Tikrit Journal of Administrative and Economic Sciences, (30/6/2022); Vol. 18, No. 59, Part (1): 382-405
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.18.58.1.21

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

Estimation and Testing of the Fiscal Reaction Function in Selected Arab Countries using the Autoregressive Distributed Lags (ARDL) Approach

Lecturer Dr. Helmy Ibraheem Menshad
College of Administration and Economics
Misan University
Helmy_IbraheemMenshed@uomisan.edu.iq

Abstract

The main aim of this paper is to assess the fiscal sustainability in Iraq, Egypt, and Jordan by estimating the fiscal reaction function. To show the extent to which fiscal policy interacts in these countries by taking corrective measures in adjusting the primary balance of the public budget towards developments in the public debt, government spending gap and the output gap. Using the Autoregressive Distributed Lags (ARDL) Approach, the empirical results indicated the response of the fiscal policy in Iraq to the developments that occurred in the levels of public debt, and thus provide evidence of the existence of the fiscal sustainability, but the fiscal policy in Iraq did not take the necessary and countermeasures of the economic cycle. As for Egypt, the results indicated that there is a weak response by the fiscal policy in the face of debt challenges, or that is on the path of fiscal sustainability, but slowly. In Jordan, I concluded that the long-term equilibrium relationship between the primary balance of the public budget and the levels of the public debt has not been achieved, and thus there is no evidence of the Jordanian economy's progress towards fiscal sustainability.

Keywords: Fiscal reaction function, Fiscal sustainability, public debt, Primary surplus, Output gap, ARDL model.

تقدير واختبار دالة رد الفعل المالي في بلدان عربية مختارة باستخدام نهج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL)

م.د. حلمي إبراهيم منشد
كلية الإدارة والاقتصاد
جامعة ميسان

المستخلص

إن الهدف الرئيسي لهذه الورقة هو تقييم الاستدامة المالية في كل من العراق ومصر والأردن بتقدير دالة رد الفعل المالي لبيان مدى تفاعل السياسة المالية في هذه البلدان باتخاذها التدابير التصحيحية في تعديل الرصيد الأساسي للموازنة العامة تجاه التطورات التي تحصل في

Tikrit Journal of Administrative and Economic Sciences, (30/6/2022); Vol. 18, No. 59, Part (1): 382-405
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.18.58.1.21

الدين العام وفجوة الإنفاق الحكومي وفجوة الناتج. وذلك باستخدام نهج الإنحدار الذاتي ذو الفجوات الزمنية الموزعة، وكانت النتائج التجريبية تشير إلى استجابة السياسة المالية في العراق الى التطورات التي حصلت في مستويات الدين العام، وبالتالي توفر الدليل على تحقق الاستدامة المالية في العراق، إلا أن السياسة المالية في العراق لم تتخذ التدابير اللازمة والمضادة لتقبات الدورة الأقتصادية. أما في مصر، فكانت النتائج تشير إلى وجود استجابة ضعيفة من قبل السياسة المالية في مواجهة تحديات الديون، أو أنها سالكة في مسار الاستدامة المالية لكنها بصورة بطيئة. وفي الأردن توصل الباحث إلى عدم تحقق العلاقة التوازنية طويلة المدى بين الرصيد الأساسي للموازنة العامة ومستويات الدين العام، وبالتالي عدم توفر الدليل على سير الاقتصاد الأردني نحو الاستدامة المالية.

الكلمات المفتاحية: دالة رد الفعل المالي، الاستدامة المالية، الدين العام، الرصيد الأساسي، فجوة الناتج، نموذج ARDL.

١. المقدمة

أستمر النقاش الفكري بين الكينزيين والنقوديين عقود عدة من الزمن حول دور السياسات النقدية والمالية في دعم النشاط الاقتصادي والنمو. وبصورة عامة يرى الكينزيون بأن دور السياسة النقدية أقل أهمية من السياسة المالية بينما يرى اقتصاديو المدرسة النقودية أن السياسة النقدية أكثر فاعلية وأسرع في تأثيرها على النشاط والنمو الاقتصادي. وفي وقتنا المعاصر تم التعرف بشكل أكثر على الأدوار التي تلعبها كل من السياسات النقدية والمالية في دعم النمو والاستقرار الاقتصادي.

فتؤثر متغيرات السياسة المالية تأثيراً هاماً على النشاط الاقتصادي وعلى تطور الدورة الاقتصادية. إذ أن تطبيق الضرائب والإعانات لها تأثيرات مختلفة على الإنتاج والاستهلاك الخاص، وبالمثل يمكن استخدام الإنفاق الحكومي لتلبية المطالب الاجتماعية وتحسين الظروف المعيشية لغالبية السكان، وللاستثمارات العامة آثاراً مضاعفة في مختلف القطاعات الاقتصادية مما يؤدي الى تحفيز الاستثمار الخاص.

إلا أن الحكومات عند إعدادها للموازنة العامة تواجه بشكل مستمر قيوداً على الموازنة، ويرجع ذلك إلى القدرة على توليد الإيرادات العامة اللازمة لتغطية النفقات التشغيلية والاستثمار في الأنشطة الإنتاجية والبنية التحتية. وتترجم هذه العلاقة بين الإيرادات والنفقات العامة إلى رصيد مالي يتمثل بفائض الموازنة أو العجز في الموازنة (Hamilton and Flavin, 1986) و(Quintos, 1995). وبصورة عامة، يتم اللجوء لاستخدام الدين العام للتعويض عن ضعف الإيرادات العامة وبالتالي فإن تطور الدين العام هو نتيجة للعجوزات السابقة في الميزانية، أي أنه يزيد أو ينقص اعتماداً على المتطلبات المالية الحالية (Bohn, 1998).

إن حدوث العجوزات المستمرة في الموازنة العامة للدولة يؤدي إلى آثار سلبية على الادخار والاستثمار، وبالتالي على قدرة الاقتصاد على النمو في المدى الطويل. ومن الموضوعات التي نالت أهمية كبيرة في الدراسات التجريبية في مجال السياسة المالية، هو تحديد ما أذا كان بإمكان الحكومة الاستمرار في العجز مالي إلى أجل غير مسمى وإعادة تمويله عن طريق الدين العام دون أي قيود (Debrun, et al., 2019). وبالتالي فإن الاستدامة طويلة الأجل للسياسة المالية متحققة إذا كانت القيمة الحالية للأرصدة المالية المتوقعة في المستقبل مساوية لقيمة

إجمالي الدين العام، عندها ستميل القيمة الحالية للديون إلى الصفر بمرور الوقت (Hamilton and Flavin, 1986) و(Uctum, Thurston and Uctum, 2006). وبهذا المعنى يمكن أن نفهم الاستدامة المالية في المدى البعيد على أنها مسار الفائض الأساسي للموازنة العامة الذي يتوافق مع نسبة الدين العام من الناتج المحلي الإجمالي المستقرة نسبياً.

لقد أظهرت عدد من الدراسات الاقتصادية على المستوى الدولي، أن الأزمة المالية العالمية لسنة 2008 قد ولدت تدهوراً في الوضع المالي وزيادة في مستويات الدين العام سواء في البلدان المتقدمة أو البلدان النامية، وهذا مما أثار مخاوف جدية بشأن الاستدامة المالية وتأثيرها على الوضع الاقتصادي وعلى الأسواق المالية وسط أزمة الديون السيادية في الكثير من البلدان. من تلك الدراسات (Woo and Kumar, 2015) التي لاحظت وصول الدين العام إلى حوالي (107%) من الناتج المحلي الإجمالي في الاقتصادات المتقدمة سنة 2013، وهو أعلى مستوى له منذ 50 عاماً. كما قدّرت (Furceri and Zdzienicka, 2012) في وقتها إن الأزمة المالية الدولية ستؤدي إلى زيادة في نسبة الدين العام من الناتج المحلي الإجمالي تصل إلى 37 نقطة مئوية في السنوات العشر المقبلة. من جانبها أفادت (Tagkalakis, 2013) أن الأزمة المالية أدت الى حدوث زيادة في نسبة رصيد الدين العام من (2.7%) الى (4%) من الناتج المحلي الإجمالي كمتوسط سنوي في بلدان منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية OECD، كما ولدت ضغوطاً على الفائض الأساسي في الموازنة العامة لتلك الدول بانخفاضه نحو (2.6%) من الناتج المحلي الإجمالي سنوياً.

مشكلة البحث: في ظل استمرار وتزايد العجز المالي في الموازنة العامة للكثير من البلدان النامية ومنها البلدان العربية محل الدراسة واللجوء للاستدانة تتزايد أعباء خدمة الدين العام وتتراكم المديونية، التي بدورها تولد آثاراً سلبية في قدرة الاقتصاد على النمو وفي تلبية متطلبات التنمية الاقتصادية في القطاعات الإنتاجية والاستثمار في البنية التحتية، خاصة بعد أن أصبح الدين العام ينمو بمعدلات أكبر من معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي، وهذا مما يثير المخاوف بشأن قدرة هذه البلدان على الوفاء بالتزاماتها المالية وسداد ديونها في المستقبل.

أهمية البحث: تنبع أهمية البحث من خلال:

١. أهمية موضوع الاستدامة المالية وما تشكله من هدف تسعى إلى تحقيقه الكثير من بلدان العالم.
٢. استخدام نهج حديث نسبياً في تقييم الاستدامة المالية، والمتمثل بتقدير دالة رد الفعل المالي التي تأخذ بنظر الاعتبار قياس مدى استجابة السياسة المالية للتقلبات في فجوة الناتج وفجوة الإنفاق الحكومي، فضلا عن التغيرات في رصيد الدين العام.
٣. استخدام أحد الأساليب القياسية المتقدمة والحديثة نسبياً في تقدير دالة رد الفعل المالي، والمتمثل بنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL model).

فرضية البحث: تتلخص فرضية البحث بنقطتين:

١. إن السياسات المالية في العراق ومصر والأردن تتفاعل مع تزايد رصيد الدين العام من خلال سعي السلطات المالية على تكوين وزيادة الفائض الأساسي في الموازنة العامة بشكل يمنع من تفاقم الديون في المستقبل.
٢. إن السلوك الدوري للسياسات المالية في هذه البلدان العربية الثلاثة هو سلوكاً معاكساً للتقلبات في الدورة الاقتصادية.

هدف البحث: إن الهدف الرئيسي للبحث هو تقدير دالة رد الفعل المالي في كل من العراق ومصر والأردن باستخدام بيانات سنوية للوقوف على مدى استجابة السياسة المالية للتطورات التي تحصل في رصيد الدين العام ولرصد طبيعة تفاعلها مع فجوة الإنفاق الحكومي وفجوة الناتج، وذلك لتقييم الاستدامة المالية في هذه البلدان وتحديد طبيعة سلوكها المالي تجاه التقلبات في الدورة الاقتصادية.

حدود البحث:

١. الحدود الزمانية للبحث: هي السنوات (2004-2020).
٢. الحدود المكانية للبحث: ثلاثة بلدان عربية هي العراق ومصر والأردن.

هيكلية البحث: للوصول إلى هدف البحث تم تقسيم البحث إلى ستة أقسام، بعد المقدمة تناول القسم الثاني منه الأطار النظري الذي ركز على مفهوم الاستدامة المالية ودالة رد الفعل المالي كنهج حديث في تقييم الاستدامة المالية. أما القسم الثالث فقد تضمن التحليل الوصفي لمسار الدين العام في كل من العراق ومصر والأردن. وجاء القسم الرابع من البحث ليتناول الإطار العملي للبحث، إذ تضمن توصيف النموذج القياسي المستخدم والبيانات ومصادرها. وبعد ذلك تناول الباحث في القسم الخامس من البحث النتائج التطبيقية في تقدير واختبار النموذج. أما القسم الأخير فقد خصص للاستنتاجات والمقترحات.

٢. الإطار النظري: دالة رد الفعل المالي والاستدامة المالية:

٢-١. مفهوم الاستدامة المالية: كانت وما زالت الاستدامة المالية من المواضيع التي نوقشت على نطاق واسع في الادبيات الاقتصادية من دون أن يكون لها مفهوماً دقيقاً حتى يومنا هذا.

فعرف صندوق النقد الدولي في مذكرته الإرشادية (IMF, 2013: 4)، الاستدامة المالية على أنها قدرة الحكومة في الوفاء بالتزاماتها المالية الحالية والمستقبلية دون اللجوء إلى سياسات غير مجدية تهدد ملائمتها المالية.

أما (Blanchard, et al., 1990: 11) فحدد مفهوم الاستدامة المالية على أنها الوضع الذي تكون فيه الحكومة قادرة على تنفيذ سياسة مالية على المدى البعيد لا تتجه نحو تراكم الديون، وإن الشرط الضروري لهذه الاستدامة المالية طويلة الأجل هو أن تكون القيمة الحالية للفوائض الأساسية المستقبلية في الميزانية العامة كافية لسداد الرصيد الحالي للدين العام.

٢-٢. دالة رد الفعل المالي في تقييم الاستدامة المالية (نهج Bohn): قدمت الدراسات الاقتصادية التجريبية طرقاً مختلفة في تقييم الاستدامة المالية، فمنها وبدءاً من الدراسات الرائدة في هذا المجال مثل (Hamilton and Flavin, 1986: 815-816) و (Wilcox D. W., 1989: 301-305) و(Trehan and Walsh, 1991: 218-221) قامت بتحليل الخصائص الديناميكية طويلة المدى للدين العام والعجز المالي والايرادات والنفقات الحكومية وتحديد رتبة تكامل السلاسل الزمنية لها بالاعتماد على اختبارات الاستقرارية (Stationarity) على اعتبار أن السلاسل الزمنية للديون الساكنة أو المتكاملة برتبة منخفضة تتفق مع شروط الاستدامة المالية (Bystrov and Mackiewicz, 2020: 438). ودراسات أخرى مثل (Hakkio and Rush, 1991: 433-441) و(Tanner and Liu, 1994: 514-516) و(Ahmed and Rogers, 1995: 358-364) فضلا عن اختبارات الاستقرارية اعتمدت في تحليل وتقييم الاستدامة المالية على اختبارات تناظر التكامل (Cointegration) وتقدير نموذج تصحيح الخطأ (VECM) لكل من أجمالي الإيرادات الحكومية وأجمالي النفقات الحكومية بالقيم

الحقيقية لاستقصاء وجود علاقة توازنية طويلة المدى بين هذين المتغيرين للاستدلال على تحقق الاستدامة المالية.

أما بون (Bohn, H., 1998: 950-957) أقترح نهجاً بديلاً في تقييم استدامة الدين العام تميّزَ تدريجياً باتجاه آخر في الأدبيات الخاصة بالتحليل التجريبي عن هذا الموضوع، وذلك بعد أن وجه انتقاده للنُهَج السابقة التي ترتكز في تقييمها للاستدامة على تحليل السلاسل الزمنية رغم انطلاق معادلات تلك النُهَج من قيود الميزانية المؤقتة (IBC)والتي صيغَت رياضياً بشكل صحيح إلا أنها محدودة للغاية وغير كافية ولا يمكن الاعتماد عليها فقط في تقييم الاستدامة المالية، خاصة وأنها لا تبين بشكل صريح مدى استجابة السياسة المالية للتغيرات التي تحصل في رصيد الدين العام.

وفي ورقته (Bohn, 2005: 6-9) قام Bohn بمراجعة شروط الاستدامة المقترحة في النُهج السابقة وهي الشرط العرضي Transversality Condition (TC) وشرط الامتثال لقيود الميزانية المؤقتة Intertemporal Budget Constraint (IBC) وتوصل إلى أنها في الواقع شروط خاصة لتحقيق الاستدامة وسماها الاستدامة المخصصة (Ad Hoc Sustainability) وعرفها بأن السياسة المالية تحقق الاستدامة المخصصة إذا كانت على مسار بحيث تكون القيمة الحالية المتوقعة للفوائض الأساسية المستقبلية معادلة لرصيد الدين الأولي. وأستنتج بأن السلسلة المالية التي لم يتم قياسها كنسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي مظللة في سياق اختبار جذر الوحدة، وأنه لا يوجد دليل موثوق على كفاية اختبار جذر الوحدة في نسبة الدين العام والعجز المالي إلى GDP للاستدلال على تحقق الاستدامة المالية. وضمن هذا الإطار يبدو أن تثبيت نسبة الدين إلى GDP ليس شرطاً ضرورياً للاستدامة (Lame, et al., 2014: 623-624).

كذلك قدم Bohn (Bohn, 2007: 1844-1845) في ورقته الموسومة "هل الإستقرارية وتناظر التكامل ضروريان حقاً لقيود الميزانية المؤقتة؟" دليلاً على ادعائه أنه عندما تكون السلسلة الزمنية للدين العام متكاملة من الرتبة m لكل $m \geq 0$ فإن تلك السلسلة الزمنية تفي بشرط العرضية، أي أن الدين العام والإيرادات العامة والنفقات العامة تفي بقيود الميزانية المؤقتة. وفي هذا الصدد، يوضح (Bohn, 2007: 1841) على أن جميع النُهَج القياسية السابقة التي أُستُخدمت في الأدبيات كطرق لتقييم الاستدامة المالية ما هي في الواقع إلا حالات خاصة للاستدامة أطلق عليها شرط العرضية (TC)، وعندها يكون مفهوم الاستدامة متوافقاً مع السلسة الزمنية للديون المتكاملة بغض النظر عن رتبة تكاملها. لذلك سواء كان الدين العام ساكناً بالمستوى $D_t \sim I(0)$ كما هو الحال في (Hamilton and Flavin, 1986: 815)، أو متكامل من الرتبة الأولى وفرقه الأول ساكناً $D_t \sim I(1)$ و$\Delta D_t \sim I(0)$ كما في (Trehan and Walsh, 1988: 437)، أو عندما يكون متكاملاً من الرتبة الثانية $D_t \sim I(2)$ وفرقه الأول متكامل من الرتبة الأولى $\Delta D_t \sim I(1)$ كما في (Quintos, 1995: 414)، ليس ضرورياً للاستدامة المالية. ومن هذه النتيجة التي توصل اليها Bohn تصبح اختبارات جذر الوحدة المستخدمة في المقالات الثلاث المذكورة مؤخراً غير كافية للاستدلال أن مسار الدين غير مستدام.

علاوة على ذلك، يوضح (Bohn, 2007: 1842) أن وجود علاقة تناظر التكامل Cointegration بين الإيرادات العامة T_t وأجمالي النفقات العامة (بما في ذلك الفوائد على

الديون) G_t ليس شرطاً ضرورياً لتحقق الاستدامة المالية أيضاً. في الواقع كما أوضح (Lame, et al., 2014: 622) أذا كانت الإيرادات العامة ممثلة بسلسلة زمنية متكاملة من الرتبة الأولى m_1 والسلسلة الزمنية للنفقات العامة متكاملة من الرتبة الثانية m_2، حيث لا يتم تمثيل هاتين السلسلتين بتناظر التكامل فأن رتبة تكامل سلسلة الدين العام ستكون m وأن $m \leq max(m_1, m_2) + 1$ مما يضمن أن شرط العرضية للاستدامة المخصصة (TC ad hoc) متحقق، أي أن الاستدامة المالية موجودة (على الأقل بشكل ضعيف). وبالتالي فإن الشروط التي غالبا ما يتم اختبارها في الأدبيات المالية هي فقط شروط كافية للحفاظ على شرط العرضية لكنها ليست ضرورية للاستدامة المالية. فضلا عن ذلك، فقد برهن (Bohn, 2007: 1843) أن الاختبارات القياسية السابقة (اختبارات جذر الوحدة واختبارات تناظر التكامل) فيها ضعفاً آخراً مرتبطاً باختيار عامل خصم خارجي في قيود الميزانية المؤقتة (IBC).

٢-٢-١. مزايا استخدام دالة رد الفعل المالي في تقييم الاستدامة المالية: يتمتع نهج Bohn في تقييم الاستدامة المالية بالعديد من المزايا مقارنة بالنُهَج الأخرى (Mahdavi, 2014: 1032):

١. على عكس الاختبارات القائمة على شرط العرضية TC، فإن تقدير دالة رد الفعل المالي لا يتطلب افتراضات حول معامل الخصم (مثل معدل الفائدة وكيف يقارن مع معدل النمو الاقتصادي) أي استقلالية معامل الخصم. وتعد هذه الاستقلالية ميزة مهمة في هذا النهج خاصة وأن معدل الفائدة ومعدل النمو يختلفان عبر الحكومات المحلية فضلاً عن اختلافهما عبر الزمن (كما هو الحال في الولايات المتحدة الأمريكية).

٢. لا يتطلب الاختبار معرفة محددة بالسياسة المالية وسياسة إدارة الدين، لأنه يركز على ما أذا كانت نتائج تلك السياسات متوافقة مع الاستدامة المالية أم لا.

٣. يتلائم هذا الاختبار مع اقتصاد يتميز بتجنب المقرضين للمخاطرة وعدم اليقين.

٤. يكون هذا الاختبار أكثر تميزاً من الاختبارات القائمة على التكامل وتناظر التكامل Cointegration لقيود الميزانية المؤقتة (IBC) والتي قد تؤدي إلى نتائج مظللة. فعلى سبيل المثال الحالة التي ينمو فيها الدين بمعدل أسرع من معدل الفائدة يُنتَهك فيها الشرط العرضي TC ولكنها سياسة مستدامة طالما أن معدل نمو الدين أقل من معدل نمو الناتج. وهذا ما أشار اليه (Bohn, 1998: 957; 2005: 5) عن الحال في الولايات المتحدة الأمريكية، فقد استغلت الولايات المتحدة معدلات الفائدة المنخفضة نسبياً وعوائد النمو الاقتصادي لتحقيق عجز مالي أساسي في الميزانية بالمتوسط مع الحفاظ على نسبة دين إلى الناتج مستقرة على مدى فترات زمنية طويلة إلى حد ما. فضلاً عن عدم ضرورة ارتباط جميع السياسات المالية غير المستدامة بمعدل انفجاري للديون الى الناتج، وهذا مما يؤكد على أن نسبة الدين المستقرة ليست دليلاً مُقنعَاً على الاستدامة.

٥. بالمقارنة مع النُهَج، لا تكمن ميزة نهج Bohn فقط في إدخال متغير نسبة الدين العام في معادلة الرصيد الأساسي للميزانية العامة، بل يكتسب معامل متغير الدين أهمية حاسمة في اختبار الاستدامة المالية.

٢-٢-٢. تحليل وتطور دالة رد الفعل المالي: مما سبق يتضح أن الاقتصادي Bohn في دراسته لموضوع الاستدامة المالية ومن خلال سلسلة من المقالات (Bohn, 1998, 2005, 2007) قدم لنا

Tikrit Journal of Administrative and Economic Sciences, (30/6/2022); Vol. 18, No. 59, Part (1): 382-405
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.18.58.1.21

نهجاً أكثر مرونة في تقييم هذا الموضوع مقارنةً بالنُهَجْ السابقة، يعتمد على إنشاء علاقة ارتباط بين الرصيد الأساسي للميزانية العامة والدين العام. وكنقطة انطلاق لهذا النهج المتمثل بتقدير واختبار دالة رد الفعل المالي في تقييم الاستدامة المالية، يبدأ (Bohn, 1998: 951) بمعادلة الميزانية الآتية:

$$D_t = D_{t-1} + i_t D_t - B_t \qquad (1)$$

حيث ان D_t تشير الى مستوى الدين العام في الفترة t، و i معدل الفائدة الإسمي على السندات الحكومية، وB_t الرصيد المالي الأساسي للميزانية العامة (الإيرادات العامة T_t مطروحاً منها أجمالي النفقات العامة باستثناء مدفوعات الفائدة G_t) الذي قد يكون في حالة (+ فائض أو – عجز).

تنص المعادلة رقم (1) على أن المستوى الحالي للدين العام يعتمد على قيمته في الفترة السابقة فضلا عن مدفوعات الفائدة على الدين مطروحاً منها الرصيد الأساسي للميزانية في الفترة الحالية، وعندما يكون الرصيد الأساسي في حالة عجز (فائض) يرتفع مستوى المديونية (ينخفض). علاوة على ذلك يوضح Bohn أنه في اقتصاد متنام، من المفيد أن نكتب معادلة الميزانية هذه بالشكل الذي يتم فيه قياس المتغيرات كنسبة الى الناتج المحلي الإجمالي GDP على النحو الآتي:

$$\left(D/Y\right)_t = \left(D/Y\right)_{t-1} + \left(\frac{r_t - g_t}{1+g_t}\right)\left(D/Y\right)_t - \left(B/Y\right)_t \qquad (2)$$

إذ تشير r سعر الفائدة الحقيقي، g معدل النمو الاقتصادي الحقيقي، و Y الناتج المحلي الإجمالي GDP بالقيم الأسمية. ويمكن أعادة كتابة المعادلة رقم(2) بالشكل الآتي:

$$\Delta\left(D/Y\right)_t = \left(\frac{r_t - g_t}{1+g_t}\right)\left(D/Y\right)_t - \left(B/Y\right)_t \qquad (3)$$

يتم تعريف التعبير $\left(\frac{r_t - g_t}{1+g_t}\right)$ على أنه معدل الفائدة الحقيقي المكيف لمعدل نمو الناتج الحقيقي، والذي يمكن الاستعاضة عنه بالرمز (α^*) حيث $\alpha^* = \left(\frac{r_t - g_t}{1+g_t}\right)$. وبافتراض أن هدف السياسة المالية هو الحفاظ على ثبات نسبة الدين العام الى GDP، أي أن $\Delta\left(D/Y\right)_t = 0$، لذا يمكن الحصول على الرصيد المالي الأساسي المطلوب لضمان استقرار نسبة الدين العام/GDP على وفق الآتي:

$$\left(B/Y\right)_t = \alpha^*\left(D/Y\right)_t = \left(\frac{r_t - g_t}{1+g_t}\right)\left(D/Y\right)_t \qquad (4)$$

تنص المعادلة رقم (4) على أنه إذا كان الهدف من السياسة المالية هو الحفاظ على نسبة دين ثابتة إلى GDP فيجب على السلطات المالية أتباع "قاعدة مالية" يكون فيها الرصيد الأساسي للميزانية العامة مساوياً لمعامل مستوى المديونية. ولتحديد ما أذا كانت هذه السلطات قد تصرفت بالشكل الذي يحافظ على استقرار نسبة الدين العام إلى GDP بمرور الوقت، يمكن لنا تقدير قيمة α^* التي تأخذها في الواقع من خلال المعادلة السلوكية أدناه:

$$b_t = \alpha^* d_t + \varepsilon_t \qquad (5)$$

إذ تمثل (b_t) نسبة الرصيد الأساسي للميزانية العامة الى الناتج المحلي الاجمالي بالقيم الحقيقية، وd_t نسبة الدين العام الى الناتج المحلي الإجمالي بالقيم الحقيقية، و(ε_t) متغير عشوائي

Tikrit Journal of Administrative and Economic Sciences, (30/6/2022); Vol. 18, No. 59, Part (1): 382-405
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.18.58.1.21

ذو وسط حسابي يساوي صفر وتباين ثابت $\varepsilon_t \sim N(0,\sigma^2)$، وأما α^* فهي المعلمة التي تمثل مدى تفاعل السلطات المالية من خلال الرصيد الأساسي للميزانية العامة أتجاه التغيرات التي تحصل في نسبة الدين العام من GDP. ويتيح تقدير المعادلة رقم (5) أمكانية تقييم السلوك الحالي للسياسة المالية عن طريق القيم الناتجة عن دالة التفاعل هذه. فإذا كان المعامل α^* موجباً فإنه يشير إلى أن السلطات تتخذ إجراءات لجعل السياسة المالية مستدامة بمرور الوقت، إذ إن القيمة الموجبة للمعامل فيها دلالة على أن المديونية المرتفعة ترتبط بفائض مالي حكومي، أما إذا كان المعامل سالباً من شأنه أن يؤدي إلى العجز المالي وبالتالي فأن السلطات المالية لم تقم بتوليد الإيرادات التي يمكن أن تغطي المديونية الحالية في المستقبل.

قام Bohn في مقالته (Bohn, 1998: 951) بتوسيع المعادلة رقم (5) لتشمل مجموعة من المحددات الأخرى Z_t للرصيد الأساسي، وأعتبر أن $\alpha Z_t + \varepsilon_t = \mu_t$، كالآتي:

$$b_t = \alpha_0 + \alpha^* d_t + \alpha Z_t + \varepsilon_t = \alpha_0 + \alpha^* d_t + \mu_t \qquad (6)$$

فأثار أسئلة مترابطة حول خصائص السلاسل الزمنية لسلسة الديون والرصيد الأساسي عما يجب أن يفترضه المرء بشأن μ_t. فإذا كان كل من الدين العام والرصيد الأساسي غير مستقران وμ_t كانت مستقرة ولا تعاني من جذر الوحدة، يمكن للمرء أن يفسر الانحدار البسيط لـ b_t على d_t باعتباره انحدار تناظر التكامل Cointegration ويستدل على وجود علاقة توازنية طويلة المدى دون الحاجة الى نمذجة μ_t بتفصيله الى عدد من المتغيرات المستقلة كمحددات للرصيد الأساسي بشكل صريح. أما إذا كانت السلاسل الزمنية لكل من نسبة الدين العام ونسبة الرصيد الأساسي من الناتج المحلي الإجمالي مستقرة حول الوسط الحسابي ولا تعاني من مشكلة جذر الوحدة، فأن الإنحدار الذي يهمل تلك العوامل الأخرى المحددة للرصيد الأساسي في الميزانية العامة ينتج عنه تقديرات غير متسقة ومتحيزة بسبب المتغيرات المحذوفة (Bohn, 1998: 951).

وللسماح بوجود حالة القصور الذاتي أو الجمود في السلوك المالي للحكومة يمكن توسيع المعادلة رقم (6) أكثر لتشمل التباطؤ في نسبة الرصيد الأساسي (b_{t-1}) كما في (De Mello, 2005, p: 10)، فضلاً عن أضافة الثابت α_0 للسماح بأن يكون متغير نسبة الدين/ الناتج مساوياً للصفر لتصبح الدالة كالآتي:

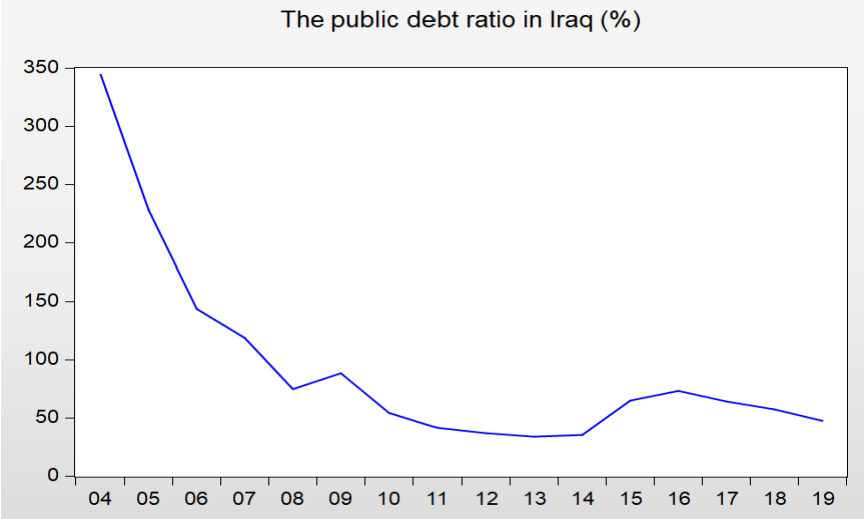
$$b_t = \alpha_0 + \alpha_1 b_{t-1} + \alpha_2 d_t + \mu_t \qquad (7)$$

ولتصحيح مشكلة عدم أتساق المقدّرات وتحيزها عند إهمال المحددات الأخرى (Z_t)، أستخدم Bohn في مقالته (Bohn, 1998: 951-961) متغيري فجوة الإنفاق (GVAR) وفجوة الناتج (YVAR) كمحددات أخرى للرصيد المالي الأساسي عدا الديون في نموذج دالة رد الفعل المالي، وكلاهما مستمدان من نموذج التجانس الضريبي الذي قدمه بارو (Barro, 1979: 960-965).

٣. **مسار الدين العام في العراق ومصر والأردن:** قبل الانتقال إلى التحليل التجريبي، يمكن لنا أن ننظر إلى تطور الدين العام في كل من العراق ومصر والأردن من خلال الأشكال البيانية الآتية. ففي الشكل رقم (١) الذي يمثل التطورات في نسبة الدين العام من الناتج في العراق، نجد انخفاض نسبته خلال السنوات (2005-2013) بعد أن كان بمعدلات عالية جداً في بداية الفترة. وجاء هذا

Tikrit Journal of Administrative and Economic Sciences, (30/6/2022); Vol. 18, No. 59, Part (1): 382-405
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.18.58.1.21

الانخفاض في نسبة الدين بدءاً من عام 2005 من خلال المعالجة الشاملة للديون العراقية بعد أتفاق الحكومة العراقية مع نادي باريس على تخفيض الديون بنسبة 80% على ثلاث مراحل اعتباراً من كانون الثاني 2005، فضلاً عن تقديم نادي باريس فترة سماح لمدة ست سنوات لسداد أقساط الديون العراقية وفترة سماح أخرى مدتها ثلاث سنوات لسداد الفوائد على الديون. إلا أنه ومنذ عام 2014 عادت الديون العراقية للتزايد بشكل ملحوظ، وذلك بسبب صدمة انهيار أسعار النفط في السوق الدولية منذ منتصف عام 2014 فضلاً عن تعرض البلاد الى هجمات تنظيم "داعش" الإرهابي وغزوه لمدينة الموصل عام 2014، للمزيد بهذا الشأن أنظر:(منشد، حلمي إبراهيم، ٢٠٢١: ٨٧-٩٢).



الشكل (١): تطور نسبة الدين العام من GDP في العراق

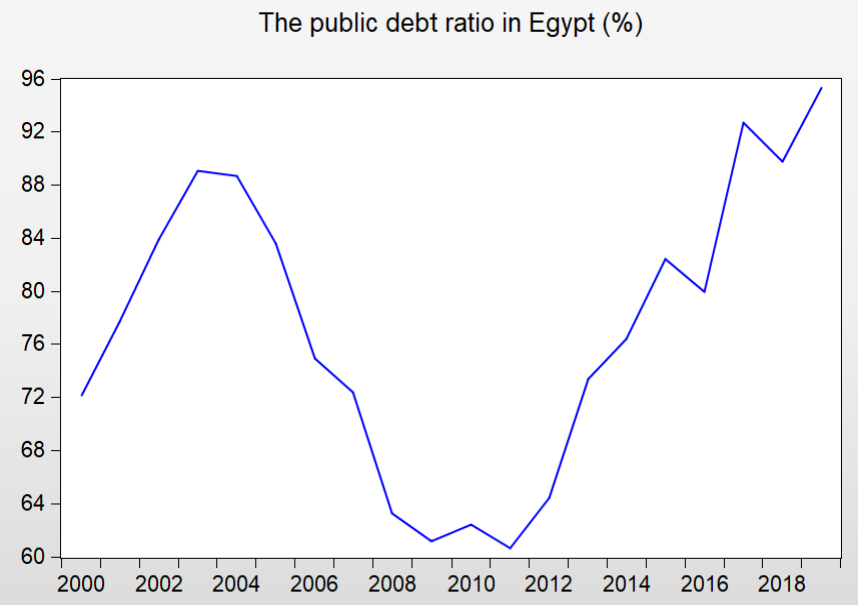
المصدر: من أعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews 9.

وفي مصر فغالباً ما كانت تعاني من ارتفاع مستويات الدين العام التي بلغت مستويات قياسية خلال السنوات الماضية وصلت ذروتها إلى نسبة 95.3% من الناتج المحلي الإجمالي سنة 2019، وتعزى تلك المعدلات المرتفعة من الاقتراض الحكومي في كثير من الحالات الى زيادة مستويات الانفاق الحكومي وتراجع مصادر تكوين الإيرادات العامة فيها (Hashem, H. and Fahmy, H., 2019 :244). ومن الشكل رقم (٢) يتضح لنا ارتفاع نسبة الدين العام المصري خلال السنوات 2001-2003 إلى نسبة أكثر من 89% من الناتج المحلي الإجمالي عام 2003 بعد أن كانت النسبة حوالي 72% عام 2000، وذلك نتيجة للظروف المعاكسة التي واجهتها مصر خلال تلك الفترة بسبب المشاكل الأمنية في المنطقة والتباطؤ الاقتصادي العالمي الذي أدى بدوره إلى انخفاض الإيرادات العامة وتراجع في النمو الاقتصادي (Abdu, M., 2020: 19).

وأثناء الفترة (2004-2008) نفذت الحكومة المصرية العديد من الإصلاحات المالية والهيكلية تمثلت بتعديل قانون ضريبة الدخل في سنة 2005 بهدف تبسيط هيكل المعدل الضريبي ووضع حد أدنى وحد أعلى وتوسيع القاعدة الضريبية، وتقديم خطة إصلاح شاملة للقطاع المالي، ورفع أسعار الوقود المدعومة وأسعار الكهرباء، وزيادة دور القطاع الخاص مع تسارع وتيرة الخصخصة، أضافة الى قيام الحكومة المصرية بجعل الاقتصاد أكثر انفتاحاً (Alissa, 2007: 6). وقد أسفرت هذه الإصلاحات عن نتائج ايجابية انعكست بارتفاع معدلات النمو وزيادة الاستثمار

الأجنبي المباشر فضلاً عن انخفاض نسبة الدين الحكومي العام لتصل الى أدنى مستوى لها خلال السنة المالية 2009 إذ تراجعت إلى (62.22%) من الناتج المحلي الإجمالي.

وبعدها في السنوات اللاحقة تعرض الاقتصاد المصري إلى صدمات حقيقية من خلال الأزمة المالية العالمية في عام 2009، إذ تأثرت سلباً العديد من القطاعات الاقتصادية في مصر مثل قناة السويس وقطاع السياحة والتحويلات الأجنبية والصادرات (Ramadan, N., 2020: 6). وفضلاً عن ذلك ما حدث بعد ثورة 25 يناير 2011 حيث أزداد العجز الأساسي في الموازنة العامة بصورة تدريجية لظروف عدم الاستقرار السياسي والاقتصادي في الفترة (2011-2013) وما تمخض عنه من تزايد معدل البطالة وتراجع مستوى النشاط الاقتصادي وخسارة البنك المركزي المصري لأكثر من (20 مليار) دولار من احتياطاته النقدية (Khan, 2016: 3)، فأخذ الدين العام المصري يتزايد بشكل متسارع حتى وصلت نسبته سنة 2019 إلى أكثر من (95%) من الناتج المحلي الإجمالي. وذلك رغم تنفيذ الحكومة المصرية بدء من عام 2016 برنامج الاصلاح الاقتصادي كجزء من الاتفاقية مع صندوق النقد الدولي التي استهدفت تحقيق فائض أساسي في الموازنة العامة ووضع الدين العام على مسار مستدام.



الشكل (٢): تطور نسبة الدين العام من GDP في مصر

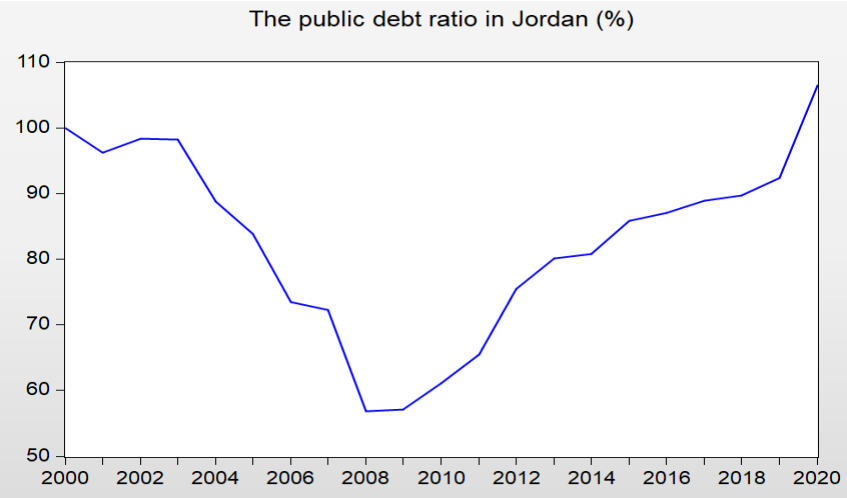
المصدر: من أعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews 9.

أما الأردن فيعد من البلدان الصغيرة في المساحة والقليلة في الموارد، ويواجه اقتصاده عدد من المعوقات مثل قلة الرقعة الزراعية والمياه والطاقة، ويعاني منذ وقت طويل من العجز المالي في الميزانية الحكومية. لقد كانت المملكة الأردنية ومنذ نشؤها تعتمد بشكل كبير على الموارد المالية الأجنبية والدعم الذي أخذ شكل المساعدات الرسمية والمنح والقروض المشروطة وغير المشروطة، ففي عام 1950 حصلت الأردن على أول قروضها الخارجية من بريطانيا التي كانت المصدر الوحيد للإقراض في ذلك الوقت (Alzoubi, et al., 2020: 63).

تشير الأرقام الصادرة من وزارة المالية الأردنية في نشرة مالية الحكومة إلى أن رصيد الدين العام في الأردن بلغ (5998) مليون دينار أردني سنة 2000 بما يعادل 100% من الناتج المحلي الإجمالي. وأستمر رصيد الدين العام في التزايد طوال السنوات اللاحقة حتى وصل سنة

Tikrit Journal of Administrative and Economic Sciences, (30/6/2022); Vol. 18, No. 59, Part (1): 382-405
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.18.58.1.21

2014 الى (20555.5) مليون دينار وبعدها الى (33032.3) مليون دينار سنة 2020. إلا أن ذلك التزايد خلال السنوات (2000-2008) كان بمعدل أقل من معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي، حيث تراجعت نسبة الدين العام سنة 2008 الى (56.8%) من الناتج المحلي الإجمالي. أما خلال السنوات اللاحقة فقد أخذ رصيد الدين العام في الأردن ينمو بمعدل أسرع من معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي، إذ تزايدت وبشكل مستمر نسبة الدين العام من الناتج المحلي الإجمالي التي بلغت (85.8%) سنة 2015 حتى وصلت سنة 2020 أكثر من (106%) من الناتج المحلي الإجمالي، كما هو موضح في الشكل رقم (٣)، وذلك بالرغم من صدور قانون جديد لإدارة الدين العام سنة 2001 الذي ألتزم الأردن بموجبه على ألا يتجاوز اجمالي رصيد الدين العام في أي وقت نسبة (80%) من الناتج المحلي الإجمالي (Alshyab, 2016: 87).



الشكل (٣): تطور نسبة الدين العام من GDP في الأردن

المصدر: من أعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews 9.

٤. النموذج القياسي والبيانات:

٤-١. توصيف النموذج: انسجاماً مع (Bohn, 1998: 951) كما في المعادلة رقم (6)، أستخدم الباحث النموذج الآتي لدالة رد الفعل المالي في تقدير واختبار تأثيرات الدين العام وفجوة الناتج وفجوة الانفاق الحكومي على الرصيد الأساسي للموازنة العامة كما في المعادلة رقم (8) أدناه:

$$b_t = \alpha_0 + \alpha_1 b_{t-1} + \alpha_2 d_t + \alpha_3 GVAR + \alpha_4 YVAR + \varepsilon_t \qquad (8)$$

إذ تمثل:

b_t: نسبة الرصيد الأساسي للموازنة العامة من GDP بالقيم الحقيقية في الفترة t.

d_t: نسبة أجمالي الدين العام من GDP بالقيم الحقيقية في الفترة t.

$GVAR$: فجوة الانفاق الحكومي بالقيم الحقيقية.

$YVAR$: فجوة الناتج بالقيم الحقيقية.

α_0: ثابت (المقطع الصادي).

α_1: مستوى الجمود في السياسة المالية.

α_2 : رد الفعل المالي (درجة استجابة السياسة المالية للتغيرات في الدين العام) في المدى القصير.

Tikrit Journal of Administrative and Economic Sciences, (30/6/2022); Vol. 18, No. 59, Part (1): 382-405
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.18.58.1.21

$\alpha_2/(1-\alpha_1)$: رد الفعل المالي في المدى الطويل.

α_3: معامل فجوة الإنفاق الحكومي.

α_4: معامل فجوة الناتج.

ε_t: متغير عشوائي (الضوضاء البيضاء) يتوزع توزيعاً طبيعياً بوسط حسابي مقداره صفر وتباين ثابت.

وقام الباحث باحتساب قيم كل من GVAR وYVAR كما هي مقترحة في (Barro, 1986: 204) وكالآتي:

$$GVAR = \frac{g-g^*}{y_t}$$

حيث: g الانفاق الحكومي الحقيقي، *g الانفاق الحكومي الحقيقي المحتمل، (g-g*): الانفاق الحكومي الاستثنائي المصاحب للاضطرابات والحروب، y_t: الناتج الحقيقي.

$$YVAR = \left(\frac{1-y_t}{y_t{}^*}\right) \times \left(\frac{g^*}{y_t}\right)$$

حيث: $y_t{}^*$ تمثل الناتج الحقيقي المحتمل، و$\left(\frac{1-y_t}{y_t{}^*}\right)$ تمثل التقلبات الدورية في الناتج الحقيقي التي تعتمد على نسبة $\left(\frac{g^*}{y_t}\right)$.

وتم احتساب قيم الانفاق الحكومي الحقيقي المحتمل *g وقيم الناتج الحقيقي المحتمل $y_t{}^*$ باستخدام تطبيق (Hodrick-Prescott Filter) في البرنامج الاحصائي (Eviews 9) على البيانات الأصلية للمتغيرين مع إعطاء معلمة التنعيم (λ) قيمة (6.5) كما أقترحها كل من (Ravn and Uhlig, 2002: 374) و(Burnside, Craig., 2000: 3) للبيانات السنوية.

٤-٢. البيانات: أما البيانات المستخدمة، كانت جميعها بيانات سنوية للفترة (2004-2020) وبالقيم الحقيقية عن المتغيرات الداخلة في النموذج على مستوى الاقتصادات العربية الثلاثة محل البحث. ففيما يخص البيانات المتعلقة بالعراق تم الحصول على أرقام أجمالي الدين العام (بالدولار) من التقارير القطرية عن العراق الصادرة من صندوق النقد الدولي وكذلك من البيانات المنشورة في المواقع الإلكترونية أدناه:

-https://countryeconomy.com/national-debt/Iraq.
-https://fred.stlouisfed.org/series/IRQGGDGDPPT.

أما باقي المتغيرات الأخرى المتمثلة بالناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة (للاستفادة منه في حساب النسب المئوية للدين العام والرصيد الأساسي للموازنة العامة وكذلك في حساب فجوة الناتج)، وسعر الصرف للدولار الأمريكي مقابل الدينار العراقي (لتحويل أجمالي الدين العام في العراق بالدولار الى ما يقابله بالدينار العراقي)، والإيرادات العامة والنفقات العامة ومدفوعات الفائدة (للاستفادة منها في حساب الرصيد الأساسي للموازنة العامة وفجوة الإنفاق الحكومي)، كانت جميعها بالاعتماد على النشرات الإحصائية السنوية الصادرة من البنك المركزي العراقي ومنشورات الجهاز المركزي للإحصاء.

أما البيانات المتعلقة بالاقتصاد المصري، كانت مصادرها في الغالب هي الحساب الختامي للموازنة العامة للدولة لسنوات مختلفة والصادر من وزارة المالية المصرية، عدا أرقام الناتج المحلي الإجمالي تم الحصول عليها من بيانات الحسابات القومية الصادرة من وزارة التخطيط والتنمية الاقتصادية في مصر المنشورة عبر الرابط الإلكتروني:

-https://mped.gov.eg/Gross Domestic.

وأما عن الأردن فكانت بيانات السلاسل الزمنية، من منشورات وزارة المالية الأردنية أهمها نشرة الدين العام والحساب الختامي للموازنة العامة لعدة سنوات، أضافة الى جداول الحسابات السنوية (الحسابات القومية) الصادرة من دائرة الإحصاءات العامة في الأردن.

٤-٣. منهجية الإنحدار الذاتي ذو التباطؤات الموزعة (ARDL Approach): في هذه الورقة، أستخدم الباحث عند المعادلة رقم (8) أسلوب اختبارات الانحدار الذاتي ذو التباطؤات الموزعة Autoregressive Distributed Lag (ARDL) أو كما يسمى نهج اختبار الحدود Bounds Test Approach الذي طوره (Pesaran, et al., 2001: 289-326) لاختبار وجود تناظر التكامل بين المتغيرات (Cointegration).

تتميز تقنية (ARDL) في اختبار علاقة تناظر التكامل (Cointegration) بين المتغيرات بعدد من المميزات مقارنة بالتقنيات الأخرى المستخدمة في هذا المجال، منها: أمكانية تطبيق هذه التقنية أذا كانت السلسلة الزمنية للمتغير التابع متكاملة بالفرق من الرتبة الأولى (1) I بغض النظر فيما أذا كانت المتغيرات المستقلة مستقرة بالمستوى (Level) أو متكاملة بالفروق من الرتبة الأولى أو مزيج من الأثنين، ولا تتطلب أن تكون السلاسل الزمنية للمتغيرات متكاملة من الرتبة نفسها بشرط أن لا تكون متكاملة من الرتبة الثانية (Pesaran, et al., 2001: 289). فضلاً عن كونها تجعل النموذج يأخذ العدد الكافي من فترات التباطؤ الزمني للحصول على أفضل البيانات للنموذج ضمن الأطر المحددة (Laurenceson and Chai, 2003: 2).

وبالتالي فأن توصيف نهج ARDL للمعادلة رقم (8) يكون على النحو الآتي:

$$\Delta b_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{1i} \Delta b_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \alpha_{2i} \Delta d_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \alpha_{3i} \Delta GVAR_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \alpha_{4i} \Delta YVAR_{t-i} + \beta_1 b_{t-1} + \beta_2 d_{t-1} + \beta_3 GVAR_{t-1} + \beta_4 YVAR_{t-1} + u_t \quad (9)$$

حيث α_0 تمثل المقطع الصادي، $(\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4)$ معلمات المتغيرات في المدى القصير، $(\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4)$ معلمات المتغيرات في المدى الطويل، u_t حد الخطأ. ولاختيار النموذج الملائم يتم أجراء تقديرات عدة لنموذج ARDL غير المقيد بصيغته العامة المتمثلة بالمعادلة أعلاه وبفترات تباطؤ مختلفة للتوصل إلى العدد الكافي من فترات التباطؤ (p) للمتغيرات بالاعتماد على معيار آكايك (AIC) ومعيار شوارتز (SC) حيث تكون قيمة المعيارين أقل ما يمكن.

٤-٣-١. تقدير واختبار العلاقة التوازنية طويلة المدى: بعد اختيار النموذج الملائم وتقدير المعلمات فيه، يتم إجراء اختبار ووالد (Wald-Test) واحتساب الأحصاءة F للتحقق من وجود العلاقة التوازنية طويلة المدى بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة، حيث ستكون فرضية العدم:

Tikrit Journal of Administrative and Economic Sciences, (30/6/2022); Vol. 18, No. 59, Part (1): 382-405
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.18.58.1.21

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$

التي تعني عدم وجود العلاقة التوازنية طويلة المدى، أما الفرضية البديلة في اختبار ووالد تكون:

$$H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq 0$$

والتي تنص على وجود العلاقة التوازنية طويلة المدى بين المتغيرات. وعند احتساب قيمة الأحصاءة F يتم مقارنتها مع القيم الجدولية التي قدمها (Pesaran, et al., 2001: 300-301) عند مستوى معنوية (1%) و(5%)، فعندما تكون القيمة المحسوبة للأحصاءة F أكبر من الحد الأعلى للقيمة الجدولية نرفض فرضية العدم H_0 التي تنص على عدم وجود علاقة تناظر التكامل Cointegration ونقبل الفرضية البديلة H_1 وبالتالي نستدل على وجود العلاقة التوازنية طويلة المدى بين المتغيرات. أما أذا كانت القيمة المحسوبة للإحصاءة F أقل من الحد الأدنى للقيمة الجدولية، نقبل فرضية العدم H_0 ونستنتج عدم وجود علاقة توازنية طويلة المدى بين المتغيرات. وخلاف الحالتين أعلاه، أي عندما تكون القيمة المحسوبة واقعة بين الحد الأدنى والحد الأعلى للقيم الجدولية يكون اختبار الحدود غير محسوم.

وبعد أن يتم التوصل إلى وجود علاقة تناظر التكامل بين المتغيرات، والتأكد من خلو النموذج من مشكلة الارتباط المتسلسل Serial correlation ومشكلة التداخل الخطي Endogeneity Problem باستخدام اختبار (LM Test) واختبارات الأستقرارية التي يمكن اظهار نتائجها بأشكال بيانية، يتم أجراء تقييم لعدد مقداره $(p+1)^k$ من المعادلات المختلفة إذ p تمثل الحد الأقصى لفترة التباطؤ وk عدد المتغيرات المستقلة للحصول على التباطؤات الزمنية المثلى (p, q_1, q_2, q_3) للمتغيرات باستخدام معيار آكايك (AIC) أو معيار شوارتز (SC) (Laurenceson, and Chai, 2003: 29).

وفي الخطوة الآتية، يتم تقدير معلمات المتغيرات للعلاقة التوازنية طويلة المدى على وفق نهج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL وحسب الصيغة الآتية:

$$b_t = c_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_{1i} b_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{2i} d_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{3i} GVAR_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{4i} YVAR_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

٤-٣-٢. تقدير واختبار ديناميكية العلاقة في المدى القصير: وفي الخطوة اللاحقة والأخيرة، يتم تقدير المعلمات الديناميكية للمتغيرات في المدى القصير من خلال تقدير نموذج تصحيح الخطأ المرتبط بتقديرات المدى الطويل، كما في الصيغة الآتية:

$$\Delta b_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{1i} \Delta b_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \alpha_{2i} \Delta d_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \alpha_{3i} \Delta GVAR_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \alpha_{4i} YVAR_{t-i} + \theta ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

إذ تمثل Δ عامل الفرق الأول، α_0 المقطع الصادي، $(\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4)$ المعاملات الديناميكية لمتغيرات النموذج في المدى القصير، وθ معامل سرعة التعديل (تصحيح الخطأ) للاقتراب من التوازن عند حدوث الصدمات. أما ECT_{t-1} فهو حد تصحيح الخطأ (Error Correction Term) في الفترة السابقة، والذي يمكن احتسابه من تقدير النموذج في المدى الطويل.

على وفق (Bohn, 1998) لكي تكون السياسة المالية مستدامة نتوقع وجود علاقة إيجابية بين نسبة الدين العام ونسبة الرصيد الأساسي للموازنة العامة، مما يعني أن الحكومة لديها الاستجابة

للمستويات المتزايدة من الدين العام عن طريق تكوين الفائض الأساسي أو تقليل العجز المالي. ومن ناحية أخرى أذا كانت العلاقة سلبية بين المتغيرات، يمكن تفسير ذلك بعدم قدرة الحكومة على معالجة تراكم الديون وأن السياسة المالية غير مستدامة في المدى الطويل.

٥. النتائج التجريبية:

٥-١. نتائج اختبارات الإستقرارية:

قبل تقدير دالة رد الفعل المالي، تم اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات الداخلة في النموذج القياسي وتحديد رتبة تكاملها وذلك باستخدام اختبار ديكي – فوللر الموسع (ADF) فكانت النتائج كما هي ملخصة في الجدول رقم (١).

ففي العراق، يتضح من الجدول رقم (١) استقرارية السلسلة الزمنية بالمستوى (البيانات الاصلية) لمتغير نسبة الدين العام في اختبار (ADF) سواء بالنموذج المتضمن للثابت (المقطع الصادي) وكذلك بوجود الثابت والاتجاه الخطي عند مستوى معنوية (1%)، وعدم استقرارية نسبة الرصيد الأساسي للميزانية العامة بالبيانات الأصلية (Level) وتكاملها باستخدام الفرق الأول للبيانات. وهذا مما يشير إلى عدم أمكانية الاستدلال على وجود علاقة توازنية طويلة المدى بين هذين المتغيرين من خلال اختبارات جذر الوحدة. وذلك مما يتطلب أدخال متغيري فجوة الانفاق الحكومي وفجوة الناتج فضلا عن متغير نسبة الدين العام كما أقترحها الاقتصادي (Bohn) كمتغيرات تفسيرية للتغيرات التي تحصل في الرصيد الأساسي للميزانية العامة.

وفي مصر كانت نتائج اختبارات جذر الوحدة تشير إلى عدم استقرار السلسلة الزمنية لمتغير نسبة الدين العام بالمستوى (البيانات الأصلية) واستقرارها باستخدام الفرق الأول للبيانات. واستقرارية السلسلة الزمنية لمتغير نسبة الرصيد الأساسي من الميزانية العامة عند استخدام البيانات بصيغة الفرق الأول، أي أنها كانت متكاملة من الرتبة الأولى $b_t \sim I(1)$ بوجود الثابت وفقاً لاختبار (ADF) عند مستوى معنوية (5%). وهذا مما يؤشر أيضاً إلى عدم أمكانية الاستدلال على وجود علاقة توازنية طويلة المدى بين متغيري الدين العام والرصيد الأساسي للميزانية العامة في مصر من خلال تطبيق اختبارات جذر الوحدة. وتماشياً مع ما أقترحه الاقتصادي (Bohn) في نموذج دالة رد الفعل المالي كان لزاماً على الباحث أدخال فجوة الإنفاق الحكومي وفجوة الناتج كمتغيرات توضيحية فضلاً عن وجود متغير نسبة الدين العام لتفسير التغيرات التي تحصل لمتغير نسبة الرصيد الأساسي من الميزانية العامة. وقد كشفت اختبارات جذر الوحدة استقرارية فجوة الإنفاق الحكومي في مصر $GVAR \sim I(1)$ عند مستوى احتمال (1%)، واستقراريه فجوة الناتج بالمستوى (Level) إلا أنها كانت عند مستوى احتمال (10%).

وكذلك الحال في الأردن، إذ أشارت النتائج المستخلصة من الجدول رقم (1) إلى تكامل بيانات السلسلة الزمنية للرصيد الأساسي للميزانية العامة من الرتبة الأولى $b_t \sim I(1)$ سواء بوجود الثابت فقط أو بوجود الثابت والاتجاه الخطي عند مستوى احتمال (1%) وعدم استقرارية نسبة الدين العام في حالة البيانات الأصلية وتكاملها بصيغة الفرق الأول للبيانات. وهذا مما دعا الباحث إلى استخدام متغيري فجوة الناتج وفجوة الإنفاق الحكومي كمتغيرات تفسيرية في دالة رد الفعل المالي، وعند تطبيق اختبارات جذر الوحدة على مستوى هاتين الفجوتين أتضح أنهما مستقرتان عند مستوى معنوية (1%).

Tikrit Journal of Administrative and Economic Sciences, (30/6/2022); Vol. 18, No. 59, Part (1): 382-405
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.18.58.1.21

الجدول (١): نتائج اختبارات جذر الوحدة باستخدام (ADF) في العراق ومصر والأردن

العراق				
Variable	**Level**		**First Difference**	
	Constant	**Constant & Trend**	**Constant**	**Constant & Trend**
b_t	-2.469377 (3)	-2.273736 (3)	-2.68318* (3)	-2.45797 (3)
d_t	-9.5207***(0)	-6.1194***(0)	-3.32969**(0)	-3.45919* (0)
GVAR	-2.97835*(0)	-2.89348(0)	-4.9008***(0)	-4.715531**(0)
YVAR	-1.644439 (3)	-3 (3)	-2.27095 (3)	-2.098354 (3)
مصر				
Variable	**Level**		**First Difference**	
	Constant	**Constant & Trend**	**Constant**	**Constant & Trend**
b_t	-2.54740 (2)	-3.3206 (3)	-3.06627**(3)	-1.32618(3)
d_t	-1.125814 (3)	-2.387008 (1)	-2.75225* (0)	-5.15893*** (0)
GVAR	-2.97835*(0)	-2.89348(0)	-4.9008***(0)	-4.71553** (0)
YVAR	-1.64443 (3)	-2.8776* (2)	**-0.15878 (2)**	-2.68342 (3)
الأردن				
Variable	**Level**		**First Difference**	
	Constant	**Constant & Trend**	**Constant**	**Constant & Trend**
b_t	-2.15919 (0)	-2.17015 (0)	-4.3447***(0)	-3.68815*(1)
d_t	-0.0733 (0)	-2.47810 (1)	-2.01089 (0)	-2.9737** (0)
GVAR	-4.5906***(2)	-4.10664** (2)	-3.91968**(2)	-4.03414***(2)
YVAR	-5.0810***(1)	-1.047829 (2)	-1.11188 (1)	-2.348229 (1)

المصدر: الجدول من أعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews 9، والأرقام في الجدول تمثل القيمة المحسوبة للإحصاءة (τ). والأرقام بين الأقواس تشير الى طول فترة التباطؤ المثلى وفقاً لمعيار SIC.

- تشير كل من (***) و(**) و(*) الى المعنوية الإحصائية عند مستوى احتمال 1% و5% و10% على التوالي طبقاً لقيم MacKinnon (1996).

المصدر: الجدول من أعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews 9.

٥-٢. نتائج تقدير واختبار نموذج (ARDL): في المرحلة الأولى من نهج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL، قام الباحث بتقدير نموذج ARDL غير المقيد بالصيغة العامة له كما في المعادلة رقم (9) للبلدان الثلاثة محل البحث لاختيار العدد الكافي من فترات التباطؤ للمتغيرات اعتماداً على معيار آكايك (AIC)، فكانت فترة التباطؤ الملائمة هي (p=1) بعد أن وجد الباحث أن قيمة معيار آكايك تكون عندها أقل ما يمكن.

٥-٢-١. نتائج اختبار الحدود: بعدها أتت مرحلة التأكد من وجود العلاقة التوازنية طويلة المدى بين المتغيرات باستخدام اختبار ووالد (Wald-Test) من خلال احتساب الاحصاءة F واختبار فرضية العدم التي تنص على عدم وجود علاقة تناظر التكامل Cointegration المتمثلة بـ: $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0.$ فكانت النتائج كما هي في الجدول رقم (٢) الذي يتضمن أيضاً الحدود الدنيا والعليا للقيم الحرجة عند مستوى معنوية (1%)، (5%)، (10%) المقتبسة من

Tikrit Journal of Administrative and Economic Sciences, (30/6/2022); Vol. 18, No. 59, Part (1): 382-405
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.18.58.1.21

الجدول ((Table CI(iii) للنموذج بمقطع صادي غير مقيد وبدون تجاه زمني والمقترح من قبل (Besaran, et al., 2001: 300).

الجدول (٢): نتائج اختبار Wald [١]

Country	No. of Variables	F-Statistic		AIC		Cointegration	
Iraq	4	4.874011**		5.655318		yes	
Egypt	4	12.15959***		2.42510		yes	
Jordan	4	2.972029		4.360291		Unresolved	
Significance	10%		5%			1%	
Critical Values	Lower	Upper	Lower	Upper	Lower		Upper
	2.45	3.52	2.86	4.01		3.74	5.06

(١)تشير كل من **، *** الى المعنوية الإحصائية لعلاقة تناظر التكامل عند مستوى احتمال 5%، 1% على التوالي.

المصدر: الجدول من أعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews 9.

وعند الاختبار والمقارنة مع القيم الجدولية، توصل الباحث إلى وجود علاقة توازنية طويلة المدى بين المتغيرات محل البحث في كل من العراق ومصر. ففي العراق كانت بمستوى معنوية (5%) إذ كانت قيمة F المحسوبة أكبر من الحد الأعلى للقيمة الحرجة (4.01)، وفي مصر كانت بمستوى معنوية (1%) إذ كانت قيمة (F=12.15959) وهي أكبر من الحد الأعلى للقيمة الحرجة (5.06). أما عن الأردن، كانت النتيجة غير محسومة بشكل واضح بسبب وقوع قيمة F المحسوبة (F=2.972029) بين الحد الأدنى والحد الأعلى للقيمة الحرجة عند مستوى احتمال (10%)، كما مبين في الجدول أعلاه.

٥-٢-٢. اختيار الفجوات الزمنية المثلى: بعدها تم الانتقال الى مرحلة اختيار فترات التباطؤ المثلى (p, q_1, q_2, q_3) للمتغيرات كافة في النموذج باستخدام معيار آكايك (AIC). وذلك من خلال إجراء تقييم لعدد مقداره (8) معادلات للنموذج وفقاً للصيغة $(p+1)^k$ المذكورة سابقاً، فكانت النتائج تشير إلى أن فترات التباطؤ المثلى للنموذج في العراق هي (1, 1, 1, 0)، وفي مصر (1, 0, 1, 0)، أما في الأردن (1, 1, 0, 0)، بعد أن أتضح أن قيمة معيار آكايك هي الأدنى عند هذه الفجوات الزمنية.

٥-٢-٣. نتائج تقدير العلاقة في المدى الطويل: وعند تقدير معلمات العلاقة التوازنية طويلة المدى بين نسبة الرصيد الأساسي للموازنة العامة كمتغير تابع وكل من نسبة الدين العام وفجوة الإنفاق الحكومي وفجوة الناتج كمتغيرات توضيحية في كل من العراق ومصر والأردن، كانت النتائج كما مبينة في الجداول الآتية.

في الجدول رقم (٣) تشير النتائج إلى وجود العلاقة الإيجابية (كما هي متوقعة) بين نسبة الرصيد الأساسي للموازنة العامة ومستوى الدين العام للفترة السابقة في العراق وذات معنوية احصائية عند مستوى احتمال (1%)، وهذا يمكن تفسيره بتفاعل السياسة المالية في العراق تجاه تزايد حجم المديونية، باتخاذ الحكومة الإجراءات لتقليص الأنفاق الحكومي أو زيادة الإيرادات

Tikrit Journal of Administrative and Economic Sciences, (30/6/2022); Vol. 18, No. 59, Part (1): 382-405
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.18.58.1.21

العامة استجابة لتزايد الديون الحكومية، خاصة وأن قيمة المعلمة تقترب من (0.50). أما معلمة فجوة الإنفاق الحكومي في العراق كانت أشارتها سالبة كما هي متوقعة وتمتلك المعنوية الإحصائية بدرجة ثقة (95%)، وهذا مما يدل على أن الرصيد الأساسي للموازنة العامة يتماشى مع التقلبات في الأنفاق الحكومي. وأن الأشارة الموجبة لمعلمة فجوة الناتج تشير إلى أن السياسة المالية في العراق هي سياسة مضادة للدورة الاقتصادية إلا أنها ضعيفة في معنويتها الإحصائية. ومن خلال الأحصاءة F يتضح لنا أن المعادلة تمتلك المعنوية الإحصائية بدرجة ثقة تصل إلى (95%).

أما عن مصر، يتضح لنا من الجدول رقم (4) أن دالة رد الفعل المالي على المدى الطويل وبصورة أجمالية من خلال قيمة F المحسوبة (F=5.907822) تمتلك المعنوية الإحصائية بدرجة ثقة (99%). إلا أن معلماتها المقدرة كانت جميعها لا تمتلك المعنوية الإحصائية بدرجة مقبولة، وهذا مما يشير الى ضعف السياسة المالية في استجابتها للتطورات التي تحصل في مستويات الدين العام من جهة، كما وتشير الإشارة السالبة لمعلمة فجوة الناتج إلى أن السلوك المالي للحكومة في مصر لم يكن معاكساً للدورة الاقتصادية.

وأما عن الأردن، يتضح لنا من الجدول رقم (5) وجود التفاعل من قبل السلطات المالية تجاه تزايد مستويات الدين العام بدرجة تصل الى (31%) من حجم الزيادة في الدين العام عند مستوى احتمال (5%). إلا أن النموذج كان ضعيفاً في قدرته التفسيرية حيث أن معامل التحديد المصحح كان أقل من (38%)، فضلاً عن انخفاض المعنوية الإجمالية للنموذج وهذا ما تشير إليه قيمة F المحسوبة التي كانت بمعنوية إحصائية (10%).

الجدول (٣): نتائج تقدير معلمات النموذج في المدى الطويل/العراق(١)

ARDL (1, 1, 1, 0)

Variables	Coefficient	S. E.	t-Statistic	p-Value
C	97.158	44.69196	2.173949	0.0577
b_{t-1}	0.361582	0.196038	1.844448	0.0982
d_t	-0.76658**	0.247260	-3.100304	0.0127
d_{t-1}	0.496986***	0.143305	3.468021	0.0071
$GVAR_t$	-128.9191**	51.04204	-2.525744	0.0325
$GVAR_{t-1}$	97.99528**	42.63571	2.298432	0.0471
$YVAR_t$	209.3779	111.4230	1.879127	0.0929
R^2=0.72273 Adj. R^2=0.53789 S. E. of Reg.=5.59779 D-W=2.3953			AIC=6.58225 F-Sta.=3.910 Pro (F-Sta) =0.0333	

(١)تشير كل من **، *** الى المعنوية الإحصائية للمعلمات المقدرة عند مستوى احتمال 5%، 1% على التوالي.

المصدر: الجدول من أعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews 9.

Tikrit Journal of Administrative and Economic Sciences, (30/6/2022); Vol. 18, No. 59, Part (1): 382-405
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.18.58.1.21

الجدول (٤): نتائج تقدير معلمات النموذج في المدى الطويل / مصر
ARDL (1, 0, 1, 0)

Variables	Coefficient	S. E.	t-Statistic	p-Value
C	-7.45185	9.163233	-0.813234	0.4297
b_{t-1}	0.55794	0.362319	1.539919	0.1459
d_t	0.06724	0.037078	1.813530	0.0912
$GVAR_t$	-16.56683	15.54120	-1.065994	0.3045
$GVAR_{t-1}$	37.0306	17.48804	2.117482	0.0526
$YVAR_t$	-4.51418	25.21505	-0.179028	0.8605
R^2=0.67845 Adj. R^2=0.5636 S. E. of Reg.=1.54095 D-W=1.91284		AIC=3.946002 F-Stat.=5.90782	Prob.(F-Stat)=0.003859	

المصدر: الجدول من أعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews 9.

الجدول (٥): نتائج تقدير معلمات النموذج في المدى الطويل/ الأردن[١]
ARDL (1, 1, 0, 0)

Variables	Coefficient	S. E.	t-Statistic	p-Value
C	-5.69783	21.48111	-0.265249	0.7962
b_{t-1}	0.196767	0.285828	0.688413	0.5068
d_t	-0.15976	0.136499	-1.170412	0.2690
d_{t-1}	0.315625**	0.133718	2.360381	0.0399
$GVAR_t$	22.21071	56.84834	0.390701	0.7042
$YVAR_t$	11.69105	59.55429	0.196309	0.8483
R^2=0.58158 Adj. R^2=0.37237 S.E. of Reg.=2.5547		D-W=1.958 F-St.=2.779 AIC= 4.9938	Pro(F-Sta.) =0.079319	

(١)تشير ** الى مستوى المعنوية الإحصائية للمعلمة المقدرة عند مستوى احتمال (5%).

المصدر: الجدول من عمل الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews 9.

واستكمالاً لهذه المرحلة من نهج نموذج ARDL، قام الباحث بالتأكد من خلو النموذج المقدّر من مشكلة الارتباط المتسلسل لقيم حد الخطأ باستخدام اختبار (Breusch-Godfrey) المتضمن احتساب مضاعف لاكرانج (LM) الذي يأخذ توزيع مربع كاي χ^2، وكانت النتائج ملخصة كما في الجدول رقم (6) الذي يتضح من خلاله عدم وجود هذه المشكلة، وذلك لأن القيمة المحتسبة لمضاعف لاكرانج للنموذج في البلدان الثلاثة أقل من القيم الحرجة لتوزيع مربع كاي

Tikrit Journal of Administrative and Economic Sciences, (30/6/2022); Vol. 18, No. 59, Part (1): 382-405
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.18.58.1.21

بدرجة حرية تساوي عدد القيود وبمستوى معنوية (1%) و(5%)، لذا يتم قبول فرضية العدم التي تنص على $[H_0: \rho = 0]$ ونستدل على عدم وجود مشكلة الارتباط المتسلسل.

الجدول (٦): نتائج اختبار (Breusch-Godfrey) للارتباط المتسلسل

Country	Lags	LM(1) Value	Probability
Iraq	1	1.194089	0.2745
Egypt	1	0.622265	0.4302
Jordan	1	0.032745	0.8654

- القيمة الحرجة لتوزيع مربع كاي بدرجة حرية (v=1) وبمستوى معنوية (1%)، (5%) هي (6.635) و(3.841) على التوالي.

المصدر: من عمل الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews 9.

٥-٢-٤. نتائج تقدير ديناميكية العلاقة في المدى القصير: عند تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM) لدالة رد الفعل المالي في البلدان الثلاثة على وفق نموذج ARDL كما في المعادلة (11) بعد أن تم أحتسب قيم حد الخطأ اعتمادا على تقديرات المدى الطويل، كانت النتائج كما مبينة في الجداول رقم (7-8-9)، والذي يتضح من خلالها أن معلمة حد تصحيح الخطأ ECT_{t-1} تحمل إشارة سالبة كما هي متوقعة وذات دلالة احصائية في كل من العراق ومصر بدرجة ثقة (99%) وهذا مما يؤكد وجود علاقة تناظر التكامل وبالتالي وجود العلاقة التوازنية بالمدى الطويل بين الرصيد الأساسي للموازنة العامة والمتغيرات التوضيحية المتمثلة بنسبة الدين العام وفجوة الإنفاق الحكومي وفجوة الناتج في كل من العراق ومصر. أما في الأردن فكانت هذه المعلمة لا تمتلك المعنوية الإحصائية بالشكل المقبول، فضلاً عن عدم توفر المعنوية الإجمالية للنموذج كما توضحه القيمة المنخفضة للأحصاءة F ومستوى احتمالها.

الجدول (٧): نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ في المدى القصير / العراق (١)

Variable	Coefficient	S. E.	t-Statistic	Prob.
C	-0.593337	1.413873	-0.419654	0.6873
Δb_{t-1}	0.498107**	0.173339	2.873592	0.0239
Δd_t	-0.530995**	0.183148	-2.899273	0.0230
Δd_{t-1}	0.402940***	0.110249	3.654824	0.0081
$\Delta GVAR_t$	-63.81730	36.61125	-1.743106	0.1248
$\Delta GVAR_{t-1}$	113.4884***	29.89156	3.796669	0.0067
$\Delta YVAR_t$	363.3862*	163.5459	2.221921	0.0617
ECT_{t-1}	-1.501374***	0.321239	-4.673691	0.0023
R^2=0.8555		F-St.=5.9216		
Adj.R^2=0.711		Prob.=0.01587		

(١)تشير ***، **، * الى المعنوية الإحصائية عند مستوى احتمال (1%)، (5%)، (10%) على التوالي.

المصدر: الجدول من عمل الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews 9.

Tikrit Journal of Administrative and Economic Sciences, (30/6/2022); Vol. 18, No. 59, Part (1): 382-405
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.18.58.1.21

الجدول (٨): نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ في المدى القصير / مصر [١]

Variable	Coefficient	S. E.	t-Statistic	Prob.
C	0.140244	0.322402	0.434996	0.6713
Δb_{t-1}	1.188949***	0.342618	3.470191	0.0046
Δd_t	0.004547	0.058153	0.078196	0.9390
$\Delta GVAR_t$	-21.62946*	10.57271	-2.045783	0.0633
$\Delta GVAR_{t-1}$	45.08241***	14.46515	3.116621	0.0089
$\Delta YVAR_t$	-15.97609	22.11856	-0.722293	0.4840
ETC_{t-1}	-1.59282***	0.391735	-4.066079	0.0016
R^2=0.70262		F-St.=4.7254		
Adj.R^2=0.5539		Prob.=0.010777		

(١)تشير ***، **، * الى المعنوية الإحصائية عند مستوى احتمال (1%)، (5%)، (10%) على التوالي.

المصدر: الجدول من عمل الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews 9.

الجدول (٩): نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ في المدى القصير / الأردن [١]

Variable	Coefficient	S. E.	t-Statistic	Prob.
C	0.017925	1.301601	0.0113771	0.9893
Δb_{t-1}	0.222091	0.423841	0.523996	0.6145
Δd_t	-0.157585	0.115429	-1.365217	0.2093
Δd_{t-1}	0.297069*	0.140135	2.119876	0.0668
$\Delta GVAR_t$	40.40012	42.21509	0.957007	0.3666
$\Delta YVAR_t$	27.72658	310.7563	0.089223	0.9311
ETC_{t-1}	-1.148529*	0.587358	-1.955417	0.0863
R^2=0.628998		F-St.=2.26053		
Adj.R^2=0.35074		Prob.=0.141567		

(١) تشير * الى مستوى المعنوية الإحصائية عند احتمال (10%).

المصدر: الجدول من عمل الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews 9.

٦. الاستنتاجات والتوصيات:

٦-١. الاستنتاجات: استهدفت هذه الورقة تقييم الاستدامة المالية في كل من العراق ومصر والأردن من خلال استخدام نهج Henning Bohn المتمثل بتقدير دالة رد الفعل المالي باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذو الفجوات الزمنية المتباطئة (ARDL Model) لتحديد مدى استجابة الحكومات في سياساتها المالية تجاه تراكم الديون عليها، فضلاً عن تحديد نوع السلوك الدوري للسياسات المالية في هذه البلدان. وبذلك سندرج أهم الاستنتاجات للبلدان وكما يأتي:

اولاً. على مستوى الاقتصاد العراقي توصل الباحث إلى وجود المعنوية الإحصائية للمتغيرات التوضيحية الداخلة في النموذج، ووجود العلاقة التوازنية طويلة المدى بين الرصيد الأساسي للموازنة العامة والدين العام وفجوة الانفاق الحكومي. وبذلك تم الاستدلال على تفاعل السياسة المالية في العراق إزاء التطورات التي تحصل في رصيد الدين العام خلال الفترة (2004-2020) ومن ثم توفر الدليل على سير السياسة المالية تجاه الاستدامة المالية، الا انه لم يتوفر الدليل الإحصائي على السلوك المالي المضاد لتقلبات الدورة الاقتصادية.

ثانياً. توصل على مستوى الاقتصاد المصري، وجد الباحث الدلائل الإحصائية التي تؤيد وجود العلاقة التوازنية طويلة المدى لدالة تفاعل السلطات المالية في مصر تجاه تطورات الدين العام، إلا أن هذا التفاعل كان بطيئاً. كما وأن السلوك المالي للحكومة في مصر كان مسايراً لتقلبات الدورة الاقتصادية ولم يكن معاكساً لها.

ثالثاً. أما على مستوى الاقتصاد الأردني، فقد أبرزت النتائج عدم تحقق علاقة تناظر التكامل بين المتغيرات وبالتالي عدم وجود العلاقة التوازنية طويلة المدى، أي عدم استجابة وتفاعل السياسة المالية تجاه التغيرات الحاصلة في رصيد الدين العام، وبالتالي يمكن لنا القول على أن السياسة المالية في الأردن غير سالكة في مسار الاستدامة المالية وهذا مما يثير المخاوف بشأن تفاقم الديون العامة على الاقتصاد الأردني.

٦-٢- التوصيات: يوصي الباحث على مستويات اقتصاديات البلدان المبحوثة وكما يأتي:

١. الالتزام بالانضباط المالي والاهتمام بتحقيق الفوائض الأساسية في الموازنة العامة لهذه البلدان العربية بما يتلائم مع حجم التزايد في رصيد الدين العام.
٢. تحسين كفاءة إدارة السياسة المالية في تكوين الايرادات العامة.
٣. تعزيز الكفاءة في إدارة الفوائض المالية وتوجيهها نحو الاستثمار العام في القطاعات الإنتاجية والبنى التحتية.
٤. عدم لجوء حكومات هذه البلدان إلى الدين العام قدر الأمكان خاصة في مجال النفقات التشغيلية.
٥. تعديل السلوك الدوري للسياسات المالية في هذه البلدان ليكون سلوكاً معاكساً للتقلبات في الدورة الاقتصادية.

المصادر

اولاً. المصادر العربية:

١. منشد، حلمي إبراهيم، (٢٠٢١)، تقييم استدامة الدين العام في العراق... تحليل تجريبي، مجلة الكوت للعلوم الاقتصادية والإدارية، المجلد (١٣)، العدد (٤١)، ص: ٨٥-١١٨.

ثانياً. المصادر الأجنبية:

1. Abdu, M. I., (2020), Egypt Public Debt Dynamic and its' Trajectory Projection, Global Journal of Management and Business Research, vol. 20, Issue 7, Version 1, pp.14-29.
2. Ahmed, S., and Rogers, J. H., (1995), Government Budget Deficits and Trade Deficits Are Present Value Constraints Satisfied in Long-Term Data? Journal of Monetary Economics, No. 36, pp. 351-374.
3. Alissa, S., (2007), The Political Economy of Reform in Egypt: Understanding the Role of Institutions, Carnegie Endowment for International Peace, Carnegie Middle East Center, Carnegie Papers, No. 5.

4. Alshyab, Nooh, (2016), Domestic versus External Public Debt in Jordan: An Empirical Investigation, Jordan Journal of Economic Sciences, Vol.3, No. 1, pp.81-98.
5. Alzoubi, W. K., Khasawneh, S. N., and Alzoubi, O. M., (2020), The Relationship between Public Debt and Economic Growth in Jordan for the Period (1990-2018), Journal of Economics and Sustainable Development, Vol. 11, No. 12, PP. 62-71.
6. Barro, R. J., (1979), On the determination of the public debt, Journal of Political Economy, Vol. 87, No. 5, pp.940-971.
7. Barro, R. J., (1986), U. S. Deficits Since World War I, The Scandinavian Journal of Economics, Vol. 88, No. 1, pp. 195-222.
8. Blanchard, O. J., Chouraqui, J., Hagemann, R., and Sartor, N., (1990), The Sustainability of Fiscal Policy: New Answers to an Old Question, OECD Economic Studies, No. 15, pp. 7-36.
9. Bohn, Henning, (1998), The Behavior of U. S. Public Debt and Deficits, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 133, No. 3, pp. 949-963.
10. Bohn, Henning, (2005), The Sustainability of Fiscal Policy in The United States, CESifo Working Paper, No. 1446.
11. Bohn, Henning, (2007), Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint?, Journal of Monetary Economics, No. 54, pp. 1837-1847.
12. Burnside, C., (2000), Some Facts about the HP-Filter, World Bank Development Research Group.
13. Bystrov, Victor, and Mackiewicz, M., (2020), Recurrent explosive public debts and the long-run fiscal sustainability, Journal of Policy Modeling, (42), pp. 437-450.
14. Debrun, X., Ostry, J. D., Willems, T., and Wyplosz, C., (2019), Public Debt Sustainability, Centre for Economic Policy Research (CEPR), Discussion Papers, DP (14010).
15. De Mello, Luiz, (2005), Estimation A Fiscal Reaction Function: The Case of Sustainability in Brazil, Organization for Economic Co-operation and Development, ECO/ WP, No. 423.
16. Furceri, D., and Zdzienicka, A., (2012), The Consequences of Banking Crises for Public Debt, International Finance, Vol. 15, No. 3, pp. 289-307.
17. Hkkio, C. S., and Rush, M., (1991), Is The Budget Deficit Too Large?, Economic Inquiry, Vol.29, Issue 3, pp. 429-445.
18. Hamilton, J. D., and Flavin, M. A., (1986), On The Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing, The American Economic Review, Vol. 76, No. 4, pp.808-819.
19. Hashem, Heba Y. M., and Fahmy, H. A., (2019), Sensitivity of public debt to macroeconomic shocks: An application to the Egyptian economy, Business and Economic Horizons Journal, Vol. 15, Issue 2, pp. 219-241.
20. IMF, (2013), Staff Guidance Note for Public Debt Sustainability Analysis in Market-Access Countries, IMF Policy Paper.

21. Khan, M., and Miller, E., (2016), The Economic Decline of Egypt after the 2011 Uprising, Atlantic Council, Rafik Hariri Center for The Middle East.
22. Laurenceson, J., and Chai, J. C. H., (2003), Financial Reform and Economic Development in China, Edward Elgar Cheltenham, UK. Northampton, MA, USA.
23. Lame, G., Lequien, M., and Pionnier, P.-A., (2014), Interpretation and Limits of Sustainability Tests in Public Finance, Applied Economics, Vol. 46, No. 6, pp. 616-628.
24. Mahdavi, Saied, (2014), Bohn's Test of Fiscal Sustainability of the American State Governments, Southern Economic Journal, Vol. 80, No. 4, pp. 1028-1054.
25. Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. Smith, (2001), Bounds tasting approaches to the analysis of level relationships, Journal of Applied Econometrics, 16, pp.289-326.
26. Quintos, Carmela E., (1995), Sustainability of the Deficits Process with Structural Shifts, Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 13, No. 4, pp. 409-417.
27. Ramadan, Nadin, (2020), Estimating a Fiscal Reaction Function to Assess Egypt's Debt Sustainability, A Thesis Submitted to Department of Economics, The American University in Cairo, School of Business.
28. Ravn, M. O., and Uhlig, H., (2002), On Adjusting The HP-Filter for The Frequency of Observations, Review of Economics and Statistics, Vol.84, No. 2, pp.371-380.
29. Tagkalakis, A., (2013), The effects of financial crisis of fiscal positions, European Journal of Political Economy, Vol. 29, pp. 197-213.
30. Tanner, Evan, and Liu, P., (1994), Is The Budget Deficit Too Large?: Some Further Evidence, Western Economic Association International, Economic Inquiry, Vol. XXXII, pp. 511-518.
31. Trehan, Baharat, and Walsh, C. E., (1988), Common Trends, The Government's Budget Constraint, Revenue Smoothing, Journal of Economic Dynamics and Control (12), pp. 425-444.
32. Trehan, Baharat, and Walsh, C. E., (1991), Testing Intertemporal Budget Constraint: Theory and Applications to U.S. Federal Budget and Current Account Deficits, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 23, No. 2, pp. 206-223.
33. Uctum, M., Thurston, T., and Uctum R., (2006), Public Debt, the Unit Root Hypothesis and Structural Breaks: A Multi-Country Analysis, Economica Journal, 73 (289), pp.129-156.
34. Wilcox, David W., (1989), The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present-Value Borrowing Constraint, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 21, No.3, pp. 291-306.
35. Woo, Jaejoon and Kumar, M. S., (2015), Public Debt and Growth, Economica Journal, vol. 82, pp. 705-739.