Tikrit Journal of Administrative and Economic Sciences, Vol. 21, No. 72, Part (1): 219-238
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.21.72.1.12

Tikrit Journal of Administrative and Economics Sciences
مجلة تكريت للعلوم الإدارية والاقتصادية
EISSN: 3006-9149
PISSN: 1813-1719

The Role of Monetary Policy in Addressing Budget Deficits: Experiences of Selected Countries for the Period (2000-2023)

Ihsan Abbas Fadel*, Anmar Ghalib Kolaib
College of Administration and Economics/ Tikrit University

Keywords:
Monetary Policy, Budget Deficit, Real Interest Rate, Exchange Rate, Money Supply.

A R T I C L E I N F O

Article history:

Received	26 Mar. 2025
Received in revised form	12 Apr. 2025
Accepted	13 Apr. 2025
Available online	31 Dec. 2025

©2023 THIS IS AN OPEN ACCESS ARTICLE UNDER THE CC BY LICENSE
http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/

*Corresponding author:
Ihsan Abbas Fadel
College of Administration and Economics/ Tikrit University

Abstract: This study aims to analyze the role of monetary policy in addressing the budget deficit by examining the relationship between monetary policy tools and fiscal imbalance, and assessing their effectiveness based on the experiences of three selected countries (Malaysia, Turkey, and Chile). The significance of the research lies in highlighting the impact of monetary policy as a tool for achieving financial stability and enhancing economic performance. The research adopts both the descriptive and analytical approaches, utilizing advanced econometric models through EViews 12 to measure the impact of monetary policy instruments on the budget balance. The results reveal a cointegrated relationship between monetary policy tools—namely, exchange rate, broad money supply, and real interest rate—and the budget balance. Moreover, findings indicate that monetary policy requires varying timeframes to correct fiscal imbalances: approximately one year in Malaysia, three years and six months in Turkey, and two years and four months in Chile, due to short-term deviations from long-term equilibrium levels. The study concludes with several recommendations, the most prominent of which is the need to maintain real interest rates within balanced levels to reduce borrowing costs and ease fiscal pressures.

Tikrit Journal of Administrative and Economic Sciences, Vol. 21, No. 72, Part (1): 219-238
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.21.72.1.12

دور السياسة النقدية في معالجة عجز الموازنة تجارب بلدان مختارة للمدة (2000-2023)

احسان عباس فاضل **انمار غالب كليب**
كلية الإدارة والاقتصاد/جامعة تكريت

المستخلص

يهدف البحث إلى تحليل دور السياسة النقدية في معالجة عجز الموازنة العامة، من خلال دراسة العلاقة بين أدوات السياسة النقدية والعجز المالي، وتقييم مدى فاعليتها في تجارب ثلاث دول مختارة (ماليزيا، تركيا، تشيلي)، وتتمثل أهمية البحث في إبراز أثر السياسة النقدية كأداة لتحقيق الاستقرار المالي وتعزيز كفاءة الأداء الاقتصادي، واعتمد البحث على المنهج الوصفي إلى جانب المنهج التحليلي باستخدام نماذج قياسية عبر برنامج EViews 12، لقياس تأثير أدوات السياسة النقدية على رصيد الموازنة، إذ أظهرت النتائج أن هناك علاقة تكامل مشترك بين أدوات السياسة النقدية والمتمثلة في (سعر الصرف، عرض النقد الواسع، وسعر الفائدة الحقيقي) وبين رصيد الموازنة العامة كما بينت النتائج أن السياسة النقدية تحتاج لمعالجة الاختلال في الموازنة العامة إلى (سنة في ماليزيا، وثلاث سنوات وستة أشهر في تركيا، وسنتان وأربعة أشهر في تشيلي) وذلك بسبب الانحرافات قصيرة الأجل عن القيم التوازنية طويلة الأجل، وخلص البحث إلى توصيات عدة أبرزها ضرورة ضبط أسعار الفائدة الحقيقية ضمن مستويات متوازنة لما لذلك من دور في خفض كلفة الاقتراض وتخفيف الضغط على الموازنة العامة.

الكلمات المفتاحية: السياسة النقدية، عجز الموازنة، سعر الفائدة الحقيقي، سعر الصرف، عرض النقد.

المقدمة

تعد السياسة النقدية إحدى الأدوات الرئيسة التي تعتمدها السلطات النقدية لتحقيق الاستقرار الاقتصادي إذ تهدف إلى ضبط مستويات السيولة، والتحكم بالتضخم، وتوجيه أسعار الفائدة بما يتماشى مع الأهداف الكلية للاقتصاد وتختلف فعالية السياسة النقدية باختلاف السياق الاقتصادي وطبيعة التحديات التي تواجهها البلدان، خاصة في ظل التغيرات المستمرة في الأسواق المالية والعالمية، في المقابل يمثل عجز الموازنة إحدى القضايا الهيكلية التي تواجه العديد من الدول، إذ يعكس عدم التوازن بين الإيرادات العامة والنفقات الحكومية، وقد يؤدي استمرار العجز إلى تراكم الدين العام وزيادة الضغوط على الاقتصاد، مما يفرض ضرورة البحث عن أدوات فعالة لمعالجته والحد من آثاره السلبية، وتُبرز العلاقة بين السياسة النقدية وعجز الموازنة درجة عالية من التداخل، إذ تؤثر أدوات السياسة النقدية مثل سعر الفائدة، عرض النقد، وسعر الصرف في كلفة الاقتراض ومستوى النفقات العامة إذ يمكن لسياسة نقدية انكماشية أن تسهم في تقليص العجز عبر كبح التضخم وخفض الإنفاق، بينما تدعم السياسة التوسعية النمو الاقتصادي وتزيد من الإيرادات الضريبية بما يتيح معالجة العجز ضمن إطار اقتصادي متوازن.

المبحث الأول: منهجية البحث

أولاً. مشكلة البحث: تكمن المشكلة الأساسية لهذا البحث في الإجابة عن السؤال الآتي: إلى أي مدى تسهم أدوات السياسة النقدية في معالجة عجز الموازنة العامة؟ وما مدى نجاح هذه الأدوات في تجارب بعض الدول المختارة.

ثانياً. أهمية البحث: تبرز أهمية هذا البحث في تسليط الضوء على الدور الذي يمكن أن تؤديه السياسة النقدية في معالجة عجز الموازنة، من خلال تحليل تجارب دول مختارة، بما يساهم في تقديم رؤية أعمق لصناع القرار حول فعالية الأدوات النقدية في تحقيق الاستقرار المالي وتعزيز كفاءة السياسة الاقتصادية الكلية.

ثالثاً. فرضية البحث: ينطلق البحث من فرضية مفادها أن للسياسة النقدية دور مهم في معالجة عجز الموازنة، ومن أجل أثبات هذه الفرضية سيتم تطبيقها على عدد من البلدان لمعرفة ما إذا كانت هناك علاقة معنوية ذات دلالة إحصائية بين مؤشرات السياسة النقدية وبين عجز الموازنة العامة على أساس أنها أحد الاختلالات الاقتصادية الداخلية.

رابعاً. هدف البحث: يهدف البحث إلى تحليل دور السياسة النقدية في معالجة عجز الموازنة العامة، من خلال دراسة العلاقة بين أدوات السياسة النقدية والعجز المالي، وتقييم مدى نجاح هذه الأدوات في تجارب بعض الدول المختارة، بهدف استخلاص الدروس والسياسات الممكنة لتعزيز الاستقرار المالي.

خامساً. حدود البحث:

- **الحدود المكانية:** ركز البحث في حدوده المكانية على (ماليزيا، تركيا، تشيلي).
- **الحدود الزمانية:** تمثل البعد الزمني للبحث في المدة (2000-2023).

سادساً. منهج البحث: يعتمد البحث على المنهج الوصفي لعرض مفاهيم السياسة النقدية وعجز الموازنة والعلاقة بينهما إلى جانب المنهج التحليلي الكمي باستخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL) عبر برنامج (EViews 12)، لقياس العلاقة بين أدوات السياسة النقدية وعجز الموازنة في بلدان مختارة، واختبار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ والسببية بين المتغيرات، للوصول إلى نتائج دقيقة وموثوقة.

المبحث الثاني: الإطار النظري للسياسة النقدية وعجز الموازنة والعلاقة بينهما

أولاً. مفهوم السياسة النقدية: يمكن تعريف السياسة النقدية بأنها عبارة عن مجموعة من الأدوات والإجراءات التي تعتمدها الدولة عن طريق السلطة النقدية، إذ تهدف من خلالها التحكم بعرض النقد بما يحقق الاستقرار النقدي بشكل خاص والاستقرار الاقتصادي بشكل عام، وبمعنى آخر يمكن القول بأنها كل ما تسعى إليه السلطة النقدية بقصد تحقيق استقرار النقد وتأدية مهامه الاقتصادية والاجتماعية بشكل كامل ومتزن (حسين، 2010: 179). وتشير السياسة النقدية إلى الإجراءات كافة التي تتخذها السلطات النقدية بهدف التأثير على تكلفة وتوافر الأموال والائتمان وذلك لتعزيز الأهداف المحددة ومنها الاستقرار في المستوى العام للأسعار والحد الأقصى من التشغيل (Labonte, 2020: 4). والسياسة النقدية تعمل على تعديل المعروض النقدي من خلال البنك المركزي وذلك لغرض تجنب اختلال التوازن النقدي، أي إن السلطة النقدية تحاول تعويض التغيرات في الطلب على النقود بواسطة التغيرات في المعروض النقدي (Salter, 2014: 5).

ثانياً. مفهوم عجز الموازنة: يُعد العجز في الموازنة العامة أحد العوامل الرئيسة الداخلية التي تسهم بشكل كبير في تفاقم أزمة الديون الخارجية، كما ويمكن تعريف عجز الموازنة العامة على أنه الفرق السلبي بين الإيرادات العامة والنفقات العامة، وينشأ هذا العجز نتيجة للإنفاق الحكومي المتزايد من جهة، وضعف الإيرادات المحلية وتراجع المساعدات الخارجية من جهة أخرى، مما يؤدي إلى استمرار العجز في ميزانيات الدول المدينة (أبو شرار، 2019: 214). وكذلك يقصد بعجز الموازنة العامة أن الحكومات تتكبد نفقات تفوق إيراداتها خاصة في الدول التي تواجه قيوداً على الإيرادات الضريبية بسبب ضيق القواعد الضريبية وانتشار التهرب الضريبي وانتشار الفساد في القطاع الحكومي وعدم وجود مؤسسات موازنة فعالة لضبط قرارات الإنفاق خلال دورة الموازنة وبعبارة أخرى يحدث عجز الموازنة عندما تنفق الحكومة أكثر مما تفرضه من ضرائب (al-Rubaie & Ahmed, 2023: 2). حيث يصور عجز الموازنة وضعاً يفوق فيه إجمالي إنفاق الحكومة إيراداتها، وهو يمثل المبلغ الإجمالي للأموال التي ستحتاج الحكومة إلى اقتراضها (Ekomabasi & Ekong, 2023: 44).

ثالثاً. العلاقة بين السياسة النقدية وعجز الموازنة: تسعى السياسة النقدية الى استخدام أدواتها من أجل التأثير على النشاط الاقتصادي ومن بينها أداة سعر الفائدة، إذ تبرز أهمية سعر الفائدة من خلال قدرتها على التأثير المباشر والسريع في الاقتصاد الحقيقي فعند تبني سياسة نقدية توسعية وزيادة عرض النقود سوف ينخفض سعر الفائدة، مما يؤدي إلى تقليل تكلفة الائتمان الممنوح وتشجيع الاستثمار الذي يعد أحد مكونات الطلب الكلي، وزيادة الاستثمار تساهم في تعزيز الناتج القومي، الأمر الذي يؤدي إلى زيادة الإيرادات العامة ومن ثم تقليص العجز في الموازنة العامة، ويحصل العكس عند اتباع سياسة نقدية انكماشية وانخفاض عرض النقود، فأن هذا يؤدي إلى ارتفاع سعر الفائدة مما يزيد من تكلفة رأس المال ويحد من الاستثمار، ومن ثم يتراجع الناتج القومي مما يؤدي إلى تقليص الإيرادات العامة وزيادة العجز في الموازنة العامة، إذ يمكن ملاحظة وجود علاقة طردية بين سعر الفائدة ومستوى العجز في الموازنة العامة، فارتفاع سعر الفائدة نتيجة السياسات النقدية الانكماشية سيرفع مستوى العجز في الموازنة العامة، في حين أن انخفاض أسعار الفائدة ضمن السياسات النقدية التوسعية يسهم في خفض مستوى العجز في الموازنة العامة (خليل وغيدان، 2022: 89).

كذلك يمكن للسياسة النقدية عبر سعر الصرف أن تؤثر على الموازنة العامة، فعند انخفاض سعر الصرف المحلي سوف ترتفع تكاليف إنتاج العديد من المنتجات والسلع التي تعتمد على المواد الخام والآلات المستوردة بسبب ارتفاع اسعارها، ونظراً للحاجة الملحة لهذه المدخلات وعدم القدرة على توفيرها محلياً، قد تجد المشروعات المحلية نفسها مضطرة إلى تقليص طاقتها الإنتاجية والحد من التوسع في الإنفاق الاستثماري، وحتى بافتراض تمكن هذه المشروعات من تعويض هذا التأثير جزئياً عبر زيادة صادراتها، فأن نقص الطلب المحلي الناتج عن ارتفاع المستوى العام للأسعار سيقلل من رغبة أصحاب المشروعات في القيام باستثمار جديد، هذا الوضع يؤدي إلى زيادة الأعباء على الموازنة العامة بسبب ارتفاع تكلفة انتاج السلع والخدمات، ويحدث العكس أي عندما ترتفع أسعار الصرف وارتفاع قيمة العملة المحلية (والي وكاظم، 2020: 124).

المبحث الثالث: تقدير وتحليل نموذج السياسة النقدية والموازنة العامة

أولاً. بيانات الدراسة: يعرض الجدول رقم (1) وصفاً لمتغيرات الدراسة، فضلا عن إشارات معاملاتها المتوقعة عند تقدير النماذج والتي تبين نوع تأثيراتها في رصيد الموازنة العامة.

Tikrit Journal of Administrative and Economic Sciences, Vol. 21, No. 72, Part (1): 219-238
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.21.72.1.12

جدول (1): وصف متغيرات الدراسة

المتغيرات	الوصف	وحدة القياس	نوع المتغير	الإشارة المتوقعة
PB	رصيد الموازنة العامة Public Budget	مليون دولار	تابع	
EX	معدل سعر الصرف Exchange Rate	عملة محلية لكل دولار	مستقل	(-) مع PB
M2	عرض النقد الواسع Broad Money Supply	مليون دولار	مستقل	(+ أو -) مع PB
RI	سعر الفائدة الحقيقي Real Interest Price	%	مستقل	(-) مع PB

المصدر: من إعداد الباحث

توصيف النموذج القياسي: يتم هنا توصيف وعرض المتغيرات التي سيتكون منها هيكل النموذج الخاص بالدراسة القياسية، وعليه فأن الشكل الرياضي للنموذج سيكون كما يأتي:

$$Y1= F (X1, X2, X3) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

إذ إن:

Y1: رصيد الموازنة العامة (عجز/ فائض).

X1: عرض النقد الواسع (M2).

X2: سعر الفائدة الحقيقي (% سنوياً).

X3: سعر الصرف (عملة محلية مقابل دولار امريكي).

أولاً. اختبار الاعتماد المقطعي: يعرض الجدول رقم (2) نتائج اختبار الاعتماد المقطعي لبيانات متغيرات السياسة النقدية ورصيد الموازنة العامة للبلدان المختارة بالدراسة خلال المدة (2000-2023).

جدول (2): نتائج اختبار الاعتماد المقطعي بين البلدان المختارة بالدراسة

Cross-sectional dependence test for panel data			
Null hypothesis: Cross-sectional independence			
Test	**Statistic**	**d.f.**	**Prob.**
Breusch-Pagan Chi-square	2.87996$^{n.s}$	3	0.410
Pearson LM Normal	-1.27374$^{n.s}$	3	0.202
Pearson CD Normal	0.46852$^{n.s}$	3	0.639
n.s not significant			

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-12.

توضح النتائج الواردة في الجدول رقم (2) أن جميع القيم الاحتمالية (Prob.) لاختبارات الاعتماد المقطعي الثلاثة كانت أكبر من مستوى المعنوية (5%)، ولذلك تقبل فرضية العدم، أي لا يوجد اعتماد مقطعي في بيانات الدراسة، وهذا يشير إلى أن التغيرات أو الصدمات في متغيرات السياسة النقدية (معدل سعر الصرف، عرض النقد الواسع، سعر الفائدة الحقيقي) ومتغير رصيد

الموازنة العامة في كل بلد من البلدان المختارة بالدراسة (ماليزيا، تركيا، تشيلي) لن يكون لها ارتباط بالمتغيرات المقابلة في البلدان الأخرى.

ثانياً. اختبار جذر الوحدة: على ضوء عدم وجود الاعتماد المقطعي في البيانات، فإنه سيتم استخدام اختبارات الجيل الأول لجذر الوحدة، وحيث أن بيانات الدراسة متزنة (عدم وجود قيم مفقودة في البيانات)، لذلك سيتم استخدام اختبار جذر الوحدة لـ Levin-Lin-Chu (LLC) ويعرض الجدول رقم (3) أكبر فجوة إبطاء (Max. Lag) لجميع متغيرات الدراسة والتي تم الحصول عليها من نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR)، وكذلك نتائج اختبار (LLC) لاستقرارية أو سكون متغيرات الدراسة.

جدول (3): نتائج اختبار (LLC) لجذر الوحدة لمتغيرات الدراسة

	Max. Lag	Original Variable (Level)		After one Difference	
		Individual Intercept	Indiv. Inter. & Trend	Individual Intercept	Indiv. Inter. & Trend
PB	1	-0.8153$^{n.s}$	-0.5394$^{n.s}$	-6.2132***	-5.4148***
		(0.207)	(0.295)	(0.000)	(0.000)
EX	3	5.1571$^{n.s}$	4.5217$^{n.s}$	0.0247$^{n.s}$	-0.6849$^{n.s}$
		(1.000)	(1.000)	(0.510)	(0.247)
M2	0	-0.1013$^{n.s}$	0.2715$^{n.s}$	-7.4563***	-6.5780***
		(0.135)	(0.607)	(0.000)	(0.000)
RI	1	-4.3574***	-2.2744**		
		(0.000)	(0.011)		

*** significant at 1% level
** significant at 5% level
n.s not significant

القيم بين القوسين تمثل القيمة الاحتمالية P-value
قيم Max.Lag تم إيجادها من خلال نماذج VAR

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-12.

يلاحظ من نتائج الجدول رقم (3) أن السلاسل الزمنية لمتغيري: رصيد الموازنة العام (PB) وعرض النقد الواسع(M2)، كانت غير ساكنة بالمستوى (level) ولكنها أصبحت ساكنة عند الفرق الأول (first difference) في حالتي المقطع المفرد(individual intercept) ، والمقطع المفرد والاتجاه (individual intercept and trend) أي أنها متكاملة من الدرجة الأولى I(1). وإن السلسلة الزمنية لمتغير سعر الفائدة الحقيقي (RI) كانت ساكنة بالمستوى في حالتي المقطع المفرد، والمقطع المفرد والاتجاه أي أنها متكاملة من الدرجة صفر I (0)، بينما لم يحصل السكون في السلسة الزمنية لمتغير معدل سعر الصرف (EX) لا عند المستوى ولا عند الفرق الأول، عليه لم يتحقق شرط استخدام نموذج (ARDL) الذي يتضمن وجوب أن السلاسل الزمنية لجميع متغيرات النموذج يجب أن تكون ساكنة بالمستوى أو عند الفرق الأول، ولمعالجة هذه المشكلة سيتم الاستعاضة عن متغير معدل سعر الصرف (EX) بمتغير جديد هو معدل سعر الصرف عند الفرق الأول (EX*) حيث:

$$EX_t^* = \Delta EX_t = EC_t - EC_{t-1} \ , t = 2,3,\ldots,24 \qquad (1)$$

ويجب إعادة اختبار جذر الوحدة للمتغير الجديد، بحيث تكون السلسلة الزمنية له إما ساكنة بالمستوى أو عند الفرق الأول، وكما في الجدول رقم (4).

Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.21.72.1.12

جدول (4): نتائج اختبار (LLC) لجذر الوحدة لمتغير معدل سعر الصرف عند الفرق الأول

	Max. Lag	Original Variable (Level)		After one Difference	
		Individual Intercept	Indiv. Inter. & Trend	Individual Intercept	Indiv. Inter. & Trend
EX*	3	$0.0247^{n.s}$	$-0.6849^{n.s}$	-7.1693***	-8.6691***
		(0.510)	(0.247)	(0.000)	(0.000)

*** significant at 1% level
n.s not significant

القيم بين القوسين تمثل القيمة الاحتمالية P-value
قيم Max.Lag تم إيجادها من خلال نماذج VAR

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-12

تشير نتائج الجدول رقم (4) إلى أن السلسلة الزمنية لمعدل سعر الصرف عند الفرق الأول (EX^*) أصبحت ساكنة عند الفرق الأول (بمعنى أن معدل سعر الصرف (EX) أصبح ساكناً عند الفرق الثاني) في حالتي المقطع المفرد والمقطع المفرد والاتجاه أي أنها متكاملة من الدرجة الأولى، وبذلك تحققت شروط تقدير نموذج (ARDL) ومن ثم فإنه يمكن فإنه يمكن تقدير نموذج (ARDL) للدالة الآتية:

$$PB_t = f(EX_t^* , M2_t , RI_t) + U_t \qquad (2)$$

ثالثاً. الارتباطات بين المتغيرات: من المهم بمكان دراسة وتحليل العلاقات بين متغيرات الدراسة لغرض معرفة مدى منطقية هذه العلاقات ومدى اتفاقها مع منطوق النظرية الاقتصادية، وكيف يمكن أن تساهم متغيرات السياسة النقدية في معالجة الاختلالات في الموازنة العامة للبلدان المختارة بالدراسة، هل تسير معاً بنفس الاتجاه، أم أن البعض منها يشير باتجاه مخالف للبعض الآخر، ويعرض الجدول رقم (5) مصفوفة ارتباطات بيرسون بين متغيرات نموذج السياسة النقدية ورصيد الموازنة العامة.

جدول (5): مصفوفة الارتباطات بين متغيرات نموذج السياسة النقدية ورصيد الموازنة العامة

Variable		PB	EX	M2	RI
PB	Corrl.	1.000			
	Prob.				
EX	Corrl.	0.567^{**}	1.000		
	Prob.	0.000			
M2	Corrl.	-0.503^{**}	-0.499^{**}	1.000	
	Prob.	0.000	0.000		
RI	Corrl.	-0.581^{**}	-0.365^{**}	$0.049^{n.s}$	1.000
	Prob.	0.000	0.002	0.681	

** indicates significance at the 1% level of testing
n.s not significant

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-12.

تبين نتائج الجدول رقم (5) ما يأتي:

❖ هناك ارتباط معنوي موجب عند مستوى معنوية (1%) بين معدل سعر الصرف (EX) وبين رصيد الموازنة العامة (PB)، وذلك على ضوء قيمة معامل الارتباط البالغة (0.567)، وقيمتها الاحتمالية

البالغة (0.000) والتي هي أصغر من المستوى (1%)، وتشير هذه العلاقة الطردية إلى أنه عند زيادة معدل سعر الصرف (أي انخفاض قيمة العملة المحلية) فأن رصيد الموازنة العامة سيزداد في البلدان المختارة بالدراسة، فعند انخفاض قيمة العملة المحلية سيؤدي ذلك إلى زيادة عائدات التصدير بسبب زيادة شراء الأجانب للسلع والخدمات المحلية بسعر أرخص، وقد يؤدي هذا إلى تعزيز عائدات الضرائب الحكومية من الصادرات مما قد يحسن رصيد الموازنة العامة.

- ❖ هناك ارتباط معنوي سالب عند مستوى معنوية (1%) بين عرض النقد الواسع (M2) وبين رصيد الموازنة العامة (PB)، وذلك على ضوء قيمة معامل الارتباط البالغة (0.503-)، وقيمتها الاحتمالية البالغة (0.000) والتي هي أصغر من المستوى (1%)، وقد جاءت هذه العلاقة العكسية حسب التوقعات والمنطق، ذلك أن عرض النقد الواسع قد يشجع الحكومة على زيادة الإنفاق العام من خلال زيادة التمويل للبرامج الاجتماعية أو الاستثمارات العامة فقد يؤدي ذلك إلى زيادة النفقات الحكومية، مما يخفض رصيد الموازنة العامة أو يزيد عجز الموازنة.
- ❖ هناك ارتباط معنوي سالب عند مستوى معنوية (1%) بين سعر الفائدة الحقيقي (RI) وبين رصيد الموازنة العامة (PB)، وذلك على ضوء قيمة معامل الارتباط البالغة (0.581-)، وقيمتها الاحتمالية البالغة (0.000) والتي هي أصغر من المستوى (1%)، فعند ارتفاع سعر الفائدة الحقيقي فإن تكاليف خدمة الدين الحكومي سوف تزداد، مما قد يؤدي إلى زيادة النفقات الحكومية وتفاقم العجز المالي بالمقابل عند انخفاض سعر الفائدة الحقيقي فإن ذلك سيعزز من الإنفاق الاستهلاكي والاستثماري مما قد يؤدي إلى زيادة الإيرادات الضريبية وهذا قد يساعد الحكومة في تقليل العجز وتحسين رصيد الموازنة العامة.
- ❖ ومن نتائج الارتباط أيضاً وجود علاقة عكسية عند مستوى معنوية (1%) بين معدل سعر الصرف (EX)وعرض النقد الواسع(M2)، وعلاقة عكسية عند مستوى معنوية (1%) بين معدل سعر الصرف (EX) وسعر الفائدة الحقيقي(RI) ، وعدم وجود علاقة معنوية بين عرض النقد الواسع (M2)وسعر الفائدة الحقيقي (RI) استناداً إلى القيمة الاحتمالية لمعامل الارتباط البالغة (0.681) والتي هي أكبر من مستوى المعنوية (5%).

رابعاً. اختبار التكامل المشترك: يعرض الجدول رقم (6) نتائج اختبار جوهانسن-فيشر Johansen Fisher للتكامل المشترك للبيانات المقطعية لمتغيرات السياسة النقدية ورصيد الموازنة العامة للبلدان المختارة بالدراسة خلال المدة (2000-2023).

جدول (6): اختباري الأثر وأكبر قيمة مميزة للتكامل المشترك بين متغيرات نموذج السياسة النقدية ورصيد الموازنة العامة

Johansen Fisher Panel Cointegration Test				
Hypothesized No. of CE(s)	**Trace test**	**Prob.**	**Max-eigen test**	**Prob.**
None	59.47**	0.000	47.73**	0.000
At most 1	21.45**	0.001	20.22**	0.002
At most 2	$6.44^{n.s}$	0.376	$3.95^{n.s}$	0.683
At most 3	$6.46^{n.s}$	0.374	$6.46^{n.s}$	0.374
** significant at the 1% level n.s not significant				

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-12.

يتبين من الجدول رقم (6)، واستناداً إلى القيم الاحتمالية لاختباري الأثر (Trace) والقيمة المميزة القصوى (Max-Eigen) تطابق نتائج الاختبارين، كما أنه واستناداً إلى القيم الاحتمالية للاختبارين والتي هي أصغر من مستوى المعنوية (1%)، أن فرضيات العدم الآتية الخاصة بعدد علاقات التكامل المشترك بين متغيرات السياسة النقدية (معدل سعر الصرف (EX)، عرض النقد الواسع(M2)، سعر الفائدة الحقيقي (RI)) وبين رصيد الموازنة العامة (PB)، تعد مرفوضة وهي: عدم وجود علاقة تكامل مشترك، وجود على الأكثر علاقة تكامل مشترك واحدة، بينما نلاحظ قبول فرضية العدم التي تنص وجود على الأكثر علاقتي تكامل مشترك بحسب القيم الاحتمالية للاختبارين والبالغتين على التوالي (0.376) و(0.683) واللتان هما أكبر من مستوى المعنوية (5%)، وكذلك قبول فرضية العدم التي تنص وجود على الأكثر ثلاث علاقات تكامل مشترك بحسب القيم الاحتمالية للاختبارين والبالغتين على التوالي (0.374) و(0.374) واللتان هما أكبر من مستوى المعنوية (5%) عليه نستنتج أن عدد العلاقات طويلة الأجل بين متغيرات السياسة النقدية ورصيد الموازنة العامة لبلدان ماليزيا، تركيا، وتشيلي هي أكثر من علاقة واحدة.

خامساً. تحديد رتبة فجوة التباطؤ الزمني المثلى: يعرض الجدول رقم (7) قيم معايير المعلومات لاختيار فجوة التباطؤ الزمني المثلى لمتغيرات السياسة النقدية ورصيد الموازنة العامة خلال المدة (2000-2023) وفقاً لمتجه الانحدار الذاتي (VAR)

جدول (7): تحديد رتبة فجوة التباطؤ المثلى لمتغيرات السياسة النقدية ورصيد الموازنة العامة وفقاً لتحليل (VAR)

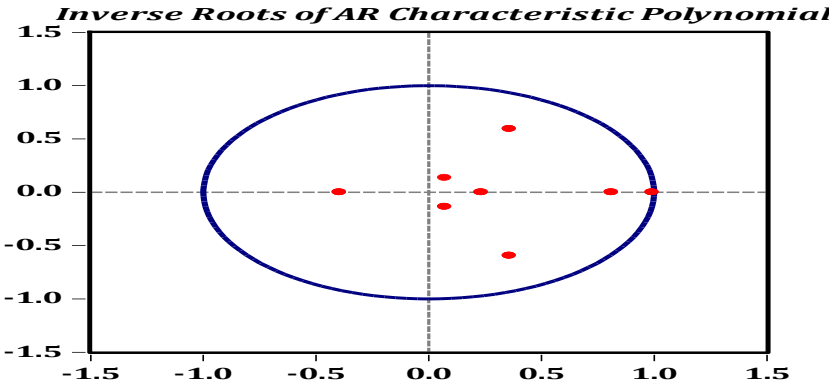
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1725.951	NA	7.88e+22	64.07226	64.21959	64.12908
1	-1605.507	218.5839*	1.65e+21*	60.20396*	60.94062*	60.48806*
2	-1590.648	24.76479	1.74e+21	60.24622	61.57221	60.75760
3	-1579.146	17.46660	2.11e+21	60.41280	62.32812	61.15146
4	-1568.129	15.09671	2.66e+21	60.59737	63.10202	61.56332
5	-1562.421	6.976534	4.24e+21	60.97856	64.07253	62.17178

* denotes the optimal Lag length of the variable
LR: sequential modified LR test statistic
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-12.

يلاحظ من الجدول رقم (7) ولغرض إجراء التكامل المشترك بين متغيرات السياسة النقدية وبين رصيد الموازنة العامة وإجراء التحليلي الديناميكي لرصيد الموازنة العامة، أن أفضل رتبة لفجوة التباطؤ الزمني هي واحدة أي عند الزمن (t-1) حسب معايير المعلومات الخمسة (LR, FPE, AIC, SC, HQ) ولتأكيد مدى ملائمة رتبة فجوة التباطؤ الزمني الأولى لمتغيرات النموذج يتم رسم الجذور المعكوسة لدالة متعددة الحدود المميزة للانحدار الذاتي كما في الشكل رقم (1).

Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.21.72.1.12

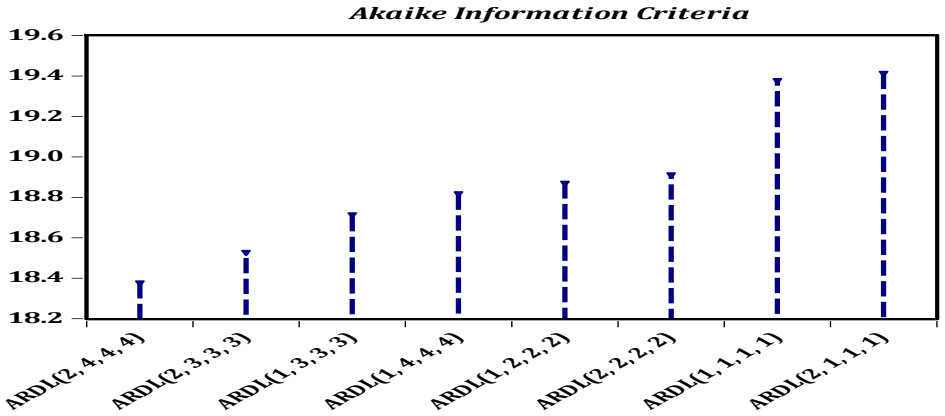


شكل (1): الجذور المعكوسة لدالة متعددة الحدود المميزة للانحدار الذاتي من الرتبة الأولى لمتغيرات السياسة النقدية ورصيد الموازنة العامة

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-12.

إذ يبين الشكل أعلاه أن جميع الجذور وعددها (8) كانت قيمها المطلقة أصغر من الواحد، بمعنى أنها واقعة داخل دائرة نصف قطرها الواحد الصحيح، وهذا يؤكد صلاحية النموذج وثبات هيكليته وخلوه من مشكلة عدم ثبات التباين في أخطاء النموذج نتيجة اعتماد فجوة التباطؤ الزمني المثلى الأولى.

سادساً. تقدير نموذج الانحدار الذاتي لفجوات التباطؤ الموّزعة (ARDL): لاحظنا مما سبق وبناءً على كون أن جميع متغيرات نموذج السياسة النقدية ورصيد الموازنة العامة أصبحت ساكنة عند الفرق الأول، عليه فإنه يمكن تقدير نموذج ARDL للبيانات وبناءً على طبيعة بيانات متغيرات النموذج ومدة الدراسة فقد بلغ عدد نماذج (ARDL) التي من الممكن تقديرها هو (16) نموذجاً وبناءً على أصغر قيمة لمعيار أكايكي للمعلومات(AIC) Akaike Information Criteria والبالغة (18.38)، فقد تبين أن أفضل نموذج يلاءم بيانات نموذج السياسة النقدية ورصيد الموازنة العامة سيكون ARDL (2,4,4,4)، أي أن أفضل رتبة للتباطؤ الزمني لرصيد الموازنة العامة هي اثنتان، وأفضل رتبة للتباطؤ الزمني لكل متغير من متغيرات السياسة النقدية هي أربعة، والشكل رقم (2) يوضح قيم (AIC) لأفضل ثمانية نماذج (ARDL) لمتغيرات السياسة النقدية ورصيد الموازنة العامة.



شكل (2): قيم (AIC) لأفضل ثمانية نماذج (ARDL) لمتغيرات السياسة النقدية ورصيد الموازنة العامة

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-12.

Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.21.72.1.12

يعرض الجدول رقم (8) نتائج تقدير نموذج ARDL (2,4,4,4) لمتغيرات السياسة النقدية ورصيد الموازنة العامة للبلدان المختارة بالدراسة خلال المدة (2000-2023).

جدول (8): نتائج تقدير النموذج ARDL (2,4,4,4) لمتغيرات السياسة النقدية ورصيد الموازنة العامة للبلدان المختارة بالدراسة للمدة (2000-2023)

Dependent Variable: ΔPB_t				
Method: ARDL				
Sample: 2005 2023				
Included observations: 57				
Maximum dependent lags: 2 (Automatic selection)				
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)				
Dynamic regressors (4 lag, automatic): EX_t^* $M2_t$ RI_t				
Selected Model: ARDL(2,4,4,4)				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
Long Run Equation				
EX_t^*	-128.6711	8.722837	-14.7510**	0.000
$M2_t$	-0.003982	0.001660	-2.39899*	0.024
RI_t	-2555.958	220.1669	-11.6091**	0.000
Short Run Equation				
COINTEQ01	-0.592393	0.237672	-2.49248*	0.020
ΔPB_{t-1}	0.080870	0.441155	$0.18331^{n.s}$	0.856
ΔEX_t^*	-13928.21	12934.73	$-1.07680^{n.s}$	0.292
ΔEX_{t-1}^*	-289.1248	1092.320	$-0.26468^{n.s}$	0.793
ΔEX_{t-2}^*	12418.74	14574.17	$0.85210^{n.s}$	0.402
ΔEX_{t-3}^*	-3572.955	2335.046	$-1.53014^{n.s}$	0.139
$\Delta M2_t$	-0.118456	0.082859	$-1.42959^{n.s}$	0.165
$\Delta M2_{t-1}$	0.158797	0.057984	2.73861*	0.011
$\Delta M2_{t-2}$	0.074896	0.044711	$1.67512^{n.s}$	0.106
$\Delta M2_{t-3}$	-0.024493	0.019588	$-1.25038^{n.s}$	0.223
ΔRI_t	1222.213	456.8400	2.67536*	0.013
ΔRI_{t-1}	-151.7124	800.0141	$-0.18963^{n.s}$	0.851
ΔRI_{t-2}	14.86053	613.1657	$0.02423^{n.s}$	0.980
ΔRI_{t-3}	206.3774	160.0598	$1.28937^{n.s}$	0.209
R-squared	0.981182	F-statistic		417.1363**
Adjusted R-squared	0.978737	Prob(F-statistic)		0.000
** significant at the 1% level * significant at the 5% level n.s not significant				

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-12.

تقدير معادلة الأجل الطويل:

يتبين من الجدول رقم (8) أن معادلة الأجل الطويل التي تبين تأثير كل من معدل سعر الصرف، عرض النقد الواسع، وسعر الفائدة الحقيقي على رصيد الموازنة العامة للبلدان المختارة بالدراسة للمدة (2000-2023) تأخذ الشكل الآتي:

$$\widehat{PB}_t = -128.6711EX_t^* - 0.003982M2_t - 2555.958RI_t \qquad (3)$$

ونستنتج من الجدول رقم (8) والمعادلة رقم (3) ما يأتي:

- بلغت القيمة الاحتمالية لاختبار (t) لمتغير معدل سعر الصرف (0.000) وهي أصغر من مستوى المعنوية (1%)، مما يثبت أن هناك تأثير معنوي عكسي لمعدل سعر الصرف (EX*) على رصيد الموازنة العامة(PB) في الأجل الطويل وعند مستوى معنوية (1%)، إذ إن ارتفاع معدل سعر الصرف بوحدة واحدة من العملة المحلية في البلدان المختارة بالدراسة فأن ذلك يؤدي إلى انخفاض رصيد الموازنة العامة لهذه البلدان في الأجل الطويل بمقدار (128.6711) مليون دولار، وتتفق هذه النتيجة مع النظرية الاقتصادية التي تبين أن العلاقة بين معدل سعر الصرف ورصيد الموازنة العامة تكون غير مباشرة أو سلبية بشكل عام، وأن الطبيعة الدقيقة لهذه العلاقة يمكن أن تختلف اعتماداً على البنية الاقتصادية للبلد والسياسة النقدية وعوامل أخرى.
- بلغت القيمة الاحتمالية لاختبار (t) لمتغير عرض النقد الواسع (0.024) وهي أصغر من مستوى المعنوية (5%)، مما يثبت أن هناك تأثير معنوي عكسي لعرض النقد الواسع (M2) على رصيد الموازنة العامة (PB) في الأجل الطويل وعند مستوى معنوية (5%)، إذ أن ارتفاع عرض النقد الواسع بمليون دولار في البلدان المختارة بالدراسة فأن ذلك يؤدي إلى انخفاض رصيد الموازنة العامة لهذه البلدان في الأجل الطويل بمقدار (0.003982) مليون دولار (أي 3.982 ألف دولار).
- بلغت القيمة الاحتمالية لاختبار (t) لمتغير سعر الفائدة الحقيقي (0.000) وهي أصغر من مستوى المعنوية (1%)، مما يبين أن هناك تأثير معنوي عكسي لسعر الفائدة الحقيقي (RI) على رصيد الموازنة العامة (PB)في الأجل الطويل وعند مستوى معنوية (1%)، إذ إن زيادة سعر الفائدة الحقيقي بـ (1%) في البلدان المختارة بالدراسة فأن ذلك يؤدي إلى انخفاض رصيد الموازنة العامة لهذه البلدان في الأجل الطويل بمقدار (2555.958) مليون دولار، وتتفق هذه النتيجة مع منطوق النظرية الاقتصادية التي تبين أن سعر الفائدة الحقيقي المنخفض يؤدي إلى تحسن رصيد الموازنة العامة بعد أخذ التضخم بعين الاعتبار، إذ يعد سعر الفائدة الحقيقي عاملاً مهماً في تحديد تكلفة الاقتراض والادخار في الاقتصاد.

تقدير معادلة الأجل القصير: يتبين من الجدول رقم (8) أن معادلة الأجل القصير التي تبين تأثير كل من معدل سعر الصرف، عرض النقد الواسع، وسعر الفائدة الحقيقي على رصيد الموازنة العامة للبلدان المختارة للدراسة للمدة (2000-2023) تأخذ الشكل الآتي:

$$\begin{aligned}\Delta\widehat{PB}_t = {} & -13928.21\Delta EX_t^* - 289.125\Delta EX_{t-1}^* + 12418.74\Delta EX_{t-2}^* \\ & -3572.955\Delta EX_{t-3}^* - 0.1185\Delta M2_t + 0.1588\Delta M2_{t-1} \\ & +0.0749\Delta M2_{t-2} - 0.0245\Delta M2_{t-3} + 1222.213\Delta RI_t \\ & -151.7124\Delta RI_{t-1} + 14.8605\Delta RI_{t-2} + 206.3774\Delta RI_{t-3} \qquad (4)\end{aligned}$$

ونستنتج من الجدول رقم (8) والمعادلة رقم (4) ما يأتي:

- لا يوجد تأثير معنوي لمعدل سعر الصرف على رصيد الموازنة العامة في الأجل القصير، وذلك

استناداً إلى القيم الاحتمالية لاختبار (t)لمعدل سعر الصرف في السنة الحالية وفي السنوات الثلاث السابقة والتي كانت جميعها أكبر من مستوى المعنوية (5%).

- ❖ بلغت القيمة الاحتمالية لاختبار (t) لمتغير عرض النقد الواسع في السنة السابقة (0.011) وهي أصغر من مستوى المعنوية (5%)، مما يدل على أنه لهذا المتغير تأثير معنوي طردي على رصيد الموازنة العامة (PB)في الأجل القصير وعند مستوى معنوية (5%)، إذ إن زيادة المعروض النقدي الواسع بمليون دولار في السنة السابقة للبلدان المختارة بالدراسة فأن ذلك يؤدي إلى زيادة رصيد الموازنة العامة لهذه البلدان في الأجل القصير بمقدار (0.158797) مليون دولار (أي 158.797 ألف دولار)، بينما لم يثبت وجود تأثير معنوي لعرض النقد الواسع على رصيد الموازنة العامة في السنة الحالية والسنتين السابقتين في الأجل القصير للبلدان المختارة بالدراسة.
- ❖ بلغت القيمة الاحتمالية لاختبار (t) لمتغير سعر الفائدة الحقيقي (0.013) وهي أصغر من مستوى المعنوية (5%) مما يبين أن هناك تأثير معنوي طردي لسعر الفائدة الحقيقي (RI) على رصيد الموازنة العامة (PB)للبلدان المختارة بالدراسة في الأجل القصير وعند مستوى معنوية (1%)، إذ إن زيادة سعر الفائدة الحقيقي بـ (1%) في البلدان المختارة بالدراسة فأن ذلك يؤدي إلى زيادة رصيد الموازنة العامة لهذه البلدان في الأجل القصير بمقدار (1222.213) مليون دولار، بينما لم يثبت وجود تأثير معنوي لسعر الفائدة في السنوات الثلاث السابقة على رصيد الموازنة العامة في الأجل القصير للبلدان المختارة بالدراسة.

معامل التكامل المشترك: تقوم فكرة نموذج تصحيح الخطأ على تصحيح الانحراف أو الخطأ في تأثير المتغيرات المستقلة على المتغير التابع بين الأجلين الطويل والقصير، ففي الأجل القصير يحصل عادةً بعض الانحرافات في تأثير متغيرات السياسة النقدية على رصيد الموازنة العامة عما هو يحصل في الأجل الطويل، هذا الانحراف يمكن قياسه من خلال نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model (ECM)، فمن خلال المعادلة رقم (3) فأن نموذج تصحيح الخطأ سيكون:

$$EC_t = PB_t - \{-128.6711EX_t^* - 0.003982M2_t - 2555.958RI_t\} \quad (5)$$

يعرض الجدول رقم (9) نتائج تقدير معامل التكامل المشترك للعلاقة طويلة الأجل بين متغيرات السياسة النقدية ورصيد الموازنة العامة للبلدان المختارة بالدراسة خلال المدة (2000-2023).

جدول (9): معامل نموذج تصحيح الخطأ للعلاقة طويلة الأجل بين متغيرات السياسة النقدية ورصيد الموازنة العامة

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINTEQ01	-0.592393	0.237672	-2.49248*	0.020
% level5* significant at				

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-12.

تؤكد نتائج الجدول رقم (9) وجود علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، أي أن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين كل من معدل سعر الصرف، عرض النقد الواسع، وسعر الفائدة الحقيقي وبين رصيد الموازنة العامة للبدان المختارة بالدراسة، إذ ظهر معامل التكامل المشترك (أو ما يسمى بحد تصحيح الخطأ Error Correction Term (ECT) بقيمة سالبة ومعنوية عند (5%) حيث تقدر قيمته بـ (-0.592393) وهو يشير إلى مقدار التغير في رصيد الموازنة العامة نتيجة انحراف متغيرات السياسة النقدية في الأجل القصير عن قيمها التوازنية في الأجل الطويل

بمقدار وحدة واحدة لكل منها، وأيضاً تعني أن (59%) تقريباً من أخطاء الأجل القصير يمكن تصحيحها في الفترة التالية من أجل العودة إلى الوضع التوازني طويل الأجل، وفي كل سنة سيتم تصحيح ما نسبته (59%) من هذا الانحراف، بالتالي فإن رصيد الموازنة سوف يستغرق ما يقارب عشرين شهراً ليعود إلى قيمته التوازنية في الأجل الطويل بعد آثار الصدمات في متغيرات السياسة النقدية لأن $\frac{1}{0.592393} = 1.69 \cong 20\ months$.

سابعاً. تقدير العلاقات قصيرة الأجل للبلدان المختارة بالدراسة: وبخصوص علاقات النموذج قصيرة الأجل لكل مقطع من المقاطع العرضية (أي كل بلد من البلدان المختارة بالدراسة) فقد كانت نتائج تقديرها من خلال النموذج ARDL (2,4,4,4) كما في أدناه:

ماليزيا: يلاحظ أن نسبة (105%) من الاختلالات التي تحدث في التوازن بين متغيرات السياسة النقدية وبين رصيد الموازنة العامة في فترة ما في دولة ماليزيا يتم تصحيحها بعد سنة تقريباً $\left\{\frac{1}{1.054757} \cong 0.95\right\}$. كما أن هناك أثر معنوي سالب عند مستوى معنوية (1%) لعرض النقد الواسع على رصيد الموازنة العامة في الأجل القصير وأثر معنوي موجب عند مستوى معنوية (1%) لعرض النقد الواسع في السنة الماضية وأثر معنوي سالب عند مستوى معنوية (1%) قبل ثلاث سنوات على الموازنة العامة في الأجل القصير بينما لم يظهر الأثر المعنوي لكل من معدل سعر الصرف وسعر الفائدة الحقيقي على رصيد الموازنة العامة في الأجل القصير.

جدول (10): نتائج تقدير العلاقة قصيرة الأجل لدولة ماليزيا وفقاً لنموذج ARDL (2,4,4,4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINTEQ01	-1.054757	0.232256	-4.54135*	0.020
ΔPB_{t-1}	0.846384	0.138164	6.12594**	0.008
ΔEX_t^*	-39771.12	1.15E+08	-0.00034$^{n.s}$	0.999
ΔEX_{t-1}^*	-2320.772	88115166	-2.63E-05$^{n.s}$	1.000
ΔEX_{t-2}^*	-4232.221	64152266	-6.60E-05$^{n.s}$	1.000
ΔEX_{t-3}^*	-7983.449	19600725	-0.00040$^{n.s}$	0.999
$\Delta M2_t$	-0.284015	0.006152	-46.1675**	0.000
$\Delta M2_{t-1}$	0.211012	0.008618	24.4857**	0.000
$\Delta M2_{t-2}$	-0.007221	0.009889	-0.73023$^{n.s}$	0.518
$\Delta M2_{t-3}$	-0.022961	0.001839	-12.4871**	0.001
ΔRI_t	2135.841	950202.0	0.00224$^{n.s}$	0.998
ΔRI_{t-1}	1205.024	358963.8	0.00335$^{n.s}$	0.997
ΔRI_{t-2}	1233.023	259518.5	0.00475$^{n.s}$	0.996
ΔRI_{t-3}	498.8312	21886.89	0.02279$^{n.s}$	0.983

** significant at the 1% level
* significant at the 5% level
n.s not significant

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-12.

Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.21.72.1.12

تركيا: يلاحظ أن نسبة (26%) من الاختلالات التي تحدث في التوازن بين متغيرات السياسة النقدية وبين رصيد الموازنة العامة في فترة ما في دولة تركيا يتم تصحيحها بعد أكثر من ثلاث سنوات ونصف $\left\{\frac{1}{0.265669} \cong 3.76\right\}$. كما إن هناك أثر معنوي سالب عند مستوى معنوية (1%) لعرض النقد الواسع على رصيد الموازنة العامة في الأجل القصير وأثر معنوي موجب عند مستوى معنوية (1%) لعرض النقد الواسع في السنة الماضية وقبل سنتين، بينما لم يظهر الأثر المعنوي لكل من معدل سعر الصرف وسعر الفائدة الحقيقي على رصيد الموازنة العامة في الأجل القصير.

جدول (11): نتائج تقدير العلاقة قصيرة الأجل لدولة تركيا وفقاً لنموذج ARDL (2,4,4,4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINTEQ01	-0.265669	0.007830	-33.9307**	0.000
ΔPB_{t-1}	0.078037	0.034349	2.27191$^{n.s}$	0.107
ΔEX_t^*	-2021.507	3515741.	-0.00057$^{n.s}$	0.999
ΔEX_{t-1}^*	1422.254	7595565.	0.00018$^{n.s}$	0.999
ΔEX_{t-2}^*	41463.26	1.22E+08	0.00034$^{n.s}$	0.999
ΔEX_{t-3}^*	-2697.361	2.23E+08	-1.21E-05$^{n.s}$	1.000
$\Delta M2_t$	-0.041971	0.001549	-27.0961**	0.000
$\Delta M2_{t-1}$	0.043013	0.002554	16.8397**	0.000
$\Delta M2_{t-2}$	0.085299	0.002503	34.0809**	0.000
$\Delta M2_{t-3}$	0.008643	0.003200	2.70132$^{n.s}$	0.073
ΔRI_t	756.9520	154734.1	0.00489$^{n.s}$	0.996
ΔRI_{t-1}	-1564.599	232097.5	-0.00674$^{n.s}$	0.995
ΔRI_{t-2}	-716.5976	387965.2	-0.00184$^{n.s}$	0.998
ΔRI_{t-3}	-52.59038	109297.0	-0.00048$^{n.s}$	0.999
** significant at the 1% level n.s not significant				

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-12.

تشيلي: يلاحظ أن نسبة (46%) من الاختلالات التي تحدث في التوازن بين متغيرات السياسة النقدية وبين رصيد الموازنة العامة في فترة ما في دولة تشيلي يتم تصحيحها بعد أكثر من سنتين $\left\{\frac{1}{0.456752} \cong 2.19\right\}$. كما أن هناك أثر معنوي سالب عند مستوى معنوية (1%) لعرض النقد الواسع على رصيد الموازنة العامة في الأجل القصير وأثر معنوي موجب عند مستوى معنوية (1%) في السنة الماضية وقبل سنتين، وأثر معنوي سالب عند مستوى معنوية (1%) قبل ثلاث سنوات على رصيد الموازنة العامة في الأجل القصير، بينما لم يظهر الأثر المعنوي لكل من معدل سعر الصرف وسعر الفائدة الحقيقي على رصيد الموازنة العامة في الأجل القصير.

Tikrit Journal of Administrative and Economic Sciences, Vol. 21, No. 72, Part (1): 219-238
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.21.72.1.12

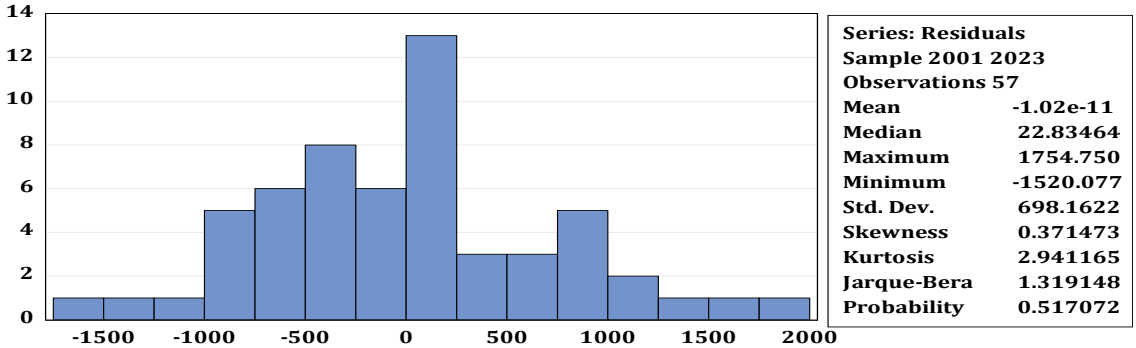
جدول (12): نتائج تقدير العلاقة قصيرة الأجل لدولة تشيلي وفقاً لنموذج ARDL (2,4,4,4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINTEQ01	-0.456752	0.005809	-78.6301**	0.000
ΔPB_{t-1}	-0.681812	0.006574	-103.710**	0.000
ΔEX_t^*	7.986961	226.5270	0.03525$^{n.s}$	0.974
ΔEX_{t-1}^*	31.14302	25.78065	1.20800$^{n.s}$	0.313
ΔEX_{t-2}^*	25.17962	47.69770	0.52790$^{n.s}$	0.634
ΔEX_{t-3}^*	-38.05470	78.48821	-0.48484$^{n.s}$	0.661
$\Delta M2_t$	-0.029381	0.000302	-97.3885**	0.000
$\Delta M2_{t-1}$	0.222365	0.000316	702.968**	0.000
$\Delta M2_{t-2}$	0.146609	0.000717	204.495**	0.000
$\Delta M2_{t-3}$	-0.059161	0.000913	-64.7948**	0.000
ΔRI_t	773.8455	22361.85	0.03460$^{n.s}$	0.974
ΔRI_{t-1}	-95.56169	8933.017	-0.01069$^{n.s}$	0.992
ΔRI_{t-2}	-471.8441	3721.287	-0.12679$^{n.s}$	0.907
ΔRI_{t-3}	172.8912	3100.329	0.05576$^{n.s}$	0.959
** significant at the 1% level n.s not significant				

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-12

ثامناً. الاختبارات التشخيصية للنموذج:

1. **اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي:** الشكل البياني رقم (3) يعرض المدرج التكراري للأخطاء أو البواقي المتولدة من النموذج ARDL (2,4,4,4) لأثر متغيرات السياسة النقدية على رصيد الموازنة العامة للبلدان المختارة بالدراسة، فضلا عن بعض المقاييس ذات الصلة.



شكل (3): التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج ARDL (2,4,4,4) لأثر متغيرات السياسة النقدية على رصيد الموازنة العامة للبلدان المختارة بالدراسة

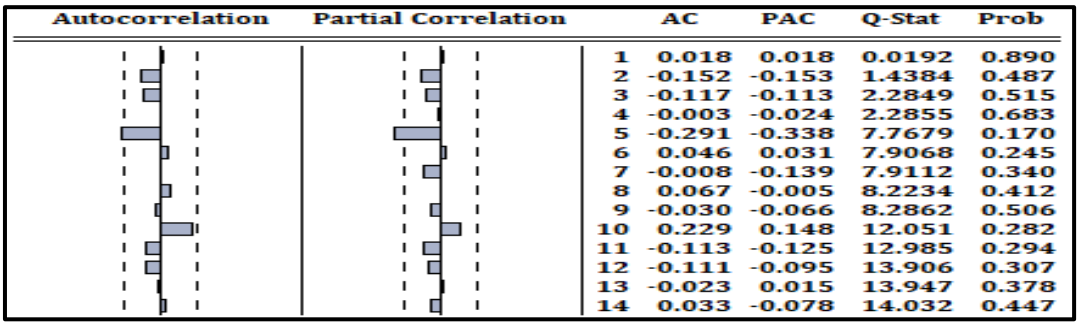
المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-12.

إذ يتبين من الشكل رقم (3) أن القيمة الاحتمالية لاختبار Jarque-Bera بلغت (0.517) وهي أكبر من مستوى المعنوية (5%)، مما يعني أن الاختبار غير معنوي ومن ثم قبول فرضية العدم

وهذا تأكيد على أن البواقي المتولدة من النموذج ARDL (2,4,4,4) تتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط قريب جداً للصفر وانحراف معياري (698.1622).

2. **اختبار خلو النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي:** يعرض الجدول رقم (13) مخطط الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي لبواقي النموذج ARDL (2,4,4,4) الذي يبين أثر متغيرات السياسة النقدية على رصيد الموازنة العامة للبلدان المختارة بالدراسة خلال المدة (2000-2023)، عند استخدام عدد وحدات الإبطاء (14) (عادة تكون بحدود ربع حجم العينة) فإن القيمة التراكمية لإحصائية Q-Stat بلغت حوالي (14.032) وباحتمالية (0.447) وهي أكبر من مستوى المعنوية (5%) مما يعني قبول فرضية العدم، بعدم وجود ارتباط ذاتي بين بواقي النموذج ARDL (2,4,4,4)، كما يلاحظ وقوع جميع قيم الارتباط الذاتي Auto-correlation (AC) وقيم الارتباط الذاتي الجزئي Partial Auto-correlation (PAC) ضمن حدود الثقة لهما.

جدول (13): مخطط الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي لبواقي النموذج ARDL (2,4,4,4)



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.018	0.018	0.0192	0.890
2	-0.152	-0.153	1.4384	0.487
3	-0.117	-0.113	2.2849	0.515
4	-0.003	-0.024	2.2855	0.683
5	-0.291	-0.338	7.7679	0.170
6	0.046	0.031	7.9068	0.245
7	-0.008	-0.139	7.9112	0.340
8	0.067	-0.005	8.2234	0.412
9	-0.030	-0.066	8.2862	0.506
10	0.229	0.148	12.051	0.282
11	-0.113	-0.125	12.985	0.294
12	-0.111	-0.095	13.906	0.307
13	-0.023	0.015	13.947	0.378
14	0.033	-0.078	14.032	0.447

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-12.

3. **تجانس تباين بواقي النموذج:** يبين الجدول رقم (14) نتائج اختبار عدم تجانس التباين المشروط بالارتباط الذاتي Auto-Regressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH) لبواقي النموذج ARDL (2,4,4,4) الذي يبين أثر متغيرات السياسة النقدية على رصيد الموازنة العامة للبلدان المختارة بالدراسة للمدة (2000-2023).

جدول (14): نتائج اختبار ARCH لعدم تجانس تباين بواقي النموذج ARDL (2,4,4,4)

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	.512930	Prob. F(1,52)	0.477
Obs*R-squared	0.52747	Prob. Chi-Square(1)	0.984

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-12.

تؤكد نتائج الجدول رقم (14) قبول فرضية العدم المتضمنة تجانس تباين بواقي النموذج ARDL (2,4,4,4) وذلك على ضوء القيم الاحتمالية لكل من إحصائيتي F و χ^2 اختبار ARCH واللتان هما أكبر من مستوى المعنوية (5%).

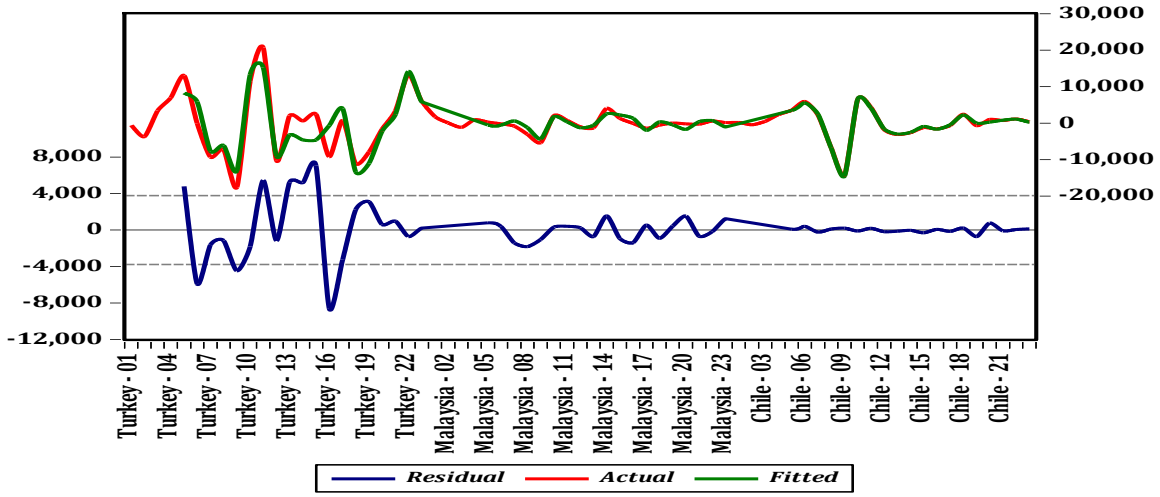
4. **الارتباط الخطي المتعدد:** يبين الجدول رقم (15) قيم معامل تضخم التباين (VIF) لمتغيرات السياسة النقدية، إذ يلاحظ من الجدول أن قيم معامل تضخم التباين (VIF) لمتغيرات السياسة النقدية (: *EXمعدل سعر الصرف، M2: عرض النقد الواسع وRI:سعر الفائدة الحقيقي) كانت أصغر من (10) مما يشير إلى عدم تضمن النموذج ARDL(2,4,4,4) على مشكلة الارتباط الخطي المتعدد.

جدول (15): قيم VIF للمتغيرات المستقلة لنموذج ARDL (2,4,4,4)

Variable	EX*	M2	RI
VIF	1.003	1.011	1.008

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-12.

تاسعاً. جودة النموذج المقدر: بناءً على نتائج تقدير النموذج ARDL (2,4,4,4) المبينة بالجدول رقم (8) والذي يوضح ارتفاع معنوية النموذج من خلال المعايير: إحصاءة الاختبار F=417.1363، معامل التحديد R^2=98%ومعامل التحديد المصحح $\overline{R}^2$=97%، بالإضافة إلى خلوه من مشكلات النماذج القياسية، يدل على جودة النموذج المقدر في تفسير العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية (معدل سعر الصرف، عرض النقد الواسع، سعر الفائدة الحقيقي) وبين رصيد الموازنة العامة لبلدان (ماليزيا، تركيا، تشيلي)، ويوضح الشكل (4) التقارب الكبير بين منحنيي رصيد الموازنة الفعلي (actual)(المنحنى باللون الأحمر) ورصيد الموازنة المتنبأ به (fitted) من خلال النموذج ARDL (2,4,4,4) (المنحنى باللون الأخضر)، فضلا عن منحنى الأخطاء أو البواقي (residuals)(المنحنى باللون الأزرق) والذي يمثل الفرق ما بين القيم الفعلية والمتنبأ بها المتناظرة لرصيد الموازنة العامة والذي انحصرت قيمه بين أصغر رصيد للموازنة (عجز) (8,628) مليون دولار، وأكبر رصيد للموازنة (فائض) (7,060) مليون دولار.



شكل (4): رصيد الموازنة الفعلي والمتنبأ به من خلال النموذج ARDL (2,4,4,4) للبلدان المختارة بالدراسة

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-12

عاشراً. اختبار العلاقة السببية لجرانجر (Granger Causality Test): يعرض الجدول رقم (16) نتائج اختبار السببية طويلة الأجل لجرانجر Granger بين متغيرات السياسة النقدية (معدل سعر الصرف، عرض النقد الواسع، سعر الفائدة الحقيقي) وبين رصيد الموازنة العامة للبلدان المختارة بالدراسة للمدة (2000-2023)، إذ يتبين من الجدول واستناداً إلى القيم الاحتمالية لاختبار (F) للعلاقات السببية الواردة بالجدول أدناه والتي هي أصغر من مستوى المعنوية (5%) وجود علاقة سببية طويلة الأجل وباتجاهين بين (PB) و(RI) وهذا يعني أن رصيد الموازنة وسعر الفائدة الحقيقي لبلدان (ماليزيا، تركيا، تشيلي) كل منهما يسبب الآخر في الأجل الطويل وعند مستوى معنوية (5%).

جدول (16): نتائج اختبار Granger للعلاقة السببية طويلة الأجل بين متغيرات السياسة النقدية ورصيد الموازنة العامة للبلدان المختارة بالدراسة للمدة (2000-2023)

Pairwise Granger Causality Tests Sample: 2000 2023 Lags: 2			
Null Hypothesis:	**F-Statistic**	**Prob.**	**Direction of Causality**
does not Granger Cause PBEX*	0.0611$^{n.s}$	0.940	Not exist
does not Granger Cause EX*PB	0.0054$^{n.s}$	0.994	Not exist
does not Granger Cause PBM2	2.0519$^{n.s}$	0.137	Not exist
does not Granger Cause M2PB	2.2493$^{n.s}$	0.114	Not exist
does not Granger Cause PBRI	3.8842*	0.025	RI ⟹ PB
does not Granger Cause RIPB	8.832**	0.000	PB ⟹ RI
** significant at the 1% level * significant at the 5% level n.s not significant			

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-12.

تظهر العلاقة السببية المتبادلة بين سعر الفائدة الحقيقي (RI) ورصيد الموازنة العامة (PB) في الأجل الطويل أن كلاً منهما يسبب في الآخر، فارتفاع سعر الفائدة الحقيقي يزيد كلفة الاقتراض الحكومي ما يؤدي إلى اتساع العجز، في المقابل يعد العجز المستمر في الموازنة العامة مؤشراً تضخمياً يدفع الأسواق لتوقع ارتفاع أسعار الفائدة مستقبلاً، خاصة إذا تدخل البنك المركزي للسيطرة على التضخم، أما باقي العلاقات السببية بين متغيرات السياسة النقدية ورصيد الموازنة الواردة في الجدول رقم (16)، فقد كانت غير معنوية لعدم تجاوزها مستوى المعنوية (5%).

الاستنتاجات والتوصيات

اولاً. الاستنتاجات:

1. ملائمة نموذج الانحدار الذاتي للتباطؤ الزمني الموّزع لبيان دور السياسة النقدية في معالجة عجز الموازنة العامة لبلدان (ماليزيا، تركيا، تشيلي) خلال المدة (2000-2023)، وذلك في الأجلين الطويل والقصير، حيث كانت لهذا النموذج قدرة تفسيرية جيدة فضلاً عن تجاوزه لكافة الاختبارات القياسية التشخيصية.
2. هناك تكامل مشترك بين أدوات السياسة النقدية (معدل سعر الصرف، عرض النقد الواسع، وسعر الفائدة الحقيقي) وبين رصيد الموازنة العامة للبلدان المختارة، وأظهر التحليل القياسي أن هناك على أكثر من علاقتين توازنيتين طويلتي الأجل بين أدوات السياسة النقدية ورصيد الموازنة العامة، ولكي تؤدي أدوات السياسة النقدية دورها الطبيعي في معالجة عجز الموازنة فإنها تحتاج إلى سنة وثمانية أشهر تقريباً لبلدان الدراسة بصورة عامة (سنة لماليزيا، ثلاث سنوات وستة أشهر لتركيا، وسنتان وأربعة أشهر لتشيلي) وذلك بسبب انحرافات أدوات السياسة النقدية في الأجل القصير عن قيمها التوازنية في الأجل الطويل.
3. يرتبط معدل سعر الصرف بعلاقة طردية ومعنوية برصيد الموازنة العامة، ويرتبط عرض النقد الواسع بعلاقة عكسية ومعنوية برصيد الموازنة العامة، أما سعر الفائدة الحقيقي فقد كانت علاقته عكسية ومعنوية برصيد الموازنة العامة.

4. وجود علاقة سببية طويلة الأجل باتجاهين بين رصيد الموازنة العامة وسعر الفائدة الحقيقي في لبلدان (ماليزيا، تركيا، تشيلي) حيث يؤدي ارتفاع أسعار الفائدة إلى زيادة كلفة الاقتراض ومن ثم تفاقم العجز، في حين أن العجز المستمر قد يثير توقعات تضخمية ترفع أسعار الفائدة مستقبلاً، خصوصاً إذا تدخل البنك المركزي لكبح التضخم.
5. تتباين أدوار أدوات السياسة النقدية في معالجة اختلال عجز الموازنة العامة للبلدان المختارة بالدراسة ففي الأجل الطويل، كان لسعر الفائدة الحقيقي الدور الأكبر في ذلك، يليه دور معدل سعر الصرف، ثم دور عرض النقد الواسع، أما في الأجل القصير فإن سعر الفائدة الحقيقي هي الأداة الوحيدة التي يمكن التعويل عليها في معالجة اختلال عجز الموازنة.

ثانياً. التوصيات:

1. ضبط أسعار الفائدة الحقيقية ضمن مستويات متوازنة لتقليل كلفة الاقتراض الحكومي، ما يسهم في تخفيف الضغط على الموازنة العامة.
2. تحقيق استقرار سعر الصرف لدعم الصادرات والحد من كلفة الاستيراد، بما ينعكس إيجاباً على الإيرادات العامة وتحسين وضع الموازنة.
3. التحكم في عرض النقد بما يتلاءم مع متطلبات النشاط الاقتصادي لتفادي الآثار التضخمية التي تؤدي إلى تفاقم العجز المالي.
4. ضرورة تنسيق السياسة النقدية مع السياسة المالية لضمان تحقيق الاستقرار المالي وتقليص عجز الموازنة بشكل فعال ومستدام.

المصادر

اولاً. المصادر العربية:

1. حسين، رحيم، 2010، النقد والسياسة النقدية في إطار الفكرين الإسلامي والغربي، دار المناهج للنشر والتوزيع، الطلعة الأولى، عمان، الأردن.
2. أبو شرار، علي عبد الفتاح، 2019، الاقتصاد الدولي نظريات وسياسات، دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة، الطبعة السادسة، عمان، الأردن.
3. خليل، رغد حقي، غيدان، جليل كامل، 2022، تحليل العلاقة بين قنوات السياسة النقدية وعجز الموازنة العامة في العراق للمدة (2004-2017)، المجلة العراقية للعلوم الاقتصادية، جامعة واسط، المجلد 20، العدد 72، العراق.
4. والي، صابرين عدنان، كاظم، ايمان علاء، 2020، أثر تقلبات سعر الصرف في الموازنة العامة للعراق حالة دراسة للمدة (2004-2018)، مجلة حمورابي، جامعة الكوفة، المجلد 8، العدد 35.

ثانياً. المصادر الأجنبية:

1. Labonte, M. (2020) Monetary Policy and the Federal Reserve: Current Policy and Conditions, Congressional Research Service, RL30354.
2. al-Rubaie, Q. L. A., & Ahmed, A. S. (2023). Measuring and analyzing the repercussions of public debt in financing the general budget deficit for the iraqi economy after 2003 using the (Eviews) program. Materials Today: Proceedings, 80, 3144-3154.
3. Salter, A. W. (2014). An introduction to monetary policy rules.
4. Ekomabasi, A., & Ekong, C. N. (2023). Fiscal Deficits and Inflation in Nigeria. Int. J. Acad. Account. Financ. Manag. Res, 7, 42-58.