلل من تأثيره على سعر الصرف .

د. يظهر معامل الناتج المحلي الاجمالي بالأسعار الثابتة (GDPBN) استجابة عكسية معنوية في الأنموذج المقدر في الاجلين القصير الطويل ، إذ بلغت المرونة الجزئية لسعر الصرف الرسمي بالنسبة للناتج المحلي الاجمالي (0.002687-) في الأجل القصير، أي انخفاض الناتج المحلي الاجمالي بالأسعار الثابتة بنسبة (1%) يؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الرسمي بنسبة (0.002687%) في الأجل القصير، في حين بلغت المرونة الجزئية (0.003942-) في الأجل الطويل، أي إنّ انخفاض الناتج المحلي الاجمالي بالأسعار الثابتة بنسبة (1%) يؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الرسمي بنسبة (0.003942%) في الأجل الطويل. ورغم ضعف تأثير الناتج المحلي الإجمالي على سعر الصرف ال انه يمكن ملاحظة تقارب نسبة التأثير في الأجل الطويل مع نسبة التأثير في الأجل القصير ، وهذا عائد الى ان اعتماد الاقتصاد النيجيري على سلعة أساسية للتصدير وهي النفط مما ينتج عنه ضعف العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي وسعر الصرف .

ثانياً: تقييم الأنموذج المقدر قياسياً

للتأكد من جودة الأنموذج المستخدم في القياس والتحليل وخلوه من المشكلات القياسية، يستلزم إجراء الاختبارات التشخيصية الآتية:

أ- اختبار جودة الإنموذج:

ب - اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء العشوائية (Jarque-Bera):

بلغت قيمة إحصاءة اختبار (JB) (495.0076) بقيمة احتمالية (Prob=0.000000) مما يعني رفض فرضية العدم القائلة بأن الأخطاء العشوائية تتوزع توزيعاً طبيعياً في الأنموذج المقدر (ARDL) وكما موضح في الملحق رقم (25)

سادساً: اختبار الارتباط الذاتي (Autocorrelation):

- تقدير الاختبارات التشخيصية (Diagnostic tests Estimation)

جدول رقم (13) الاختبارات التشخيصية

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.572914	Prob. F(4,44)	0.6837
Obs*R-squared	3.168303	Prob. Chi-Square(4)	0.5301
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	2.352979	Prob. F(15,48)	0.0127
Obs*R-squared	27.11890	Prob. Chi-Square(15)	0.0278
Scaled explained SS	112.4265	Prob. Chi-Square(15)	0.0000
	Value	Df	Probability
F-statistic	2.142079	(4, 44)	0.0915
Likelihood ratio	11.38713	4	0.0225

المصدر:

- إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات البرنامج الإحصائي (Eviews12).

يتم ذلك من خلال اختبار مضروب لاكرانج للارتباط التسلسلي (BGLM)، إذ يُلاحظ الجدول رقم (13) أنّ قيمة إحصاءة (F) المحتسبة بلغت (0.572914) بقيمة احتمالية (Pro: 0.6837)، وعليه قبول فرضية العدم القائلة بخلو الأنموذج المقدر من مشكلة الارتباط التسلسلي بين البواقي $(H_0: \rho = 0)$.

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

كما يظهر اختبار معاملات الارتباط الذاتي عدم وجود ارتباط ذاتي في بواقي النموذج وهي ضمن حدود الثقة (5%) وعدم معنوية معاملات الارتباطات الذاتية والجزئية كما يؤكد ذلك اختبار رسم الارتباط واختبار قيمة Q في الملحق رقم (28).

- اختبار عدم ثبات التباين المشروط بالانحدار الذاتي:

يلاحظ من الجدول رقم (13).أنّ قيمة إحصاءة (F) المحتسبة بلغت (2.352979) عند مستوى احتمال (Pro: 0.0127)، وهذا يعني رفض فرضية العدم القائلة بعدم ثبات تباين حد الخطأ العشوائي في الأنموذج المقدر ولمزيد من الدقة تم إعادة اختبار عدم ثبات التباين بتصحيح (Newey-West) وقد بينت النتائج ان أنّ قيمة إحصاءة (F) المحتسبة بلغت (2.140021) عند مستوى احتمال (Pro: 0.0370) ورغم تحسن النتائج مازلت تشير الى وجود مشكلة في عدم ثبات التباين ولهذا يجب رفض فرضية العدم .

الاستنتاجات:

1- بالنسبة لدولة العراق اظهر معامل مجموعة الديون ($DEPT$) استجابة عكسية معنوية في الأنموذج المقدر في الأجل القصير والطويل، هذه النتيجة اتفقت مع منطق النظرية الاقتصادية، لأنّ ارتفاع سعر الصرف الدينار العراقي مقابل الدولار الأمريكي يعني ارتفاع قيمة الدينار وانخفاض أسعار الواردات مما يؤدي إلى تخفيف الضغط على الأسعار المحلية، لكون الاقتصاد العراقي مرتبطاً بالأسواق الدولية استيراداً وتصديراً بشكل كبير جداً ولأنّ انخفاض المعروض من إنتاج الدول الصناعية يساهم في رفع الأسعار العالمية ومن ثم يزيد من معدلات التضخم المحلية بسبب اعتماد السوق العراقية في تلبية متطلباتها على السوق العالمية.

2- اظهر معامل الموازنة العامة (PD) استجابة طردية معنوية في الأنموذج المقدر في الأجل القصير بينما الاستجابة كانت عكسية في الأجل الطويل،

3- يظهر معامل الرقم القياسي لأسعار المستهلك (CPI) استجابة طردية معنوية في الأنموذج المقدر في الأجلين القصير والطويل،. وقد لوحظ ارتفاع نسبة التأثير في الأجل الطويل مقارنةً بالتأثير في الأجل القصير.

4- يظهر معامل الناتج المحلي الاجمالي بالأسعار الثابتة ($GDPCO$) استجابة عكسية معنوية في الأنموذج المقدر في الأجلين القصير والطويل ، ويمكن ملاحظة ضعف نسبة التأثير في الأجل الطويل ونسبة التأثير في الأجل القصير على سعر الصرف على الرغم من اختلاف النسب التي ظهرت ، وهذه النتيجة متوقعة ومتوافقة مع منطق النظرية الاقتصادية .

5- في دولة نيجيريا يظهر معامل الموازنة العامة (DSNN) استجابة عكسية معنوية في الأنموذج المقدر في الأجلين القصير الطويل، هذه النتيجة تتفق مع منطق النظرية الاقتصادية، وذلك بسبب ارتباط أسعار النفط بالسوق العالمية.

6- يظهر معامل الرقم القياسي لأسعار المستهلك ($CPIA$) استجابة عكسية معنوية في الأنموذج المقدر في الأجلين القصير الطويل،

7- يظهر معامل الناتج المحلي الاجمالي بالأسعار الثابتة (GDPBN) استجابة عكسية معنوية في الأنموذج المقدر في الاجلين القصير الطويل، ورغم ضعف تأثير الناتج المحلي الإجمالي على سعر الصرف ال انه يمكن ملاحظة تقارب نسبة التأثير في الأجل الطويل مع نسبة التأثير في الأجل القصير.

8- ان عملية تخفيض قيمة العملة الوطنية عن طريق اعتماده كسياسة وليس نظام صرف وبالتالي استمرار انخفاض قيمة العملة سيفرز اثار سلبية أكثر من الايجابية مما يؤدي الى ان نظام الصرف المتبع حاليا و الذي تغير من الثابت المتعدد الى الحر المدار سيتغير مرة اخرى حتى يعوم ، اذ ان السبب الرئيسي لارتفاع معدلات التضخم هو تخفيض قيمة العملة ثم تعويمها وثمن استقرار سعر الصرف هو اختلال كافة الاسواق، ان من الأفضل للعراق والاقتصادات المشابهة له ان يتم تخفيض قيمة العملة الوطنية بصورة تدريجية يستطيع من خلالها السوق المحلية من امتصاص الصدمة التي ستحدث له نتيجة هذا التخفيض وخصوصاً ان هذه الدول ليست عاجزة تماما عن توفير سيولة كافية لتغطية النقد المحلي لما حباها الله من موارد طبيعية ضخمة تحتج فقط لعملية إدارة صحيحة.

9- إن عملية تخفيض قيمة العملة المحلية يرفع من أسعار الاستيرادات، فينخفض الطلب عليها محليا ، وهذا الإجراء سيخفض من أسعار الصادرات بالعملات الأجنبية فيزيد الطلب عليها خارجيا، الاجراء الذي تقوم به اغلب الدول التي تعاني من عجز في ميزانها التجاري مما سيؤدي إلى تحسين الميزان التجاري للدولة، ولكن هذا التخفيض في قيمة العملة من شأنه ايضاً ان يزيد من القدرة التنافسية لمنتجات هذه الدولة في حال كان لديها قاعدة إنتاجية واسعة إضافة الى ارتباطها بمرونة في صادراتها، فيجب ان لا تكون صادراتها من المواد الاولية التي تنخفض مرونة الطلب عليها، كما لا يجب أن تكون استيراداتها من سلع غذائية بحيث لا تخضع لطلب مرن او سلع استثمارية تعتبر ضرورية لعملية التنمية.

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

10- لا يمكننا تحديد نظام سعر صرف موحد لكل البلدان وفي كل مكان وزمان، حيث ان فعالية هذه الأنظمة تتوقف على مقدار التنمية الاقتصادية والتطور المالي للبلد، فقد يكون سعر الصرف المرن لدولة ما متوافقاً مع نظامها الاقتصادي مما يساهم في التنمية المستدامة لاقتصادها، وفي حالة أخرى نحتاج الى وضع سعر صرف معوم مدار بالنسبة للدول التي تحتاج الى ذلك وبالتالي تختلف هذه الأنظمة من دولة الى أخرى ومدى استجابة اقتصاد هذه الدولة.

11- عند اجراء الاختبارات الإحصائية الخاصة بالعراق تبين لنا ان هنالك علاقة تكامل مشترك بين المتغير التابع (سعر الصرف الرسمي) والمتغيرات المستقلة وهذا ما يؤكده معامل تصحيح الخطأ (Cointeq-1) لهذا النموذج البالغ (0.396-) وأنّ القيمة الاحتمالية (Prob) المصاحبة له هي (0.0000) الأمر الذي يعني تحقق الشرطين الأساسيين في هذا المعامل وهما قيمته السالبة ومعنويته الإحصائية.

12- عند اجراء الاختبارات الإحصائية الخاصة بالعراق ظهرت لنا علاقة عكسية بين سعر الصرف ومجموعة الديون (DEPT) ، وعلاقة طردية مع عجز الموازنة(PD) إضافة الى علاقة طردية مع الرقم القياسي لأسعار المستهلك (CPI) و قد ظهرت العلاقة عكسية مع الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة (GDPCO) حيث ان النتائج هذه قد توافقت مع الفرضيات التي تم طرحها مسبقاً

13- عند اجراء الاختبارات الإحصائية الخاصة بدولة نيجيريا وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغير التابع (سعر الصرف الرسمي) والمتغيرات المستقلة وهذا ما يؤكده معامل تصحيح الخطأ (Cointeq-1) لهذا النموذج البالغ (0.493664-) وأنّ القيمة الاحتمالية (Prob) المصاحبة له هي (0.00000) الأمر الذي يعني تحقق الشرطين الأساسيين في هذا المعامل وهما قيمته السالبة ومعنويته الإحصائية

14- عند اجراء الاختبارات الإحصائية الخاصة بدولة نيجيريا تبين لنا ان هنالك علاقة طردية بين سعر الصرف و الدين العام (TNPD) وعلاقة عكسية مع كل من (DSNN) (CPIN) (GDPBN) خلال الاجل الطويل.

التوصيات:

1- ان عملية التخفيض التي قام بها العراق جاءت متسرعة وغير مدروسة بشكل تفصيلي مما سبب فجوة كبيرة في السعر بين السعر الرسمي والسعر الموازي (السوق السوداء) كان من الأفضل تبني سعر صرف يتلاءم والمستوى الاقتصادي للبلد من اجل الابتعاد بالاقتصاد عن مواجهة التقلبات السريعة التي حدثت خصوصا ان التخفيض اتى بعد صدمة اقتصادية عنيفة متمثلة بجائحة كورونا.، بعد عملية التخفيض لابد من قيام الدولة بدعم طبقات المجتمع الهشة وان يكون هذا الدعم تميزياً ودقيقا وخصوصا الطبقة الوسطى من المجتمع وهي إجراءات مرافقة لعملية التخفيض انسجاما مع مبدا عدم اهمال الاعتبارات السياسية والاجتماعية.

2- من اجل ضمان لفاعلية التخفيض لابد من استخدام أدوات السياسة المالية لضمان خفض الانفاق الحكومي والتوسع في الجانب الاستهلاكي من الاستيرادات إضافة الى استخدام السياسة النقدية وخصوصا عرض النقد من اجل ضمان عدم جنوح الأسعار الى مستويات غير معقولة ، العمل على توجيه الأموال التي ستدخل نتيجة سياسة التخفيض الى المشاريع الإنتاجية دون المشاريع الاستهلاكية واليت تساهم في دعم الاقتصاد الداخلي للبلد.

3- تنويع مصادر الدخل التي تعتمد عليها موازنة الدولة العراقية والاتجاه نحو تخفيض الاعتماد على النفط كمصدر أساسي في تمويل موازنتها العامة عن طريق تنمية القطاعات الصناعية الأخرى والتركيز على بناء مدن صناعية متخصصة وتوطين الصناعات المستوردة بالشراكة مع الشركات العالمية مما يساهم في تقليل الاستيرادات إضافة خلق فرص عمل جديدة وبالتالي المحافظة على الاحتياطيات الأجنبية بالعملة الصعبة.

4- يجب أعادة هيكلة الاقتصاد العراقي بالشكل الذي يكون مناسباً لحاجة الاقتصاد من تغيرات فعليه لا منقولة أو مشروطة ولاسيما في الانتقال الى اقتصاد السوق، وهنا ليس بالضرورة أن يكون الانتقال للقطاعات كافة بل لتلك التي تتطلب منافسة والتقليل من الاعتماد على النفط كمصدر أساسي في تنمية الاقتصاد.، إعطاء فرصة أوسع للقطاع الخاص العراقي من خلال وضع تشريعات تضمن تسهيل عودة رأس المال الهارب ومحاربة الفساد المستشري في مفاصل الدولة، وبالتالي ضمان مشاركته في المشاريع المقترحة ولاسيما في القطاعات الانتاجية التي من شأنها رفع مستوى التطور والنمو الاقتصادي.

5- ضرورة توحيد إدارة الدين العام الخارجي عن طريق استحداث هيئة مركزية لرقابة الدين الخارجي مما يساهم في رفع كفاءة القروض مع ترشيد للأنفاق الحكومي إضافة الى تنمية الصادرات لكي تواجه المنافسة الخارجية و لابد من إعطاء المستلزمات الإنتاجية والمتوسطة المستوردة أولوية عند اجراء عملية التخفيض وخصوصا في بلد نامي مثل العراق عن طريق منحه سياسة تحفيزية لمواجهة تكاليف الإنتاج والاثار الانكماشية إضافة الى اتمته المنافذ الحكومية واستقلاليتها.

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

في نيجيريا من الضروري اصلاح الجهاز المصرفي للتقليل من الفجوة بين أسعار صرف النيرة امام كل الدولار واليورو وعدم الاتكال على القطاع النفطي والسعي الى النهوض بالاقتصاد الوطني عن طريق تشجيع الصادرات خارج القطاع النفطي مما يساعد في جلب الاستثمارات الاقتصادية إضافة الى الحفاض على التوازن المالي والحساب الجاري فان تعقيم أسعار النفط مشجعة لان هذا من شأنه ان يخفف من تأثير تقلبات أسعار النفط

Funding

None

Acknowledgement

None

Conflicts of Interest

The author declares no conflict of interest.

Arabic References:

الخالدي ، العذاري ، عبد الجاسم عباس ، عدنان داود محمد (2022) " الأثر القياسي للمؤشرات المالية في الاستقرار الاقتصادي ". دار صفاء للنشر والطباعة ، عمان ، الأردن .

عبد العظيم ، حمدي(1987) " سياسة سعر الصرف وعلاقتها بالموازنة العامة للدولة ". مكتبة النهضة المصرية ، القاهرة ، مصر .

الشمري ، حمزة ، مايح شبيب ، حسن كريم (2015) " التمويل الدولي أسس نظرية وأساليب تحليلية ". دار الضياء للطباعة والنشر ، النجف الاشرف ، العراق .

صيد ، امين (2013) ، " سياسة الصرف كأداة لتسوية الاختلال في ميزان المدفوعات " ،مكتبة حسن العصرية للطباعة والنشر والتوزيع ، بيروت ، لبنان .

نايف ، احمد عراك(2023)" الاثار المترتبة على تغيير سعر الصرف وتخفيض قيمة العملة الوطنية العراقية ". مجلة جامعة الانبار للعلوم القانونية والسياسية، العدد(1) المجلد (13) ، العراق

مناحي ، افتخار (2012) ، " السيولة النقدية وتأثيرها على سعر صرف الدينار العراقي تجاه الدولار للمدة (2000-2009) " ، المجلد الأول ، العدد الثاني ، مجلة الدراسات الاقتصادية والإدارية ، كلية الإدارة والاقتصاد ، الجامعة العراقية ، بغداد ، https://easj.aliraqia.edu.iq/index.php/easj

علاوي ، شهاب ، سيماء محسن ، سميرة فوزي (2016) " العلاقة بين سعر صرف الدينار العراقي والميزان التجاري في العراق للمدة (1990- 2010)، المجلد الأول ، العدد التاسع ، مجلة الدراسات الاقتصادية والإدارية ، كلية الإدارة والاقتصاد ، الجامعة العراقية ، بغداد ، https://easj.aliraqia.edu.iq/index.php/easj

English References:

Kwalingana, S., Kisu, S., Thomas, M and Austin, C (2012). "The short un and long run trade balance response to exchange rate changes in Malawi". Journal of Development and Agricultural Economics. Vol 4(8), pp. 221-232.

Al-Khalidi, Al-Adhari, Abdul-Jassim Abbas, Adnan Dawood Muhammad (2022) "The Standard Impact of Financial Indicators on Economic Stability." Safaa Publishing and Printing House, Amman, Jordan.

Abdul-Azim, Hamdi (1987) "Exchange Rate Policy and Its Relationship to the State's General Budget." Al-Nahda Al-Masryia Library, Cairo, Egypt.

Al-Shammari, Hamza, Mayeh Shabib, Hassan Karim (2015) "International Finance: Theoretical Foundations and Analytical Methods." Dar Al-Diaa Printing and Publishing House, Najaf, Iraq.

EISSN: 3005-3625, PISSN: 2790-2560, DOI: doi.org/10.58564/EASJ/4.2.2025.10

Sayed, Amin (2013) "Exchange Policy as a Tool for Settling Balance of Payments Imbalances," Hassan Al-Asriya Library for Printing, Publishing, and Distribution, Beirut, Lebanon.

Nayef, Ahmed Arak (2023) "The Effects of Changing the Exchange Rate and Devaluation of the Iraqi National Currency." Anbar University Journal of Legal and Political Sciences, Issue (1), Volume (13), Iraq

Manahi, Iftikhar (2012), "Cash Liquidity and Its Impact on the Exchange Rate of the Iraqi Dinar Against the Dollar for the Period (2000-2009)", Volume 1, Issue 2, Journal of Economic and Administrative Studies, College of Administration and Economics, University of Iraq, Baghdad, https://easj.aliraqia.edu.iq/index.php/easj

Alawi, Shehab, Seemaa Mohsen, Samira Fawzi (2016), "The Relationship between the Exchange Rate of the Iraqi Dinar and the Trade Balance in Iraq for the Period (1990-2010), Volume 1, Issue 9, Journal of Economic and Administrative Studies, College of Administration and Economics, University of Iraq, Baghdad, https://easj.aliraqia.edu.iq/index.php/easj