أثر الدين الخارجي على النمو الاقتصادي في مصر ١٩٩٤-٢٠١٨

محمد عباس محمد علي إبراهيم
مدرس الاقتصاد - كلية التجارة – جامعة أسوان

The External Debt Impact on Economic Growth in Egypt 1994-2018

Mohamed Abbas Mohamed Ali Ibrahim
Faculty of Commerce – Aswan University

ملخص

تم في هذه الدراسة تقدير أثر الدين الخارجي على النمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة ١٩٩٤-٢٠١٨ باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة Autoregressive Distributed lag model (ARDL)، وآلية تصحيح الخطأ لإدراك العلاقة بين المتغيرات في الأجلين القصير والطويل معاً.

وأكدت النتائج التجريبية وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين كل من نسبة الدين الخارجي إلى الناتج القومي الإجمالي والنمو الاقتصادي وذلك في الأجلين القصير والطويل. وهذه النتيجة ترجح وجود فرضيات تراكم الدين وأثر المزاحمة للدين الخارجي، والتي تقضي بأن ارتفاع رصيد الدين المتراكم زاحم الاستثمار الخاص وبالتالي أعاق النمو الاقتصادي. وكذلك فرضيات قيد السيولة، وقناة الدين-النمو الاقتصادي ومنحنى لافر. واتخاذ المعلمات الإشارة السالبة قد يعكس أيضاً عدم توجيه الدين الخارجي إلى استثمارات تدر عائد يغطي عبء الدين، أو توجيهها إلى أوجه إنفاق استهلاكية، وبالتالي يكون تأثيرها سالباً على النمو الاقتصادي. وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من نسبة عجز الموازنة العامة

للدولة إلى الناتج المحلى الإجمالي، معدل التضخم، نسبة الدين الخارجي متعدد الأطراف إلى الإجمالي الدين الخارجي والنمو الاقتصادي الحقيقي وذلك في الأجلين القصير والطويل. ووجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين كل من عدد السكان والنمو الاقتصادي في الأجل القصير وموجبة في الأجل الطويل. وأظهرت النتائج وجود علاقة غير معنوية بين كل من درجة الانفتاح الاقتصادي نسبة المنخرطين في التعليم الثانوي والنمو الاقتصادي سواء في الأجل القصير أو الطويل. كما أظهرت النتائج أن قيمة معامل تصحيح الخطأ تبلغ (0.6086-) وهو بإشارة سالبة ومعنوية عند مستوي معنوية ١%. وهي تعني ان النمو الاقتصادي كمتغير تابع يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية t بنسبة 60.86% من اختلال التوازن المتبقي من الفترة t-1. وهي تعكس سرعة تعديل عالية إلى حد ما نحو التوازن.

وعلى ضوء ما سبق، يتضح أن الدين الخارجي كان له تأثير سلبي على النمو الاقتصادي ويجب مراجعة أوجه إنفاق هذا الدين بحيث يتم توجيهه إلى قطاعات إنتاجية أكثر كفاءة والحد من توجيهه إلى أوجه الإنفاق الاستهلاكية. ولعل تقدير أثر المتغيرات الأخرى التي تضمنتها الدراسة على النمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة ١٩٩٤-٢٠١٨ يمكن أيضاً صانعوا السياسة الاقتصادية من تصميم خطة لتوجيه هذه المتغيرات بما يخدم الأهداف الاقتصادية العامة للدولة، وتحقيق الرفاهية الاقتصادية لأفراد المجتمع.

الكلمات المفتاحية: الدين الخارجي، النمو الاقتصادي، عبء الدين الخارجي، نموذج الفجوات الزمنية الموزعة، الاقتصاد المصري.

Abstract

This study investigated the relationship between external debt and economic growth, prompted by continuous increases in Egypt’s external debt to finance its annual budget. Time series

data for the period 1991-2018 were collected from the World Bank and the Central Bank of Egypt. The study employed the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration approach explain the error correction mechanism to ascertain the short-run dynamic nature of external debt and economic growth. Consistent with some existing empirical evidence, the study reveals a negative and significant influence of external debt on economic growth in Egypt either in short run or long run. Further, budget deficit, inflation and Multilateral debt to total debt ratio has positively significant effect in determining growth performance in Egypt either in short run or long run. Population has negatively significant influence in short run but positively significant in long run. Trade openness and secondary enrollment ratio has insignificant effect either in short or long run.

The study, therefore, recommends a more productive use of the external debt fund to affect growth.

The error correction is correctly negatively signed and highly significant and has a high magnitude (-0.6086) suggesting a speed adjustment process, which means that, if Economic growth is 1 percent out of equilibrium, a 60.86 percent adjustment towards equilibrium will take place within the first year.

Keywords: External Debt, Debt Burden, Economic Growth, ARDL, Egyptian Economy.

١. مقدمة

يعد النمو الاقتصادي والتنمية هدفاً رئيسياً لمعظم الدول النامية؛ ومن ثم يتم تعبئة الموارد من المصادر المختلفة بما في ذلك الاقتراض الخارجي للاستثمار في مشاريع قابلة للحياة من أجل تسريع النمو. ويسود القلق بشأن النمو الاقتصادي المستدام في جميع الدول وخاصة الاقتصادات النامية التي كثيراً ما تواجه زيادة في العجز المالي مدفوع بشكل رئيسي بمستويات مرتفعة من أعباء خدمة الدين، ولا سيما خدمة الدين الخارجي وزيادة عجز الحساب الجاري.

ويعرف البنك الدولي الدين الخارجي بأنه الدين الذي تبلغ مدة استحقاقه الأصلية أو المحددة أكثر من سنة واحدة، ويستحق لأفراد أو لهيئات من غير المقيمين ويسدد بعملات أجنبية أو بسلع وخدمات.

ويشكل الدين الخارجي حصة كبيرة من هيكل الدين العام في الدول النامية. إلا أن الاعتماد على الاقتراض الخارجي لا يمكن تبريره فقط في أن الافراط في الاقتراض المحلي يمكن أن يؤدي إلى عدم الاستقرار المالي ومزاحمة القطاع الخاص (Panizza et al., 2010)[١] ، ولكن أيضًا يجب النظر إلى الجانب الآخر كما يرى تودارو وسميث (Todaro and Smith, (2006)[٢] في أن تطوير الدول في مراحلها الأولى من التنمية بحاجة إلى الاقتراض من الخارج بسبب عدم ملاءمة المستوى المحلي من رأس المال للاستثمار.

كان نموذج نمو هارود- دومار Harrod-Domar هو النموذج التقليدي الملهم لخبراء التنمية في شرح أهمية الاقتراض الخارجي في سد الفجوة بين الادخار والاستثمار في الدول النامية. كما يؤكد كروجمان (Krugman, 1988)[٣] على أن التزامات أعباء خدمة الدين تسبب تشوهات في الاقتصاد وبالتالي تثبط الاستثمار والنمو الاقتصادي. ومن ناحية أخرى، يرى إيتون (Eaton, 1993)[٤] أن الدين الخارجي هو العنصر المكمل للمدخرات والاستثمارات المحلية وبالتالي يعزز النمو الاقتصادي.

في مصر، يتمثل الهدف الأساسي للسياسة الاقتصادية كأي دولة نامية في تحقيق النمو

الاقتصادي المستدام مع تطوير البنية التحتية وتقليل الفقر. لذلك، عندما تعجز الحكومة عن تلبية الاحتياجات المالية المطلوبة لتحقيق النمو الاقتصادي المنشود، ترحب بالمساعدات المالية من القطاع الخارجي، والتي تكون معظمها في شكل ديون خارجية.

٢- مشكلة البحث:

في أعقاب ثورة ٢٥ يناير ٢٠١١ وما شهدته مصر من عدم استقرار سياسي صاحبه انخفاض موارد النقد الأجنبي وخاصة من القطاعات التقليدية كقطاع السياحة وتحويلات العاملين بالخارج، وانخفاض الاستثمار الأجنبي المباشر كان لزاماً على مصر حتمية التوجه إلى تدبير موارد النقد الأجنبي وأوجه التمويل المختلفة من الخارج لسد الفجوة المالية بين المدخرات المحلية وهذه المتطلبات التمويلية الملحة.

ولا يعد الاقتراض الخارجي مشكلة سلبية لبلد ما إذا تمكن من تحقيق عوائد تزيد عن تكلفة الاقتراض، وبالتالي يعزز القدرات ويزيد الناتج، وهو ما يجعل من الدين الخارجي منتجًا ومبررًا. لكن قد يصبح الاقتراض الخارجي ضاراً إذا لم يتم استخدام هذه القروض بشكل صحيح وبحكمة. وفي هذه الحالة قد يؤدي هذا الدين إلى اختلال التوازن المالي، كما أن الاقتراض الأجنبي المفرط يجعل البلاد أكثر عرضة للصدمات والأزمات المختلفة، ويقلل من فاعلية السياسات المالية ويحد من قدرة السلطة النقدية على زيادة أسعار الفائدة لأغراض السياسة، وما لها من تأثير على عجز الموازنة والديون.

وعلى الرغم من أن الآثار المحتملة للديون العامة الكبيرة على نمو الناتج تشكل تحديًا كبيرًا لصانعي السياسات والرأي العام بشكل عام، فإن البحوث التطبيقية ذات الصلة بنمو الدين الخارجي وآثاره في مصر لا تزال محدودة إلى حد كبير. لذا سوف يتم في هذه الدراسة تسليط الضوء على هذه المشكلة من خلال اختبار العلاقة بين الدين الخارجي والنمو الاقتصادي في مصر.

٣. هدف البحث

يهدف هذا البحث إلى تقدير أثر الدين الخارجي على النمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة ١٩٩٤-٢٠١٨ باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة Autoregressive Distributed lag model (ARDL) ونموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error Correction Model (UECM). ويرجع اختيار هذه الفترة لعاملين رئيسيين، أولهما توفر البيانات لجميع متغيرات الدراسة، والعامل الثاني هو جودة السلاسل الزمنية وصلاحيتها للقياس وذلك باستيفائها شروط متطلبات النماذج التي سوف يتم تطبيقها ومن ثم الحصول على نتائج تقديرات دقيقة. ونأمل أن تساعد النتائج التي سوف يتم التوصل إليها صانعوا السياسة الاقتصادية من تصميم خطة لإدارة الدين الخارجي بما يخدم الأهداف الاقتصادية العامة للدولة، وتحقيق الرفاهية الاقتصادية لأفراد المجتمع.

٤. خطة البحث

سوف يشمل هذا البحث بالإضافة إلى المقدمة ومشكلة وهدف الدراسة، تطور الدين الخارجي في مصر ومؤشراته، ثم عرض الدراسات النظرية والتطبيقية الحديثة التي تناولت تأثير الدين الخارجي على النمو الاقتصادي في هذا المجال. كما سيتم تناول منهجية الدراسة وتشمل نموذج التقدير فضلاً عن المتغيرات الاقتصادية التي يتضمنها النموذج والبيانات وكيفية الحصول عليها ثم تقدير النموذج ونتائجه، وأخيراً الخلاصة والنتائج.

٥. تطور الدين الخارجي ومؤشراته في مصر

تصنف مصر بأنها إحدى الدول ذات الدخل المتوسط – المنخفض، وبمتوسط نصيب للفرد من الناتج المحلي الإجمالي بلغ في عام 2018 حوالي 2909 دولار (بالأسعار الثابتة لعام ٢٠١٠)، كما أنها إحدى دول منطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا والتي بلغ عدد سكانها في عام ٢٠١٨ حوالي ٩٨.٤ مليون نسمة. وحقق الناتج المحلي الإجمالي في مصر معدل نمو بلغ نحو ٤.٥٣% خلال الفترة ١٩٩٤-٢٠١٨، كما

بلغت تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر حوالي ٨.١٤ مليار دولار والذي مثل حوالي ٣.٢٦% من الناتج المحلي الإجمالي في عام ٢٠١٨ (http://data.worldbank.org/indicator/)[٥].

شهد الدين الخارجي في مصر زيادة ملحوظة كما هو موضح في جدول رقم (١) من ٣٢.٤٩٩ مليار دولار في عام ١٩٩٤ إلى ١٠٠.١٨٦ مليار دولار عام ٢٠١٨ بمتوسط معدل نمو خلال الفترة بلغ نحو ٥.٧٩% ، وهي تقارب متوسط معدل نمو الدين الخارجي خلال الفترة ١٩٩٤-٢٠١٤. إلا أنه من الملاحظ خلال الأربعة سنوات الأخيرة ٢٠١٤-٢٠١٨ ارتفع الدين الخارجي بشكل كبير بمتوسط معدل نمو خلال الفترة بلغ ٢٤.٤٦%، وقد يرجع ذلك إلى الظروف السياسية غير المستقرة التي مرت بها البلاد وفقدان موارد النقد الأجنبي من المصادر التقليدية كالسياحة وتحويلات العاملين من الخارج، هذا فضلاً عن الخطط الطموحة للتنمية الاقتصادية التي وضعتها مصر والتي تتطلب تمويل كبير في كافة القطاعات الاقتصادية.

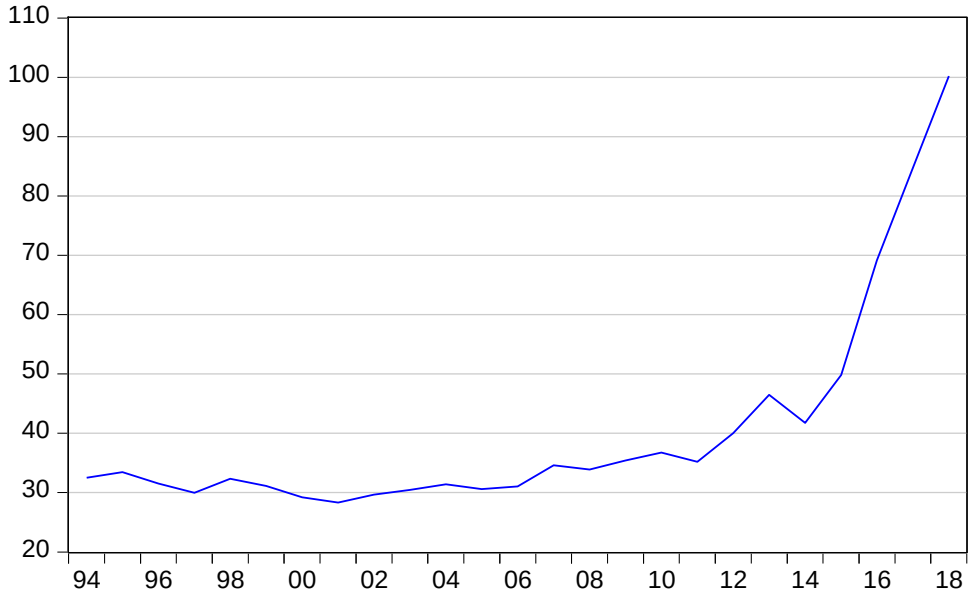
جدول رقم (١) تطور الدين الخارجي في مصر خلال الفترة ١٩٩٤-٢٠١٨

الدين الخارجي (مليار دولار)			متوسط معدل النمو (%)		
١٩٩٤	٢٠١٤	٢٠١٨	١٩٩٤-٢٠١٤	٢٠١٤-٢٠١٨	١٩٩٤-٢٠١٨
٣٢.٤٩٩	٤١.٧٤١	١٠٠.١٨٦	4.47	٢٤.٤٦	٥.٧٩

Source: World Bank, World Bank Development Indicator, http://data.worldbank.org/indicator/.

ويؤكد ذلك الشكل رقم (١) الذي يمثل تطور الدين الخارجي لمصر خلال نفس الفترة، ويلاحظ من الشكل أنه منذ عام 2014 أخذ في الارتفاع بشكل كبير من ٤١.٧٤١ مليار دولار إلى ١٠٠.١٨٦ مليار دولار في عام ٢٠١٨.

الشكل رقم (١) الدين الخارجي في مصر خلال الفترة ١٩٩٤-٢٠١٨ (مليار دولار)



المصدر: حسبت باستخدام بيانات من:

World Bank, World Bank Development Indicator, http://data.worldbank.org/indicator/.

ويوضح الجدول رقم (٢) تطور الدين الخارجي في مصر بين عامي ٢٠١٤ و٢٠١٨ مقارنة بمنطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا. وتشير البيانات الواردة بالجدول إلى أن متوسط معدل نمو الدين الخارجي لمصر خلال الفترة والذي بلغ ٢٤.٤٦% يفوق كثيراً معدل نمو الدين الخارجي لمنطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا والذي بلغ ٩.٢٤%، الأمر الذي رفع الوزن النسبي لمصر من إجمالي الدين الخارجي للمنطقة من ١٨.٥٣% إلى ٣١.٢٤% في نهاية الفترة. وهذا يدلل على الارتفاع الحاد للدين الخارجي المصري والذي يرجع إلى حد بعيد كما أشرنا سابقاً للظروف السياسية غير المستقرة التي مرت بها البلاد وفقدان موارد النقد الأجنبي من المصادر التقليدية

كالسياحة وتحويلات العاملين من الخارج، هذا فضلاً عن الخطط الطموحة للتنمية الاقتصادية التي وضعتها مصر والتي تتطلب تمويل كبير في كافة القطاعات الاقتصادية

جدول رقم (٢) مقارنة تطور الدين الخارجي في مصر ومنطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا خلال الفترة ٢٠١٤-٢٠١٨

المنطقة	الدين الخارجي (مليار دولار)		متوسط معدل النمو (%)	الوزن النسبي لمصر من إجمالي منطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا (%)	
			٢٠١٨-2014	٢٠١٤	٢٠١٨
مصر	٤١.٧٤	١٠٠.١٨٦	24.46	١٨.٥٣	٣١.٢٤
الشرق الأوسط وشمال أفريقيا*	٢٢٥.٢	٣٢٠.٧	9.24	-	-

Source: World Bank, World Bank Development Indicator, http://data.worldbank.org/indicator/

*World Bank, Debt Report, 2020, p. 9.

وعلى الرغم من الارتفاع الملحوظ في مؤشرات الدين الخارجي لمصر، إلا أنه وفقا لتصنيف صندوق النقد والبنك الدوليين فإن هذه المؤشرات تقع في الحدود الآمنة. وبمقارنتها بنظيراتها لمجموعات دول الأقاليم الاقتصادية وتحديداً منطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا وكما هو موضح في جدول رقم (٣) نلاحظ ما يلي:

١- ارتفع مؤشر إجمالي الدين الخارجي إلى الناتج القومي الإجمالي من ١٤% في عام ٢٠١٤ إلى ٤٠% في عام ٢٠١٨ وهي قفزة مرتفعة نسبياً خلال فترة قصيرة نسبياً، وذلك على الرغم من أن نفس المؤشر ارتفع بشكل أقل حدة من

١٧.٥% إلى ٢٦.٦% خلال نفس الفترة في منطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا. وقد يرجع ذلك إلى الخطط التنموية الكبيرة التي صاغتها مصر، وكذلك انخفاض موارد النقد الأجنبي نتيجة الأحداث السياسية التي شهدتها مصر مقابل الزيادة في الاحتياجات الاستراتيجية الاستهلاكية.

٢- ارتفاع مؤشر نسبة الدين الخارجي إلى الصادرات من ٨٨% في عام ٢٠١٤ إلى ١٨٨% في عام ٢٠١٨، ويرجع ذلك إلى تزامن زيادة الدين الخارجي بشكل حاد من جهة وعلى الجانب الآخر انخفاض الصادرات من ناحية أخرى، خاصة صادرات السياحة. ويلاحظ كذلك ارتفاعها بشكل كبير عن الارتفاع الذي شهدته منطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا من ٦٥% إلى ٩٤% خلال نفس الفترة، حيث وصل في نهاية الفترة إلى الضعف.

٣- ارتفع مؤشر عبء الدين الخارجي إلى الصادرات بشكل طفيف نسبياً خلال الفترة ٢٠١٤-٢٠١٨ من ١٣% إلى ١٥%، ويرجع ذلك إلى أن النسبة الأكبر من الدين الخارجي هي ديون متوسطة وطويلة الأجل. وصاحب ذلك أيضاً زيادة مشابهة لمنطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا.

٤- بلغ مؤشر الديون الخارجية قصيرة الأجل ٨% فقط من إجمالي الدين الخارجي في عام ٢٠١٤ وارتفعت بشكل طفيف إلى ١٠% في عام ٢٠١٨. وصاحب ذلك انخفاض طفيف في هذه النسبة لمنطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا خلال نفس الفترة، إلا أنها في العموم تعد نسب جيدة لما تعطيه الديون طويلة الأجل من مرونة في القدرة على السداد من العوائد التي من المتوقع أن تدرها الاستثمارات التي وفرتها هذه الديون.

٥- انخفضت مؤشر نسبة إجمالي الدين الخارجي متعدد الأطراف إلى إجمالي الدين الخارجي من ٢٦% عام ٢٠١٤ إلى ٢٠% عام ٢٠١٨ وصاحب ذلك أيضاً انخفاض هذا المؤشر لمنطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا من ١٩% إلى ١٨%. وعلى الرغم من أن الأفضل أن تكون هذه النسبة مرتفعة لما

تعطيه من مرونة في حالة التعثر عن السداد إلا أن هذه النسب تعد مقبولة في العموم ومقارنة بمثيلاتها في المناطق الأخرى بالعالم.

جدول رقم (٣) مؤشرات الدين الخارجي في مصر ومنطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا في عامي ٢٠١٤-٢٠١٨

البيان	مصر		الشرق الأوسط وشمال أفريقيا	
	٢٠١٤	٢٠١٨	٢٠١٤	٢٠١٨
إجمالي الدين الخارجي/ الناتج القومي الإجمالي (%)	١٤	٤٠	17.5	26.6
نسبة الدين الخارجي إلى الصادرات (%)	٨٨	١٨٨	٦٥	٩٤
عبء الدين الخارجي إلى الصادرات (%)	١٣	١٥	٨	١٠
الدين الخارجي قصير الأجل/إجمالي الدين الخارجي (%)	٨	١٠	١٨	١٦
الدين الخارجي متعدد الأطراف / إجمالي الدين الخارجي (%)	٢٦	٢٠	١٩	١٨

Source: World Bank, International Debt Statistics, 2020, p. ٢١, p. 56.

وفيما يتعلق بتطور الدين الخارجي حسب آجال الاستحقاق الأصلية، بلغت الديون طويلة ومتوسطة الأجل المضمونة وغير المضمونة عام ٢٠١٨ حوالي ٩٠% من إجمالي الدين الخارجي، في حين بلغت الديون قصيرة الأجل ١٠% من إجمالي الدين الخارجي. وهو الأمر الذي لم يتغير كثيراً عن عام ٢٠١٤ حيث كانت الديون طويلة ومتوسطة الأجل المضمونة وغير المضمونة حوالي ٩٢% والديون قصيرة الأجل حوالي ٨% (World Bank, International Debt Statistics, 2020). ويعد هذا مؤشراً جيداً كما أشرنا سابقاً، حيث تعطي الديون طويلة الأجل مرونة في القدرة على السداد من العوائد التي من المتوقع أن تدرها الاستثمارات التي وفرتها هذه الديون. ومن الملاحظ أيضاً استحواذ كل من المؤسسات الدولية والإقليمية وودائع غير المقيمين والسندات على معظم مصادر تلك الديون.

وفيما يتعلق بتطور الدين الخارجي وفقاً للقطاع المدين، بلغ الدين المستحق على الحكومة العامة في عام ٢٠١٨ حوالي ٥٠,٧٪ من إجمالي الدين الخارجي، في حين بلغ الدين المستحق على البنك المركزي نحو ٢٧,٥ مليار دولار (البنك المركزي المصري، التقرير السنوي، ٢٠١٨/٢٠١٩)[٦]. كما يتوزع الدين الخارجي لمصر وفقاً لأهم الدائنين في عام ٢٠١٨ بين ٢٨,٢ مليار دولار تستحق للمؤسسات الدولية والإقليمية، ونحو ٢٢,٥ مليار دولار تستحق للدول العربية تمثل أغلبها في السعودية بنسبة ٩,٣٪، الامارات ٩,٠٪، والكويت ٥,٥٪.أما رصيد السندات المصدرة في الخارج (حيازة غير مقيمين) بلغ ١٤,٢مليار دولار، وحوالي ٩,٢ مليار دولار تستحق لأهم خمسة دول أعضاء في نادي باريس هي المانيا بمبلغ ٣,١ مليار دولار و ٢.٢ مليار دولار لليابان، و ١.٥ مليار دولار لفرنسا، و ١.٣ مليار دولار للولايات المتحدة الأمريكية، و ١.١ مليار دولار للمملكة المتحدة، و ٦.٥ مليار دولار للصين (البنك المركزي المصري، المجلة الاقتصادية، أعداد متفرقة)[٧].

٦- الأدب الاقتصادي

يوفر نموذج هارود دومار للنمو علاقة أساسية مباشرة بين الادخار ومعدل النمو الاقتصادي. فوفقاً للنموذج، يعد تراكم رأس المال في شكل مدخرات ضرورياً لتحقيق النمو الاقتصادي. وفي هذا الإطار ينظر للاقتراض الخارجي على أنه رأس مال يساعد على سد الفجوة التمويلية في البلدان النامية، ويعد أمراً ضرورياً لتعزيز النمو الاقتصادي (Eaton, J., 1993)[٨].

وعلى الرغم من عدم وجود اتفاق عام لتفسير العلاقة بين الديون الخارجية والنمو الاقتصادي سواء تنظيرياً أو تطبيقياً. إلا أن الافتراضات النظرية والنتائج التجريبية تكشف عن وجود علاقة سلبية.

وقد تم وضع عدة فرضيات بشأن الآثار السلبية للديون الخارجية على النمو الاقتصادي في الدول النامية. وهي فرضية تراكم الدين Debt Overhang Hypothesis ، وتأثير المزاحمة Crowding-Out Effect ، وفرضية قيد السيولة

Liquidity Constraint Hypothesis، وفرضية الدين الخارجي – النمو الاقتصادي، ونظرية منحنى لافر للدين Debt Laffer Curve Theory (Senadza et al., 2017)[٩]. ويمكن توضيحها على النحو التالي:

أولاً: فرضية تراكم الدين.

عرّف كروجمان (Krugman, 1988)[١٠] تراكم الدين بأنه الوضع الذي فيه يكون العائد المتوقع على الدين الخارجي منخفض قليلاً عن القيمة التعاقدية للدين. بينما يؤكد بورينشتاين (Borensztein, 1990)[١١] أن تراكم الدين هو الوضع الذي يستفيد فيه البلد المدين بعائد قليل للغاية لأي استثمار إضافي بسبب أعباء خدمة الدين. وتقوم فرضية تراكم الدين على منظورين رئيسيين، وهما المنظور الضيق (التقليدي) ومنظور أوسع. المنظور الضيق يفترض أن تأثير تراكم الدين يظهر عندما يتوقع المستثمرون زيادة معدل الضريبة على عوائد رأس المال لتوجيهها لخدمة الدين، وبالتالي تقليل حجم استثماراتهم لتجنب ارتفاع الضرائب في المستقبل (Krugman, 1988[١٢]; Anyanwu, 1994[١٣]; Sachs, 2002[١٤]). وتفترض النماذج الكلاسيكية الجديدة أن فرض ضرائب على مدفوعات الفائدة على الدين الخارجي يقلل الدخل المتاح للأفراد وبالتالي يحد من مدخرات دافعي الضرائب.

ويبرهن المنظور الواسع من فرضية تراكم الدين أنه يحدث عزوف عن الاستثمار عندما يتوقع المستثمرون زيادة معدل التضخم وانخفاض قيمة العملة وغير ذلك من التدابير الاقتصادية المشوهة، لاستخدامها كأداة لخدمة دين. كما تثبط مفاوضات إعادة جدولة الديون العزيمة للاستثمار لأنها ترفع من درجة عدم التأكد في بيئة الأعمال (Claessens et al., 1966)[١٥].

ووفقا لماير (Meyer, 1979)[١٦] ، يشير مفهوم تراكم الديون إلى أنه الحالة التي يصبح فيها عبء الديون كبير جدًا بحيث لا يمكن لأي كيان تأمين دين إضافي لتمويل المشاريع المستقبلية. كما يمكن تعريفه أيضاً بأنه الحالة التي عندها لا تكون المشاريع المستقبلية مربحة بما يكفي لتمكينها من تقليل مديونيتها بمرور الوقت. إن تراكم الدين يثبط الاستثمار الحالي لأن جميع الأرباح من المشاريع الجديدة ستذهب فقط لحاملي

الديون الحاليين، الأمر الذي يترك حافزًا ضئيلًا للمؤسسات لمحاولة تحرير نفسها من هذه الديون. وفي سياق سيادة الحكومات، يشير المصطلح إلى الحالة التي يتجاوز فيها الدين مخزون القدرة المستقبلية للأمة على السداد.

ثانيًا: فرضية أثر المزاحمة للدين الخارجي

يقلل عبء خدمة الدين من الإنفاق العام للحكومة، بما في ذلك الإنفاق على الاستثمارات الاجتماعية مثل التعليم والصحة وهما أمران أساسيان للنمو الاقتصادي. علاوة على ذلك، يفرض عبء الديون الثقيل على الحكومة اللجوء لاستخدام الإيرادات الحكومية قصيرة الأجل لخدمة الدين، وبالتالي مزاحمة الاستثمار العام في الاقتصاد (Serieux and Yiagadeesen, 2001)[١٧]. ويمكن أن يقود الانخفاض في الاستثمار العام إلى انخفاض في الاستثمار الخاص طالما أن بعض الاستثمارات الخاصة والاستثمارات العامة تكون متكاملة (Taylor, 1983)[١٨].

ثالثا: فرضية قيد السيولة

تتمثل فرضية قيد السيولة أو أثر ضغط الواردات في تأثير نمو عبء الديون المرتفع على حساب ميزان المدفوعات. تحتاج الدول ذات عبء الديون المرتفعة ما يكفي من تدفقات النقد الأجنبي لخدمة الدين، وخاصة عندما تكون عملتها غير قابلة للتداول في السوق الدولية. وهي الحالة التي تتسم فيها الدولة بانخفاض الصادرات وانخفاض تدفقات رأس المال الداخلة وكذلك عدم كفاية الاحتياطيات الدولية فإن قضية خدمة الديون تصبح مشكلة. ولذلك قد تلجأ الدولة لخفض قيمة العملة أو خفض الاستهلاك أو تقييد الاستيراد أو مزيج منها بهدف جذب التدفقات الداخلة من الصرف الأجنبي (Serieux and and Yiagadeesen, 2001)[١٩]. ويرى تايلور (Taylor, L., 1983)[٢٠] أن تقييد الواردات من السلع المستوردة وخاصة المدخلات ورأس المال يجعل تكلفتها باهظة الثمن مما قد يؤدي إلى تخفيض معدل النمو الاقتصادي.

رابعًا: فرضية قناة الدين الخارجي – النمو الاقتصادي

يمكن تتبعها من خلال فرضية الأثر المباشر للدين والتي صاغها فوسو Fosu. حيث

تشير فرضيات تراكم الدين، وأثر مزاحمة الدين الخارجي، وقيد السيولة إلى تأثير سلبي غير مباشر للديون الخارجية على النمو الاقتصادي من خلال التخفيضات في حجم الاستثمار. ومع ذلك، يرى أنه، على الرغم من عدم تضمين الدين الخارجي في دالة الادخار والاستثمار، إلا أنه لا يزال بإمكانه التأثير على نمو الإنتاج من خلال تأثيره على مزيج إنتاجية عامل الانتاج والاستثمار. وأنه إلى جانب أن انخفاض الاستثمار من الممكن أن يقلل النمو الاقتصادي، فقد يؤدي الدين الخارجي أيضًا إلى تخفيض إنتاجية عوامل الإنتاج وبالتالي تثبيط النمو الاقتصادي [٢١](Fosu, 1999).

ويرى باتيلو وآخرون [٢٢](Pattillo, et. al, 2004) أن عبء الديون المرتفع يخلق عدم التأكد وبالتالي تحيز الاستثمار نحو الأدوات قصيرة الأجل على حساب الاستثمار طويل الطويل. لذلك يصبح المستثمرون مترددين في الاستثمار في مشاريع ذات فترات أطول بسبب حالة عدم التأكد العالية التي تميز الأجل الطويل.

خامساً: فرضية منحنى لافر Debt Laffer Curve

يفترض منحني لافر للدين وجود علاقة غير خطية بين الدين الخارجي والنمو الاقتصادي، وذلك بافتراض أن هناك مستوى أمثل للديون يعزز النمو الاقتصادي. بل أبعد من ذلك، يؤدي تزايد تراكم الدين إلى إعاقة النمو الاقتصادي. ويرى كوهين [٢٣](Cohen, 1993) أنه يمكن استخدام منحنى لافر للدين لإظهار العلاقة بين القيمة الاسمية للديون والاستثمار، حيث يوضح المنحنى أنه عند تجاوز الديون المستحقة إلى ما بعد نقطة أو مستوى معين، تبدأ القدرة على السداد في الانخفاض. بمعنى آخر، يجعل أي بلد يسعى لتمويل عجز ميزانيته باقتراض رأس المال من الموارد المتاحة للاستثمار بالقدر الذي يمكن أن يساعده في تعزيز أهداف النمو الاقتصادي. ومع ذلك، فإن الاقتراض بعد مستوى معين يخلق تحديات تراكم الدين وخدمة الدين، وقد يثبط النمو الاقتصادي [٢٤](Pattillo et al., 2002).

لقد تناولت عدة دراسات تأثير الدين العام على النمو الاقتصادي، إلا أن معظم تلك الدراسات ركزت على قضايا الديون الخارجية للدول النامية بشكل عام. وجاءت

الدراسات التطبيقية لأثر الديون الخارجية على النمو الاقتصادي مختلطة بين الأثر السلبي والإيجابي وعدم وجود أثر، واختلفت ليس فقط في الدولة أو مجموعة الدول التي تم دراستها، ولكن أيضًا في فترة الدراسة وأساليب تحديد وتقدير النموذج ومجموعة المتغيرات الاقتصادية التي تضمنتها النماذج المقدرة بما في ذلك المتغير المعبر عن الدين.

فبينما أثبتت بعض الدراسات العلاقة السلبية بين الدين الخارجي والنمو الاقتصادي (Reinhart and Rogoff, 2010[٢٥]; Butts, 2009[٢٦]; Hameed and Chaudhary, 2008[٢٧]; Were, 2001[٢٨]; Iyoha, 1999[٢٩]; Fosu, 1999[٣٠]; Elbadawi et al., 1996[٣١]) ، أكد آخرون وجود علاقة إيجابية (Jayaraman et al., 2008[٣٢] and Warner, 1992[٣٣]). كما أثبتت دراسات أخرى عدم وجود علاقة بين الدين الخارجي والنمو الاقتصادي (Frimpong and Oteng-Abaye, 2003[٣٤]; Afxentiou and Serletis, 1996[٣٥]; Chowdhury, 1994[٣٦]; Cohen, 1993[٣٧]) .

٧. منهجية الدراسة

يتم في هذا الجزء تناول نموذج الدراسة والمتغيرات الاقتصادية التي يتضمنها النموذج والبيانات وكيفية الحصول عليها، فضلاً عن الإطار النظري لتقييم خصائص السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية لاختيار النموذج المناسب للتقدير وإطاره النظرى، وفي النهاية تقدير النموذج وتقييم نتائجه.

١/٧ نموذج الدراسة

وفقاً للنظرية الاقتصادية وما تم عرضه من دراسات سابقة، تم بناء نموذج تأثير الدين الخارجي على النمو الاقتصادي في مصر بحيث يشمل المتغيرات الرئيسية المستهدفة الناتج المحلي الإجمالي والدين الخارجي إلى الناتج القومي الإجمالي. ومع ذلك، تم إضافة عدد من المتغيرات لتحسين جودة النموذج واعتمدت عليها عدة دراسات تجريبية مثل عجز الموازنة العامة إلى نسبة الناتج المحلي الإجمالي، ومستوى

التضخم، ونسبة القيد في التعليم الثانوي إلى إجمالي السكان، ودرجة الانفتاح التجاري، وعدد السكان، ونسبة الديون الخارجية متعددة الأطراف إلى إجمالي الدين الخارجي. ويتخذ النموذج الشكل التالي:

$$Y=f(E, B, O, P, N, S, M)$$

حيث يمثل Y الناتج المحلى الإجمالي الحقيقي بالأسعار الثابتة لعام ٢٠١٠، E نسبة الدين الخارجي إلى الناتج القومي الاجمالي، B نسبة عجز الموازنة العامة إلى الناتج المحلى الاجمالي، O درجة الانفتاح التجاري مقاساً بإجمالي الصادرات والواردات إلى الناتج المحلي الاجمالي، P معدل التضخم معبراً عنه بالرقم القياسي للأسعار (2010=100)، N عدد السكان، S معدل الانخراط في التعليم الثانوي، M الدين الخارجي متعدد الأطراف الي اجمالي الدين الخارجي.

وتم استخدام البيانات السنوية للمتغيرات محل الدراسة خلال الفترة 1994 إلى 2018 في مصر. وقد تم الحصول على جميع البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة من مؤشر التنمية للبنك الدولي [٣٨](World Bank Development Indicator, 2020)، ما عدا نسبة عجز الموازنة العامة للدولة والتي تم الحصول عليها من البنك المركزي المصري[٣٩]. وتظهر جميع هذه العوامل في الجدول (م -١) في الملحق.

اختبرت دراسات فيشر [٤٠](Fischer, 1993) وإيسترلي وريبيلو (Easterly, W. and Rebelo, 1993[٤١]) دور السياسة المالية في تحديد نمو الناتج. ووجدوا أن هناك عجزًا كبيرًا وثابتًا في الميزانية يمارس تأثيراً سلبياً على النمو الاقتصادي. وبالتالي، اقترحوا أن العلاقة التي تربط بين عجز الموازنة العامة والنمو الاقتصادي علاقة عكسية.

تلعب الأسعار دورًا حيويًا في الاقتصاد بتخصيص الموارد بكفاءة أكبر، إلا أنه من ناحية أخرى يمكن لارتفاع الأسعار أن يشوه الاستقرار الاقتصادي. وبالتالي، قد يكون مستوى التضخم المرتفع ضارًا على النمو من خلال التأثير سلبًا على جهود اتخاذ القرار من جانب المتعاملين في الاقتصاد ([٤٣]Khan and Ssnhadji, 2001 [٤٢]Barro,1996).

لذلك، من المتوقع أن يؤثر التضخم سلبياً على النمو الاقتصادي.

يعد رأس المال البشري في نظرية النمو الحالية متغيرًا أساسيًا آخر في تفسير النمو الاقتصادي. لذا تم تضمين النموذج متغير نسبة الالتحاق بالمدارس الثانوية (SER) إلى إجمالي السكان كبديل عن رأس المال البشري. ومن المتوقع أن يكون لرأس المال البشري تأثير إيجابي على النمو الاقتصادي، حيث يميل الأشخاص المتعلمون والمهرة إلى أن يكونوا أكثر إنتاجية.

يعكس الانفتاح التجاري، المقاس من خلال نسبة إجمالي التجارة الخارجية إلى الناتج المحلي الإجمالي مدى ارتباط الاقتصاد ببقية العالم. حيث يكون الاقتصاد الأكثر انفتاحاً تجارياً أكثر قدرة على استيعاب التطور الحادث في الآلات والتكنولوجيا وهي قضية على قدر كبير من الأهمية في طريق تطور الدول. أظهر جالوب وآخرون (Gallup, J. et al., 1998)[٤٤] أن الاقتصادات المفتوحة بشكل عام تكون في وضع أفضل لاستيراد تقنيات وأفكار جديدة من بقية العالم مقارنة بالاقتصادات المغلقة (Barro, 1996[٤٥] and Easterly, et. al, 1997[٤٦]) ، لذلك نتوقع أن يكون لزيادة درجة الانفتاح التجاري تأثير إيجابي على النمو الاقتصادي. كما يعد السكان مكوناً رئيسياً في النمو الاقتصادي، فمن المتوقع أن يكون تأثيرهم إيجابياً على النمو الاقتصادي.

ويهدف هذا البحث إلى توظيف التطورات الأخيرة في تحليل التكامل المشترك، بتقدير العلاقة بين الدين الخارجي والنمو الاقتصادي في مصر. وبالنظر إلى مدى الحاجة إلى مثل هذه التقديرات لغرض التخطيط والتنمية الاقتصادية الوطنية، تصبح الدقة في التقدير ذات أهمية بالغة. وسوف تقييم خصائص السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية محل الدراسة من أجل تحديد رتبة التكامل لكل سلسلة لاختيار النموذج المناسب للتقدير.

٢/٧ اختبار جذر الوحدة Unit Root Test**:**

في الخطوة الأولى نستخدم اختبار جذر الوحدة Unit Roots Test لمعرفة مدى

سكون السلاسل الزمنية المستخدمة في القياس وتجنب النتائج الزائفة نتيجة لعدم سكونها، من خلال استخدام اختبار ديكي - فوللر المطور Augmented Dickey-Fuller (ADF). وفي الخطوة الثانية وفي حالة ثبوت سكون السلاسل الزمنية وبنفس الرتبة، نتحول إلى اختبارات التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود Bounds test في إطار نموذج ARDL.

يعد اختبار جذر الوحدة من الأساليب الحديثة لاختبار مدى سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية، وتعتمد فكرته على المعادلة التالية:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \xi_t$$

وتمثل Y_t المتغير في الفترة (t) ، و ξ_t حد الازعاج أو الاضطراب وهو ذو وسط حسابي يساوي صفر ($\mu=0$) وتباين ثابت ($\sigma^2=1$) وتغاير يساوي صفر $cov(\xi_t)=0$ وعندما تكون ($\rho=1$) مقبولة إحصائياً فإن ذلك يثبت أن السلسلة الزمنية غير ساكنة وأن البيانات تعاني من جذر الوحدة.

ويجب معالجة كل سلسلة زمنية غير ساكنة بأخذ الفروق، حيث يتم معالجة Y_t إذا كانت غير ساكنة بأخذ الفروق للدرجة (d , ... ,1,2,3) لجعلها ساكنة، وفي هذه الحالة تكون السلسلة الزمنية متكاملة من الرتبة d ، ويرمز لها $Y_t \approx I(d)$. ويعد اختبار ديكي-فوللر المطور من أهم الطرق المستخدمة لاختبار البيانات التي تعاني من جذر الوحدة، ويعتمد هذا الاختبار على الآتي:

النموذج الأول: بدون مقطع بدون اتجاه زمني

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \rho_j \Delta Y_{t-1} + \xi_t$$

النموذج الثاني: وجود مقطع وبدون اتجاه زمني

$$\Delta Y_t = \alpha + (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \rho_j \Delta Y_{t-1} + \xi_t$$

النموذج الثالث: وجود مقطع ووجود اتجاه زمني

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \rho_j \Delta Y_{t-1} + \xi_t$$

حيث يمثل α المقطع وT الاتجاه الزمني ويتم حسابه كالتالي:

$$T = \left(t - 1 - \frac{1}{2}N\right) \quad , (t=2,3, \ldots\ldots\ldots N)$$

وتمثل K_{max} فترة التباطؤ الأعظم، ويتم تحديدها بناء على الصيغة التالية:

$$K_{\max} = \text{int}\{12(N/100)^{1/4}\} \quad , \quad \text{int=integr}$$

N حجم العينة

٣- يتم تحديد مستوى المعنوية للمقطع α في ظل الفرضين التاليين:

- الفرض الصفري

H_0: $\rho = 1$

- الفرض البديل

H_1: $\rho < 1$

فإذا كانت ρ تساوي واحد نقبل الفرض الصفري وفي هذه الحالة تعاني السلسلة الزمنية من جذر الوحدة أي أنها غير ساكنة، أما إذا كانت ρ أقل من الواحد الصحيح نرفض الفرض الصفري ونقبل الفرض البديل وفي هذه الحالة تكون السلسلة الزمنية خالية من جذر الوحدة وبالتالي تكون ساكنة.

٣/٧ اختبار التكامل المشترك:

عند تقدير علاقة انحدار بين عدد من المتغيرات في صورة سلاسل زمنية غير ساكنة فمن الممكن أن تكون هذه العلاقة المقدرة زائفة، حتى وإن جاءت مؤشرات مثل R^2 وقيم t المحسوبة كبيرة، لان التغير في هذه المتغيرات قد يرجع إلى متغير آخر وهو الزمن (t)

والذي يؤثر فيهما جميعاً الأمر الذي يجعل العلاقة بينها متصاحبة، أي تربط بينها علاقة اقتران أو ارتباط وليس علاقة سببية. وعلى الرغم من أن أحد الحلول لعدم سكون السلسلة الزمنية هو أخذ الفرق، لكن على الجانب الآخر تقدير الانحدار للمتغيرات في صورة فروق لكل متغير ليس بالحل المطلوب، لأنه قد يؤدي إلى فقدان خصائص الأجل الطويل. ومن هنا جاءت فكرة التكامل المشترك حيث تحمل خصائص الاجل القصير والطويل وتكون هذه النماذج ساكنة حتى وان كانت المتغيرات في الأصل غير ساكنة، وهي بداية فكرة التكامل المشترك. وبالتالي يمكن القول ان التكامل المشترك يشير الي طريقة الحصول على علاقة توازنية طويلة الاجل بين متغيرات ساكنة.

وتتلخص فكرة التكامل المشترك بين سلسلتين زمنيتين Y_t وX_t في أنه إذا كانت هاتين السلسلتين متكاملتين من نفس الرتبة (d) أي أن:

$$X_t \sim I(d)$$

$$Y_t \sim I(d)$$

ويوجد بين هذين المتغيرين العلاقة التالية:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \mu_t$$

وأن هذه العلاقة متكاملة من الرتبة (b) حيث (b<d) ، ففي هذه الحالة يوجد تكامل مشترك بين السلسلتين الزمنيتين Y_t وX_t من الرتبة (d,b) ويتم صياغتها كالتالي:

$$X_t \, . Y_t \sim CI(d.b)$$

وتسمى المعادلة $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \mu_t$ بمعادلة انحدار التكامل المشترك، ويمكن ان تعمم الفكرة لأكثر من متغيرين وفي هذه الحالة لا يطبق شرط تساوي السلاسل الزمنية في رتبة التكامل، ولكن يشترط أن تكون رتبة تكامل المتغير التابع لا تتجاوز (أقل من أو تساوي) رتبة تكامل أي من المتغيرات المستقلة.

وتوجد عدة طرق لاختبار مدى وجود التكامل المشترك بين السلاسل الزمنية، ومن أهمها طريقة جوهانسون_جوسيليوس Johansen-Juselius، ولتحديد عدد متجهات

التكامل المشترك اقترحا إجراء اختبارين (Johansen, 1988[٤٧], 1991[٤٨]) و (Johansen and Juseluis, 1990[٤٩]) ، والتي تعتمد على اختبارات نسب الأفضلية Likelihood Ratio Tests (LR) لجوهانسن والمبني على اختبار الأثر Trace of the Stochastic Matrix واختبار القيم العظمى المميزة Maximum Eigenvalue Stochastic Matrix.

إن اختبارات التكامل المشترك السابق ذكرها تتطلب أن تكون المتغيرات محل الدراسة متكاملة من الرتبة نفسها، وأن هذه الاختبارات ينتج عنها نتائج غير دقيقة في حالة ما إذا كان حجم عينة الدراسة (عدد المشاهدات) صغيراً. ونتيجة لهاتين المشكلتين أصبح منهج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL والذي قدمه بيسيران وآخرون شائع الاستخدام في الفترة الأخيرة [٥٠](Pesaran at al., 2001).

٤/٧ نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة

Autoregressive Distributed lag model (ARDL)

يتأسس هذ النموذج على أنه في تقدير السلاسل الزمنية، قد توجد فترة طويلة نسبياً تفصل بين صنع القرار الاقتصادي والتأثير النهائي في الهدف الاقتصادي، بعبارة أخرى إن استجابة المتغير التابع Y للتغير في المتغير المستقل X تتوزع على نطاق واسع عبر الزمن، فإذا كانت المدة التي تفصل بين الاستجابة والتأثير طويلة نسبياً فإن المتغيرات التفسيرية المتباطئة يجب تضمينها في النموذج.

ويستند نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة Autoregressive Distributed lag model (ARDL) إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error Correction Model(UECM). ويمتاز عن النوع التقليدي لأساليب التكامل المشترك بقدرته على إمكانية تقدير التأثير في الأجلين القصير والطويل في نفس الوقت، كما يمكننا من التخلص من المشكلات المتعلقة بحذف المتغيرات. بالإضافة الى ذلك فإن المعلمات الناتجة عن هذه الطريقة تكون غير متحيزة وكفؤه لأنها تمنع حدوث مشكلة الارتباط الذاتي. كما يمكن تطبيق هذا النموذج

سواء كانت المتغيرات ساكنة عند المستوى أي متكاملة من الرتبة صفر I(0) أو متكاملة من الرتبة الأولى I(1) أو مزيج منهما، ويشترط ألا يكون أحد المتغيرات متكاملاً من الرتبة الثانية I(2) أو أعلى . ويتميز هذا النموذج أيضاً بإمكانية تطبيقه في حالة ما إذا كان حجم العينة صغيراً، وهذا عكس معظم اختبارات التكامل المشترك التقليدية التي يتطلب أن يكون حجم العينة كبيراً لكي تكون النتائج أكثر كفاءة.

ويتم تطبيق طريقة ARDL على ثلاث خطوات، يتم في الخطوة الأولى اختبار التكامل المشترك لمتغيرات الدراسة وذلك في إطار تصحيح الخطأ غير المقيّد Unrestricted Error Correction Model (UECM) وفقاً للمعادلة التالية (Baranzini et al., 2013):[٥١]

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \Delta Y_{t-1} + \sum_{k=1}^{n} \lambda_k \Delta X_{t-1} + \varphi Y_{t-1} + \delta X_{t-1} + \eta_t$$

حيث أن، Y المتغير التابع، X متجه المتغيرات المستقلة، $\alpha, \beta, \lambda, \varphi, \delta$ معلمات المتغيرات، m فترات الإبطاء لمتغيرات الفرق الأول للمتغير Y، n فترات الإبطاء لمتغيرات الفرق الأول للمتغير X ، η حد الخطأ العشوائي.

ويتم اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات في المعادلة (5) من خلال اختبار الفرضيات التالية:

الفرض الصفري: عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات $H_0: \varphi = \delta = 0$

مقابل الفرض البديل: وجود تكامل مشترك بين المتغيرات $H_1: \varphi \neq \delta \neq 0$

ولاختبار تلك الفرضيات نستخدم اختبار Wald-test حيث يتم مقارنة قيمة إحصائية F المحسوبة بالقيم الجدولية ضمن الحدود الحرجة المقترحة من قبل Pesaran et al., (2001)[٥٢]، حيث يتكون الجدول من قيم الحد الأدنى Lower Critical Bound التي تفترض أن المتغيرات متكاملة من الدرجة I(0)، وقيم الحد الأعلى Upper Critical Bound التي تفترض أن المتغيرات متكاملة من الدرجة I(1)، فإذا كانت قيمة احصائية F المحسوبة أكبر من قيمة الحد الأعلى الجدولية في هذه الحالة يتم رفض الفرض الصفري وقبول الفرض البديل القاضي بوجود علاقة

تكامل مشترك تربط بين المتغيرات. أما إذا كانت قيمة إحصائية F أقل من قيمة الحد الأدنى الجدولية فيتم قبول الفرض الصفري القاضي بعدم وجود علاقة تكامل مشترك تربط بين المتغيرات، أما إذا وقعت قيمة احصائية F المحسوبة بين الحدين الأعلى والأدنى ففي هذه الحالة تكون النتيجة غامضة وغير محسومة.

وفي حالة وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، ننتقل للخطوة الثانية المتمثلة في تقدير معادلة الأجل الطويل بناء على الصيغة التالية:

$$Y_t = \theta + \sum_{i=1}^{m} \sigma_i \ Y_{t-1} + \sum_{k=1}^{n} \psi_k \ X_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث أن، θ, σ, Ψ معاملات المتغيرات، ε حد الخطأ العشوائي.

أما الخطوة الثالثة فتتمثل في الحصول على العلاقة قصيرة الأجل للنموذج وذلك باستخدام البواقي المقدرة بفترة إبطاء واحدة والتي تم الحصول عليها من العلاقة طويلة الأجل في المعادلة (6)، ويتم صياغة المعادلة التي تستخدم في تقدير العلاقة قصيرة الأجل وتصحيح الخطأ على النحو التالي:

$$\Delta Y_t = \mu + \sum_{i=1}^{m} \pi_i \Delta Y_{t-1} + \sum_{k=1}^{n} \omega_k \ \Delta X_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1} + \upsilon_t$$

حيث أن، γ معامل حد الخطأ والذي يقيس سرعة تصحيح الاختلال في التوازن من الأجل القصير نحو التوازن في الأجل الطويل، υ حد الخطأ العشوائي.

٥/٧ تقدير النموذج والنتائج التطبيقية

تم تبني اختبارات السكون أو جذر الوحدة للسلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة بتطبيق اختبار ديكي-فوللر المطور Augmented Dickey- Fuller (ADF) لتقديم أدلة حول ما إذا كانت المتغيرات ساكنة ومتكاملة بنفس الرتبة من عدمه ويتمثل الفرض الصفري لهذا الاختبار بأنها تعاني من جذر الوحدة (غير ساكنة).

وتظهر نتائج الاختبار لكل متغير في الجدول رقم (٤). وتم اختيار فترات التباطؤ في اختبار ديكي-فوللر المطور باستخدام بمعيار أكايك للمعلومات Akaike Information Criterion (AIC) لإزالة الارتباط السلسلي لبواقي الانحدار [٥٣](Akaike, 1973).

وتشير البيانات الواردة بالدول إلى أن الفرض الصفري لا يمكن رفضه عند المستوى لكل من الدين الخارجي إلى الناتج القومي الاجمالي، ونسبة عجز الموازنة إلى الناتج المحلي الإجمالي والرقم القياسي للأسعار ونسبة المنخرطين في التعليم الثانوي إلى إجمالي السكان، إلا أنه يتم رفض الفرض الصفري لجميع هذه المتغيرات في الفروق الأولى للسلاسل الزمنية، وبهذا يمكن القول بأن كل المتغيرات متكاملة من الرتبة الأولى I(1). ومن الجانب الآخر يتم رفض الفرض الصفري لمتغيرات الناتج المحلى الإجمالي الحقيقي ودرجة الانفتاح التجاري وعدد السكان ونسبة الدين الخارجي متعدد الأطراف إلى إجمالي الدين الخارجي، وبالتالي فإن هذه المتغيرات متكاملة عند المستوي I(0).

جدول رقم (٤) نتائج اختبارات جذر الوحدة

		(C, T, without)	ADF
Log(Y)	Level	(C, T)	-3.554444[c]
	First Diff.	-	-
Log(E)	Level	(Without)	-2.001978
	First Diff.	(Without)	-2.621473[b]
Log(B)	Level	(C, T)	-1.496090
	First Diff.	(C, T)	-4.446802[a]
Log(O)	Level	(C, T)	-4.137996[b]
	First Diff.	-	-
Log(P)	Level	(C, T)	0.772858
	First Diff.	(C, T)	-3.484198[c]
Log(N)	Level	(C, T)	-3.556981[c]
	First Diff.	-	-
Log(S)	Level	(C, T)	-0.664266
	First Diff.	(C, T)	-8.061817[a]
Log(M)	Level	(C, T)	-4.927291[a]
	First Diff.	(C, T)	-

Notes: ADF-Dickey DA, Fuller WA., (1979)[54], unit root test with the Ho: Variables are I (1); a, b and c indicate significance at the 1%, 5% and 10% levels, respectively.

توصلنا فيما سبق إلى أن أربع متغيرات متكاملة من الرتبة صفر وأربع متغيرات متكاملة من الرتبة الأولي، وبالتالي فإن الخطوة التالية هي اختبار عما إذا كانت تربط بين هذه المتغيرات علاقة توازنية طويلة الأجل وذلك بإجراء اختبارات التكامل المشترك. وفي هذه الحالة يمكن تطبيق اختبار الحدود Bounds test وهو الاختبار الذي يصلح تطبيقه في حالة وجود بعض متغيرات متكاملة من الرتبة صفر ومتغيرات متكاملة من الرتبة الأولى، ويشترط عدم وجود متغيرات متكاملة من الرتبة الثانية أو أعلى. وبالتالي فإن النموذج المناسب لدراسة العلاقة بين الدين الخارجي والنمو الاقتصادي في مصر للفترة ١٩٩٤-٢٠١٨ يكون باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة Autoregressive Distributed lag model (ARDL)، والذي يستند إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error Correction Model(UECM) لإدراك العلاقة بين المتغيرات في الأجلين القصير والطويل معاً وحد تصحيح الخطأ.

ولإجراء اختبار الحدود يجب أولاً تحديد فترات التباطؤ للنموذج لمتغيرات الدراسة المتضمنة في نموذج ARDL وتم تحديد فترات التباطؤ اعتمادا على Akaike info criterion (AIC)، وباستخدام برنامج EViews 9 تبين أن النموذج ARDL (1, 1, 1, 1, 0, 0, 0, 1) هو النموذج الأمثل. وبالتالي تم صياغته على النحو التالي:

$$Log(Y_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(E_t) + \beta_2 \log(B_t) + \beta_3 \log(O_t) + \beta_4 \log(P_t) + \beta_5 \log(N_t) + \beta_6 \log(S_t) + \beta_7 \log(M_t) + \beta_8 Log(Y_{t-1}) + \beta_9 \log(E_{t-1}) + \beta_{10} \log(N_{t-1}) + \beta_{11} \log(S_{t-1}) + \beta_{12} \log(M_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

ويوضح جدول رقم (٦) بالملحق نتائج تقدير نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة. وتشير النتائج إلى ارتفاع القوة التفسيرية للنموذج ($R^2 = 99.98$)، وكذلك عدم وجود مشكلة الانحدار الذاتي (Durbin-Watson = 2.03) . كما تشير قيمة إحصاء اختبار F إلى جودة النموذج المقدر ككل إحصائياً F = 5353.822 (0.000).

.وبناء على هذا النموذج تم إجراء اختبار الحدود Bounds Test وفقاً للمعادلة التالية:

$$d(Log(Y_t)) = \beta_0 + \beta_1\ d(log(E_t)) + \beta_5\ d(log(N_t)) + \beta_6\ d(log(S_t)) + \beta_7\ d(log(M_t)) + \beta_8\ Log(Y_{t-1}) + \beta_9\ log(E_{t-1}) + \beta_{10}\ log(N_{t-1}) + \beta_{11}\ log(S_{t-1}) + \beta_{12}\ log(M_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

ويوضح الجدول رقم (٥) نتائج تطبيق اختبار الحدود باستخدام برنامج EViews 9، وتشير النتائج إلى أن قيمة إحصائية (F) المحسوبة أكبر من الحد الأعلى للقيمة الجدولية عند مستوى المعنوية ١٠% وبناءً عليه يتم رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، مما يؤكد وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة وبالتالي وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل.

جدول رقم (٥) نتائج اختبار الحدود Bounds Test

F.statistic	K	Value
3.242370	٧	
I_0 Bound	I_1 Bound	Significance
3.09	3.13	10%
2.32	3.5	5%
2.6	3.84	2.5%
٢.٩٦	4.26	1%

المصدر: جدول رقم (م- 3) بالملحق.

بما أنه ثبت وجود علاقة تكامل مشترك تربط بين هذه المتغيرات، فإن الخطوة التالية هي استخدام النموذج للحصول على تقديرات ذات خصائص جيدة. فيمكن وضعها في صورة نموذج يتم تقديره بطريقة نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error Correction Model (UECM). ويوضح جدول رقم (٦) المعلمات المقدرة في الاجل الطويل وجدول رقم (٧) المعلمات المقدرة في الأجل القصير.

جدول رقم (٦) نتائج تقديرات النموذج لمعلمات الأجل الطويل

Variable	Coefficient*
LOG(E)	-0.150779[a]
LOG(B)	0.023454[b]
LOG(O)	0.034576
LOG(P)	0.296226[a]
LOG(N)	0.685184[b]
LOG(S)	0.023318
LOG(M)	0.083722[b]
C	-8.431778[c]

المصدر: جدول رقم (م-4) بالملحق

*** تشير a، b و c إلى مستوى المعنوية عند ١% ، ٥% و ١٠% على الترتيب.**

جدول رقم (٧) نتائج تقديرات النموذج لمعلمات الأجل القصير

Variable	Coefficient*
DLOG(E)	-0.056141[a]
DLOG(B)	0.014273[c]
DLOG(O)	0.021041
DLOG(P)	0.180269[a]
DLOG(N)	-17.565568[a]
DLOG(S)	-0.101063
DLOG(M)	0.023239[b]
CointEq(-1)	-0.608551[a]

المصدر: جدول رقم (م-4) بالملحق

*** تشير a، b و c إلى مستوى المعنوية عند ١% ، ٥% و ١٠% على الترتيب.**

وبالتالي أكدت النتائج التجريبية تأثير المتغيرات محل الدراسة على النمو الاقتصادي معبراً عنه بالناتج المحلى الإجمالي الحقيقي على ما يلي:

١- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين كل من نسبة الدين الخارجي إلى الناتج القومي الإجمالي والنمو الاقتصادي وذلك في الأجلين القصير والطويل. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.151 -) في الأجل الطويل. وهذا يعني أن زيادة نسبة الدين الخارجي الي الناتج القومي الإجمالي بنسبة ١ % سوف تؤدي إلى انخفاض الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة ٠.١٥١% في الاجل الطويل. كما بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.056-) في الأجل القصير. وهذا يعني أن زيادة نسبة الدين الخارجي الي الناتج القومي الإجمالي بنسبة ١% سوف تؤدي إلى انخفاض الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة ٠.٠٥٦% في الاجل القصير. وهذه النتيجة ترجح وجود فرضيات تراكم الدين وأثر مزاحمة الدين الخارجي والتي تقضي بأن ارتفاع رصيد الدين المتراكم الناتج عن ضريبة أعلى على الناتج المستقبلي زاحم الاستثمار الخاص وبالتالي أعاق النمو الاقتصادي. وكذلك فرضيات قيد السيولة، وقناة الدين- النمو الاقتصادي، ومنحنى لافر. وهذه الدليل على وجود العلاقة المعنوية السالبة بين الدين الخارجي والنمو الاقتصادي في مصر، تتسق مع نتائج كل من أكرم (Akram, 2010[٥٥]) وبريسبيتيرو (Presbitero, 2012)[٥٦] ومبا وآخرون (Mbah et al., 2016)[٥٧] بأن الدين الخارجي لا يعزز النمو الاقتصادي. واتخاذ المعلمات الإشارة السالبة قد يعكس أيضاً عدم توجيه الدين الخارجي إلى استثمارات تدر عائد يغطي عبء الدين، أو توجيهها إلى أوجه إنفاق استهلاكية، وبالتالي يكون تأثيرها سالباً على النمو الاقتصادي.

٢- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من نسبة عجز الموازنة العامة للدولة إلى الناتج المحلى الاجمالي والنمو الاقتصادي الحقيقي وذلك في الأجلين القصير والطويل. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.023) في الأجل الطويل. وهذا يعني أن زيادة نسبة عجز الموازنة العامة الي الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ١ % سوف تؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة ٠.٠٢٣% في الاجل الطويل. كما بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.014) في الأجل القصير. وهذا يعني أن زيادة نسبة عجز الموازنة العامة

الي الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ١% سوف تؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة ٠.٠١٤% في الاجل القصير.

٣- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من معدل التضخم معبراً عنه بالرقم القياسي للأسعار والنمو الاقتصادي وذلك في الأجلين القصير والطويل. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.296) في الأجل الطويل. وهذا يعني أن زيادة معدل التضخم بنسبة ١ % سوف تؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة ٠.٢٩٦% في الاجل الطويل. كما بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.180) في الأجل القصير. وهذا يعني أن زيادة معدل التضخم بنسبة ١% سوف تؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة ٠.١٨٠% في الاجل القصير. وعلى الرغم من التأثير الموجب لمعدل التضخم على النمو الاقتصادي إلا أنه في حالة تراكم الدين قد يحدث عزوف عن الاستثمار عندما يتوقع المستثمرون زيادة معدل التضخم.

٤- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين كل من عدد السكان والنمو الاقتصادي في الأجل القصير وموجبة في الأجل الطويل.

٥- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من نسبة الدين الخارجي متعدد الأطراف إلى الإجمالي الدين الخارجي والنمو الاقتصادي وذلك في الأجلين القصير والطويل. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.084) في الأجل الطويل. وهذا يعني أن زيادة نسبة الدين الخارجي متعدد الأطراف إلى الإجمالي الدين الخارجي بنسبة ١ % سوف تؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة ٠.٠٨٤% في الاجل الطويل. كما بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.023) في الأجل القصير. وهذا يعني أن زيادة نسبة الدين الخارجي متعدد الأطراف إلى الإجمالي الدين الخارجي بنسبة ١% سوف تؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة ٠.٠٢٣% في الاجل القصير.

٦- وجود علاقة غير معنوية بين كل من درجة الانفتاح الاقتصادي والناتج

المحلي الإجمالي الحقيقي وذلك في الأجلين القصير والطويل. وكذلك وجود علاقة غير معنوية بين نسبة المنخرطين في التعليم الثانوي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

٧- تظهر النتائج أن قيمة معامل تصحيح الخطأ تبلغ (0.608551-) وهو بإشارة سالبة ومعنوية عند مستوي معنوية ١%. وهي تعني ان النمو الاقتصادي كمتغير تابع يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية t بنسبة 60.86% من اختلال التوازن المتبقى من الفترة t-1. وهي تعكس سرعة تعديل عالية إلى حد ما نحو التوازن.

يوضح جدول رقم (٨) نتائج اختبار مضاعف لاجرانج لفرضية عدم استقلال البواقي Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test للنموذج المقدر. وتشير النتائج إلي عدم وجود دليل إحصائي لقبول فرضية العدم، وهذا يعني خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي حيث بلغت مستوي المعنوية (٠.٢٢٣٤) وهي أكبر قيمة من مستوى المعنوية 5% .

جدول رقم (٨): اختبار مضاعف لاجرانج لفرضية عدم استقلال البواقي للنموذج المقدر Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	1.747779	Prob. F(2,10)	0.2234
Obs*R-squared	6.475386	Prob. Chi-Square(2)	0.0393

كما يوضح جدول رقم (٩) نتائج اختبار Breusch-Pagan-Godfrey لفرضية عدم ثبات التباين والذي يشير إلي عدم وجود دليل إحصائي لرفض فرض العدم الأمر الذي يعني عدم وجود مشكلة اختلاف التباين حيث بلغت مستوى المعنوية (٠.١٣٧٣) وهي قيمة اكبر من مستوى المعنوية 5%.

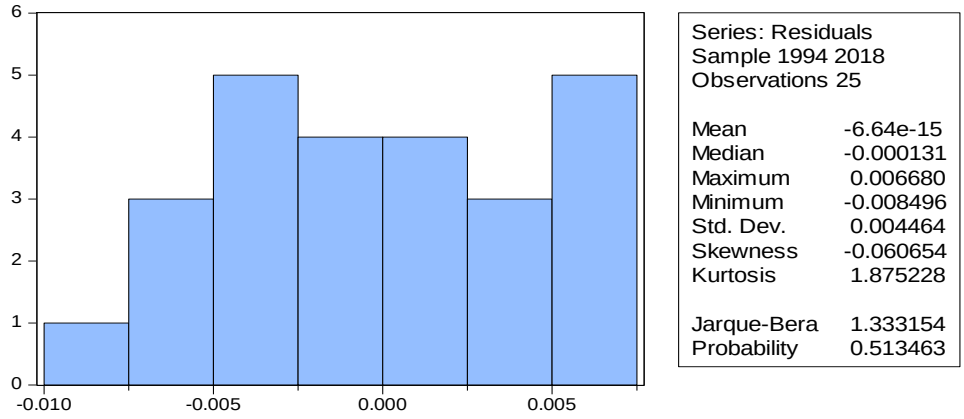
جدول رقم (٩): اختبار Breusch-Pagan-Godfrey لفرضية عدم ثبات التباين

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.889688	Prob. F(11,13)	0.1373
Obs*R-squared	15.38079	Prob. Chi-Square(11)	0.1657
Scaled explained SS	1.550788	Prob. Chi- quare(11)	0.9996

كما يوضح جدول رقم (١٠) قيمة إحصائية اختبار Jarque-Bera والتي تبلغ (1.333154) بقيمة احتمالية (0.513463) وهو يعني عدم رفض الفرضية القائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيعًا طبيعيًا في النموذج محل التقدير عند مستوي معنوية ٥%

جدول رقم (١٠) اختبار Jarque-Bera



كما يوضح جدول رقم (١١) قيمة إحصائية اختبار Ramsey RESET والتي تبلغ (0.025048) بقيمة احتمالية (0.8771) والتي تدل على صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج.

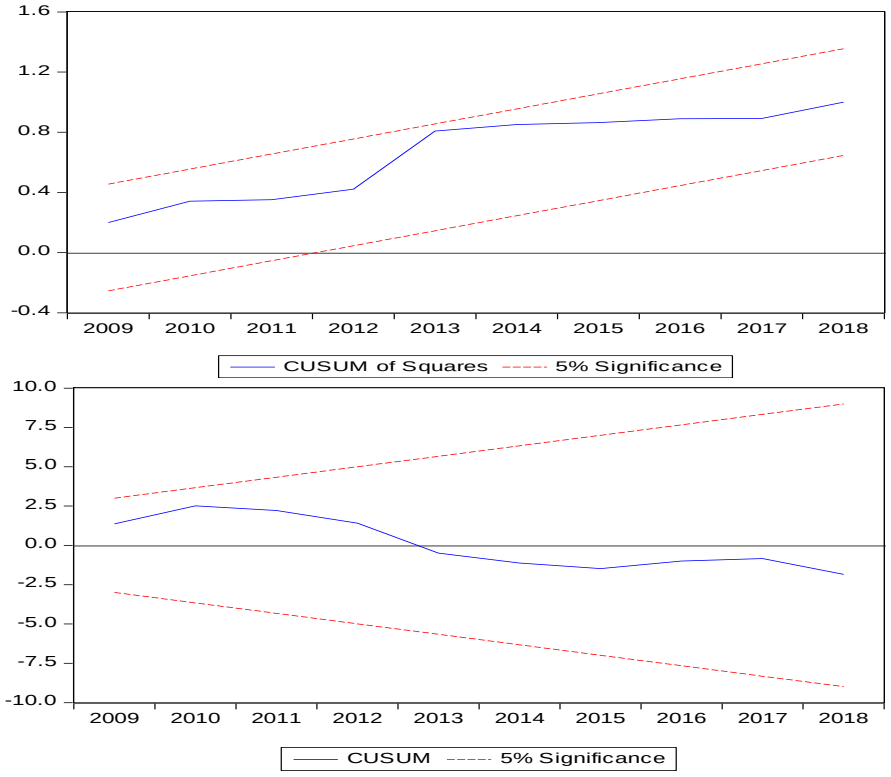
جدول رقم (١١): اختبار Ramsey RESET

F-statistic	0.025048	0.8771

ويتم اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات الأجلين القصير والطويل باستخدام اختبار

المجموع التراكمي للبواقي Cumulative Sum of Recursive Residual (CUSUM) واختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي Cumulative Sum of Squares of Recursive Residual (CUSUMSQ) ، ويتحقق الاستقرار الهيكلي للمعلمات المقدرة وفقاً لنموذج ARDL إذا وقع الشكل البياني لإحصائية كل من CUSUM وCUSUMSQ داخل الحدود الحرجة لمستوي المعنوية 5%. ويوضح الشكل رقم (٢) أن معلمات نموذج ARDL المقدر مستقرة هيكلياً.

الشكل رقم (٢): اختبار إحصائية كل من CUSUM وCUSUMSQ



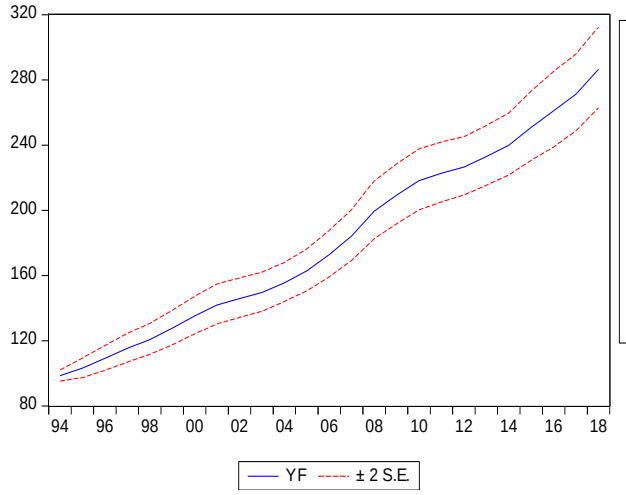
المصدر: تم رسم هذا الشكل من النموذج المقدر باستخدام EViews 9.

كما تعتمد جودة النتائج المقدرة على جودة الأداء التنبؤي لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد الذي تم تقديره بطريقة ARDL ، لذا يجب التأكد من أن هذا النموذج يتمتع

بقدرة جيدة علي التنبؤ خلال الفترة الزمنية محل التقدير باستخدام معامل تايل لعدم المساواة Thiel Inequality Coefficient ونسب عدم التساوي (مصادر الخطأ) التي تتكون من ثلاثة نسب : نسبة التحيز Bias Proportion ونسبة التباين Variance Proportionونسبة التغاير Covariance Proportion .

وتشير النتائج الموضحة بالشكل رقم (٣) أن قيمة معامل تايل لعدم المساواة Thiel Inequality Coefficient بلغت (0.001872) وهي قيمة تقترب من القيمة المعيارية صفر، كما اقتربت قيم كل من نسب التحيز والتباين من الصفر، واقتربت قيمة التغاير من الواحد الصحيح مما يعني أن المتغيرات المستقلة لها تأثير كبير على المتغير التابع، وبناء على ذلك يمكن القول بأن نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد المستخدم يتمتع بأداء تنبؤي جيد خلال الفترة محل الدراسة وبالتالي يمكن استخدام المتغيرات التفسيرية في النموذج المقدر في التنبؤ بأثرها على النمو الاقتصادي.

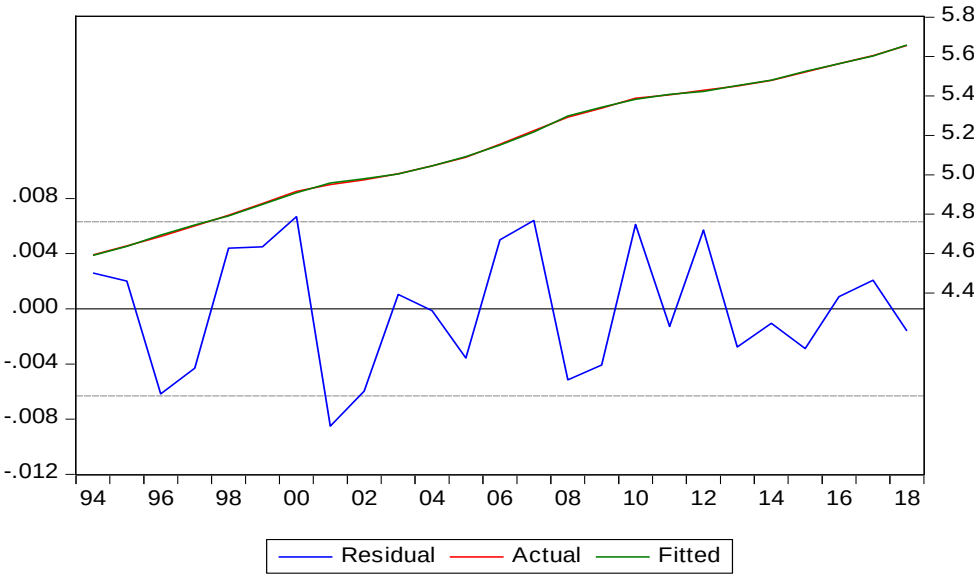
الشكل رقم (٣) معامل تايل لعدم المساواة Thiel Inequality Coefficient



ويمكن أيضاً تتبع هذا الأداء الجيد للنموذج المقدر من خلال الشكل رقم (٤) والذي يوضح سلوك القيم الفعلية والمقدرة للناتج المحلي الاجمالي الحقيقي الفعلي والبواقي

للنموذج الذي تم تقديره، ويتضح من الشكل التطابق الواضح بين الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي الفعلي والمقدر خلال فترة الدراسة. ومن ثم يمكن الاعتماد على نتائج هذا النموذج لأغراض السياسات الاقتصادية.

شكل رقم (٤) الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي الفعلي والمقدر والبواقي للنموذج خلال الفترة 2018-1994



٨- الخلاصة والنتائج

تم في هذه الدراسة تقدير أثر الدين الخارجي على النمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة ١٩٩٤-٢٠١٨ باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة Autoregressive Distributed lag model (ARDL)، والذي يستند إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error Correction Model(UECM) لإدراك العلاقة بين المتغيرات في الأجلين القصير والطويل معاً وحد تصحيح الخطأ.

وأكدت النتائج التطبيقية وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين كل من نسبة الدين الخارجي إلى الناتج القومي الإجمالي والنمو الاقتصادي وذلك في الأجلين القصير والطويل. وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من نسبة عجز الموازنة العامة للدولة إلى الناتج المحلى الاجمالي والنمو الاقتصادي الحقيقي وذلك في الأجلين القصير والطويل. ووجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من معدل التضخم معبراً عنه بالرقم القياسي للأسعار والنمو الاقتصادي وذلك في الأجلين القصير والطويل. ووجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين كل من عدد السكان والنمو الاقتصادي في الأجل القصير وموجبة في الأجل الطويل. ووجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من نسبة الدين الخارجي متعدد الأطراف إلى الإجمالي الدين الخارجي والنمو الاقتصادي وذلك في الأجلين القصير والطويل. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.084) في الأجل الطويل.

وأظهرت النتائج وجود علاقة غير معنوية بين كل من درجة الانفتاح الاقتصادي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وذلك في الأجلين القصير والطويل. وكذلك وجود علاقة غير معنوية بين نسبة المنخرطين في التعليم الثانوي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي. كما أظهرت النتائج أن قيمة معامل تصحيح الخطأ تبلغ (0.6086-) وهو بإشارة سالبة ومعنوية عند مستوي معنوية ١%. وهي تعني ان النمو الاقتصادي كمتغير تابع يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية t بنسبة 60.86% من اختلال التوازن المتبقى من الفترة t-1. وهي تعكس سرعة تعديل عالية إلى حد ما نحو التوازن.

وعلى ضوء ما سبق، يتضح أن الدين الخارجي كان له تأثير سلبي على النمو الاقتصادي وهذه النتيجة ترجح وجود فرضيات تراكم الدين وأثر مزاحمة الدين الخارجي والتي تقضي بأن ارتفاع رصيد الدين المتراكم الناتج عن ضريبة أعلى على الناتج المستقبلي زاحم الاستثمار الخاص وبالتالي أعاق النمو الاقتصادي. وكذلك فرضيات قيد السيولة، وقناة الدين- النمو الاقتصادي، ومنحنى لافر. وهذه الدليل على

وجود العلاقة المعنوية السالبة بين الدين الخارجي والنمو الاقتصادي في مصر، تتسق مع نتائج كل من أكرم (Akram, 2010)[٥٨] وبريسبيتيرو (Presbitero, 2012)[٥٩] ومبا وآخرون (Mbah et al., 2016)[٦٠] بأن الدين الخارجي لا يعزز النمو الاقتصادي. واتخاذ المعلمات الإشارة السالبة قد يعكس أيضاً عدم توجيه الدين الخارجي إلى استثمارات تدر عائد يغطي عبء الدين، أو توجيهها إلى أوجه إنفاق استهلاكية، وبالتالي يكون تأثيرها سالباً على النمو الاقتصادي. ويجب مراجعة أوجه إنفاق هذا الدين بحيث يتم توجيهه إلى قطاعات إنتاجية أكثر كفاءة والحد من توجيهه إلى أوجه الإنفاق الاستهلاكية. ولعل تقدير أثر المتغيرات الأخرى التي تضمنتها الدراسة على النمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة ١٩٩٤-٢٠١٨ يمكن أيضاً صانعوا السياسة الاقتصادية من تصميم خطة لتوجيه هذه المتغيرات بما يخدم الأهداف الاقتصادية العامة للدولة، وتحقيق الرفاهية الاقتصادية لأفراد المجتمع.

ـ ملحق الدراسة:

جدول رقم (م-١) عدد من المتغيرات الاقتصادية في مصر خلال الفترة ١٩٩٤-٢٠١٨

الفترة	الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (Y) (مليار دولار)	نسبة الدين الخارجي إلى الناتج القومي الاجمالي (E)	نسبة عجز الموازنة العامة إلى الناتج المحلي الاجمالي* (B)	درجة الانفتاح التجاري (إجمالي الصادرات والواردات / الناتج المحلى الإجمالي) (O) (٢٠١٠=١٠٠)
١٩٩٤	98.827	0.626	2.1	0.51
١٩٩٥	103.415	0.556	1.2	0.50
١٩٩٦	108.574	0.466	1.3	0.47
١٩٩٧	114.537	0.382	0.9	0.44
١٩٩٨	120.923	0.381	1	0.42
١٩٩٩	128.243	0.343	2.9	0.38
٢٠٠٠	136.413	0.293	3.9	0.39
٢٠٠١	141.235	0.293	5.6	0.40
٢٠٠٢	144.611	0.348	5.9	0.41
٢٠٠٣	149.229	0.379	6.1	0.46
٢٠٠٤	155.335	0.399	5.9	0.58
٢٠٠٥	162.282	0.341	9.3	0.63
٢٠٠٦	173.388	0.289	10	0.62
٢٠٠٧	185.677	0.265	7.5	0.65
٢٠٠٨	198.965	0.208	6.8	0.72
٢٠٠٩	208.264	0.187	6.9	0.57
٢٠١٠	218.984	0.168	8.1	0.48
٢٠١١	222.848	0.149	9.8	0.45
٢٠١٢	227.809	0.143	10.1	0.41
٢٠١٣	232.788	0.161	13	0.40
٢٠١٤	239.575	0.137	12.2	0.37
٢٠١٥	250.05	0.151	11.5	0.35
٢٠١٦	260.918	0.208	12.5	0.30
٢٠١٧	271.828	0.359	10.6	0.45
٢٠١٨	286.273	0.401	9.7	0.48

Source: Calculated from: World Bank, ***World Bank Indicator***, http://data.worldbank.org/indicator/.

*

https://www.cbe.org.eg/en/EconomicResearch/Statistics/Pages/TimeSeries.aspx.

تابع جدول رقم (م-١) عدد من المتغيرات الاقتصادية في مصر خلال الفترة ١٩٩٤-٢٠١٨

الفترة	الرقم القياسي لأسعار المستهلكين (P) (٢٠١٠=١٠٠)	عدد السكان (N) (مليون نسمة)	نسبة السكان المنخرطين في التعليم الثانوي (S)	نسبة الدين الخارجي متعدد الأطراف إلى إجمالي الدين الخارجي (M)
١٩٩٤	31.59	61.10	0.85	26.73
١٩٩٥	36.56	62.33	0.88	26.32
١٩٩٦	39.19	63.60	0.88	27.12
١٩٩٧	41.00	64.89	0.88	31.60
١٩٩٨	42.59	66.20	0.90	29.96
١٩٩٩	43.90	67.52	0.92	29.47
٢٠٠٠	45.08	68.83	0.93	28.14
٢٠٠١	46.10	70.15	0.94	25.92
٢٠٠٢	47.36	71.49	0.94	26.97
٢٠٠٣	49.50	72.83	0.94	29.67
٢٠٠٤	55.08	74.17	0.95	25.42
٢٠٠٥	57.76	75.52	0.96	25.90
٢٠٠٦	62.17	76.87	0.97	23.37
٢٠٠٧	67.97	78.23	0.96	31.53
٢٠٠٨	80.42	79.64	0.96	27.44
٢٠٠٩	89.88	81.13	0.99	30.38
٢٠١٠	100.00	82.76	0.97	29.19
٢٠١١	110.06	84.53	0.99	23.66
٢٠١٢	117.89	86.42	0.98	27.66
٢٠١٣	129.06	88.40	0.98	31.01
٢٠١٤	142.05	90.42	1.00	17.76
٢٠١٥	156.78	92.44	0.99	29.34
٢٠١٦	178.44	94.45	0.98	17.90
٢٠١٧	231.09	96.44	0.98	25.33
٢٠١٨	264.38	98.42	0.99	43.69

Source: Calculated from: World Bank, ***World Bank Indicator***, http://data.worldbank.org/indicator/.

جدول رقم (م-٢) نتائج تقدير الانحدار باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL)

Dependent Variable: LOG(Y)
Method: ARDL
Date: 03/21/21 Time: 16:58
Sample (adjusted): 1994 2018
Included observations: 25 after adjustments
Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (1 lag, automatic): LOG(E) LOG(B) LOG(O) LOG(P) LOG(N) LOG(S) LOG(M)
Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 128
Selected Model: ARDL(1, 1, 0, 0, 0, 1, 1, 1)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOG(Y(-1))	0.391449	0.124390	3.146948	0.0084
LOG(E)	-0.056141	0.012200	-4.601816	0.0006
LOG(E(-1))	-0.035616	0.021718	-1.639931	0.1270
LOG(B)	0.014273	0.007628	1.871199	0.0859
LOG(O)	0.021041	0.017850	1.178813	0.2613
LOG(P)	0.180269	0.043092	4.183329	0.0013
LOG(N)	-17.56557	2.568586	-6.838615	0.0000
LOG(N(-1))	17.98254	2.561615	7.020001	0.0000
LOG(S)	-0.101063	0.138958	-0.727289	0.4810
LOG(S(-1))	0.115253	0.181235	0.635930	0.5368
LOG(M)	0.023239	0.010759	2.160014	0.0517
LOG(M(-1))	0.027710	0.014606	1.897225	0.0821
C	-5.131169	2.829334	-1.813561	0.0948

R-squared	0.999813	Mean dependent var	5.152102
Adjusted R-squared	0.999627	S.D. dependent var	0.326687
S.E. of regression	0.006314	Akaike info criterion	-6.986202
Sum squared resid	0.000478	Schwarz criterion	-6.352386
Log likelihood	100.3275	Hannan-Quinn criter.	-6.810408
F-statistic	5353.822	Durbin-Watson stat	2.037009
Prob(F-statistic)	0.000000		

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

Source: Calculated by EViews 9.

جدول رقم (م - ٣) نتائج اختبار الحدود Bounds Test

ARDL Bounds Test
Date: 03/21/21 Time: 17:16
Sample: 1994 2018
Included observations: 24
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	3.242370	7

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.03	3.13
5%	2.32	3.5
2.5%	2.6	3.84
1%	2.96	4.26

Test Equation:
Dependent Variable: DLOG(Y)
Method: Least Squares
Date: 03/21/21 Time: 17:16
Sample (adjusted): 1995 2018
Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(E)	-0.054664	0.024204	-2.258463	0.0452
DLOG(N)	-15.86299	4.106460	-3.862936	0.0026
DLOG(S)	-0.287020	0.220394	-1.302305	0.2194
DLOG(M)	0.004203	0.015873	0.264806	0.7961
C	-7.786670	4.819287	-1.615731	0.1344
LOG(E(-1))	-0.048427	0.020749	-2.333898	0.0396
LOG(B(-1))	-0.005796	0.009679	-0.598766	0.5615
LOG(O(-1))	-0.003002	0.023913	-0.125553	0.9024
LOG(P(-1))	0.056536	0.060278	0.937923	0.3684
LOG(N(-1))	0.508074	0.284957	1.782986	0.1022
LOG(S(-1))	-0.433598	0.306397	-1.415152	0.1847
LOG(M(-1))	0.001697	0.029315	0.057884	0.9549
LOG(Y(-1))	-0.273051	0.141706	-1.926884	0.0802

R-squared	0.817868	Mean dependent var	0.044316
Adjusted R-squar...	0.619179	S.D. dependent var	0.015009
S.E. of regressio...	0.009262	Akaike info criterion	-6.222626
Sum squared res...	0.000944	Schwarz criterion	-5.584514
Log likelihood	87.67152	Hannan-Quinn criter.	-6.053335
F-statistic	4.116321	Durbin-Watson stat	2.088266
Prob(F-statistic)	0.012865		

Source: Calculated by EViews 9.

جدول رقم (م - ٤) نتائج تقدير نموذج الانحدار غير المقيد (UECM)

ARDL Cointegrating And Long Run Form
Dependent Variable: LOG(Y)
Selected Model: ARDL(1, 1, 0, 0, 0, 1, 1, 1)
Date: 03/21/21 Time: 17:22
Sample: 1994 2018
Included observations: 25

Cointegrating Form

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(E)	-0.056141	0.012200	-4.601816	0.0006
DLOG(B)	0.014273	0.007628	1.871199	0.0859
DLOG(O)	0.021041	0.017850	1.178813	0.2613
DLOG(P)	0.180269	0.043092	4.183329	0.0013
DLOG(N)	-17.56556...	2.568586	-6.838615	0.0000
DLOG(S)	-0.101063	0.138958	-0.727289	0.4810
DLOG(M)	0.023239	0.010759	2.160014	0.0517
CointEq(-1)	-0.608551	0.124390	-4.892286	0.0004

Cointeq = LOG(Y) - (-0.1508*LOG(E) + 0.0235*LOG(B) + 0.0346*LOG(O) + 0.2962*LOG(P) + 0.6852*LOG(N) + 0.0233*LOG(S) + 0.0837*LOG(M) -8.4318)

Long Run Coefficients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(E)	-0.150779	0.017158	-8.787757	0.0000
LOG(B)	0.023454	0.010727	2.186353	0.0493
LOG(O)	0.034576	0.024847	1.391540	0.1893
LOG(P)	0.296226	0.045992	6.440880	0.0000
LOG(N)	0.685184	0.264430	2.591174	0.0236
LOG(S)	0.023318	0.412371	0.056547	0.9558
LOG(M)	0.083722	0.027398	3.055740	0.0100
C	-8.431778	4.622695	-1.823996	0.0931

Source: Calculated by EViews 9.

- هوامش البحث:

1 Panizza, U., Sturzenegger, F. and J Zettelmeyer, J. (2010). International Government Debt. UNCTAD Discussion Paper No. 199. Geneva, UNCTAD, June. http://EconPapers.repec.org/RePEc:wpbsdt:2010-03 (Accessed 20 May ٢٠١٩).

2 Todaro, P. M. and Smith, S. C. (2006). Economic Development, (9th edition). Washington D.C.: Pearson Education, Harlow.

3 Krugman, P. (1988). Financing vs. forgiving a debt overhang. *Journal of development Economics*, 29(3) (1988): 253-268.

4 Eaton, J. (1993). Sovereign Debt: A Primer. *The World Bank Economic Review*, 7(2). *http*://documents.worldbank.org/curated/en/423051468741322444/sovereign-debt-a-primer. (Accessed 21 May 2019).

5 World Bank, World Bank Development Indicator, http://data.worldbank.org/indicator/.

٦ البنك المركزي المصري (2018/2019)، التقرير السنوي، جمهورية مصر العربية.

٧ البنك المركزي المصري، المجلة الاقتصادية، أعداد متفرقة، جمهورية مصر العربية.

8 Eaton, J. (1993). Op. Cit.

9 Senadza, B., Fiagbe, A. K. and Quartey, P. (2017). The Effect of External Debt on Economic Growth in Sub-Saharan Africa. ***International Journal of Business and Economic Sciences Applied Research***, Eastern Macedonia and Thrace Institute of Technology. DOI: 10.25103/ijbesar.111.07

10 Krugman, P. (1988). Op. Cit.

11 Borensztein, B. (1990), Debt overhang, credit rationing and investment, ***Journal of Development Economics***, 32, (2), 315-335.

12 Krugman, P. (1988). Op. Cit.

13 Anyanwu, J.C. (1994). An analysis of the external debt burden of Sub-Saharan Africa. In Onah, F.E. (eds.), ***African Debt Burden and Economic Development***. Selected Papers for the 1994 Annual Conference of the Nigerian Economic Society, May.

14 Sachs, J.D. (2002). Resolving the Debt Crisis of Low income Countries, Brooking Papers on Economic Activity. http://www.brookings.edu/bpea-articles (Accessed 23 May 2016).

15 Claessens, S.; Detragiache, E., Kanbur, R. and Wickham, P. (1996). Analytical aspects of the debt problems of heavily indebted poor countries. ***World Bank Policy Research Working Paper Series***, No.1618.

16 Meyer, R. L. (1979). A note on capital budgeting technique and the reinvestment rate. ***Journal of Finance***, *34*, 1251–1254.

17 Serieux, J. and Yiagadeesen S. (2001). The debt service burden and growth: Evidence from low-income countries. The North-South Institute, Ottawa. *http*://www.researchgate.net/publication (Accessed 20 May ٢٠١٩).

18 Taylor, L. (1983). **Structuralist Macroeconomics: Applicable Models for the Third World**. New York: Basic Books.

19 Serieux, J. and Yiagadeesen S. (2001). Op. Cit.

20 Taylor, L. (1983). Op. Cit.

21 Fosu, A. K. (1999). The external debt burden and economic growth in the 1980s: Evidence from Sub-Saharan Africa, ***Canadian Journal of Development Studies,*** 20 (2): 307-318.

22 Pattillo, C., Poirson, H., Ricci, L., Kraay, A., and Rigobon, R. (2004). Through what channels does external debt affect growth? ***The Brooking Trade Forum***, 229-277. http://www.grips.ac.jp/docu01/paper06 (Accessed 23 May ٢٠١٩).

23 Cohen, D. (1993). Low investment and large LDC debt in the 1980s, ***American Economic Review***, 83(3): 437-449.

24 Pattillo, C., Poirson H. and Ricci, L. (2002). External Debt and Growth. *IMF Working Paper* 02/69, 1-47.*http*://www.imf.org/pubs/2002 (Accessed 21 May 2019).

25 Reinhart, C.M. and Rogoff, K.S. (2010). "Growth in a Time of Debt". ***American Economic Review***, 100:(٢) 573-578.

26 Butts, HC. (2009). Short Term External Debt and Economic Growth-Granger Causality: Evidence from Latin America and the Caribbean. ***The Review of Black political economy***, 36: 93–111.

27 Hameed, H. A. and Chaudhary M. A. (2008). External Debt and its Impact on Economic and Business Growth in Pakistan. ***International Research Journal of Finance and Economics***, 20: 132-140.

28 Were, M. (2001). The Impact of External Debt on Economic Growth in Kenya: An Empirical Assessment, ***UNU-WIDER Research Paper***، DP2001/116.

29 Iyoha, M. A. (1999). "External Debt and Economic Growth in Sub-Saharan African Countries: An Econometric Study." ***AERC Research Paper*** 90، Nairobi Kenya.

30 Fosu, A. K. (1999). Op. Cit.

31 Elbadawi, I. A., Benno, J., Ndulu, C., and Njuguna, N. .(١٩٩٦)Debt overhang and economic growth in Sub-Saharan Africa, in Zubair Iqbal and Ravi Kanbur (eds.), ***External finance for low-Income Countries*** (49-76), International Monetary Fund.

32 Jayaraman, T.K. and Lau E. (2008). Does external debt lead to economic growth in Pacific Island countries؟ ***Journal of Policy Modeling*** 31: 272–288.

33 Warner, A.M. (1992). Did the debt crisis cause the investment crisis? ***Quarterly Journal of Economics***, 107(4): 1161-1186.

34 Frimpong, M. and Oteng-Abayie, E. F. (2003). The impact of external debt on economic growth in Ghana: A Cointegration Analysis. ***Journal of Science and Technology***, 26(3): 121-130.

35 Afxentiou, P.C. and Serletis, A. (1996). Growth and foreign indebtedness in developing countries: An empirical study using long term cross-country data، ***Journal of Development Economics*** 31(l): 25-40.

36 Chowdhury, K. (1994). A structural analysis of external debt and economic growth: Some evidence from selected countries in Asia and the Pacific. ***Applied Economics***, 26: 1121-1131.

37 Cohen, D. (1993). Op. Cit.

38 World Bank, World Bank Development Indicator, Op. Cit.

World Bank, Debt Report 2020, Edition I., Washington, DC., USA.

39 Central Bank of Egypt, https://www.cbe.org.eg

40 Fischer, S. (1993), "The role of macroeconomic factors in growth", ***Journal of Monetary Economics***, Vol. 32 No. 3, pp. 485-512, available at: https://doi. org/10.1016/0304-3932(93)90027-D.

41 Easterly, W. and Rebelo, S. (1993), "Fiscal policy and economic growth", ***Journal of Monetary Economics***, Vol. 32 No. 3, pp. 417-458, available at: https://doi. org/10.1016/0304-3932(93)90025-B.

42 Barro, R. (1996). "Determinants of economic growth: a cross-country empirical study", https://doi.org/ 10.3386/w5698.

43 Khan, M. S. and Ssnhadji, A.S. (2001), "Threshold effects in the relationship between inflation and growth", ***IMF Working Papers***, Vol. 00 No. 110, pp. 1-21.

44 Gallup, J. L., Radelet, S. and Warner, A. (1998), ***Economic Growth and the Income of the Poor***, Harvard Institute for International Development.

45 Barro, R. (1996). OP. Cit.

46 Easterly, W. and Levine, R. (1997), "Africa's growth tragedy: policies and ethnic divisions", ***The Quarterly Journal of Economics***, Vol. 112 No. 4, pp. 1203-1250.

47 Johansen, S. (1988), Statistical analysis of cointegration vectors, ***Journal of Economic Dynamics and Control***, 12(2), 231-254.

48 Johansen, S. (1991), Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, ***Econometrica***, 9(6), 1551-1580.

49 Johansen, S. and Juselius, K., 1990, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration– with Applications to the Demand for Money," ***Oxford Bulletin of Economics and Statistics***, Vol. 52, No. 2, pp. 169–210.

50 Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. ***Journal of Applied Econometrics***, 16, 289 – 326.

51 Baranzini A, Weber S, Bareit M, Mathys NA (2013) The causal relationship between energy use and economic growth in Switzerland. ***Energy Economics***, 36:464 – 470.

52 Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Op. Cit.

53 Akaike, H. (1973). **Information theory as an extension of the maximum likelihood principle**. pp. 267-281, in B. N. Petrov and F. Csaki, editors. Second international symposium on information theory, Akademiai Kiado, Budapest, Hungary.

54 Dickey, D. and Fuller, W., (1979), 'Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root', ***Journal of American Statistical Association***, 74, pp. 427-431.

55 Akram, N. (2011), 'Impact of Public Debt on the Economic Growth of Pakistan'. ***The Pakistan Development Review***, vol.50, no.4, pp. 599- 615.

56 Presbitero, A. F. (2012). Total public debt and growth in developing countries. ***The European Journal of Development Research***, 24(4), 606-626.

57 Mbah, S. A., Agu O. C. and Umunna G. (2016). Impact of External Debt on Economic Growth in Nigeria: An ARDL Bound Testing Approach. ***Journal of Economics and Sustainable Development***. Vol.7, No.10.

58 Akram, N. (2011), Op. Cit.

59 Presbitero, A. F. (2012). Op. Cit.

60 Mbah, S. A., Agu O. C. and Umunna G. (2016). Op. Cit.