# أثر الدين العام المحلى على الاستثمار الخاص في مصر 1990-2020

**محمد عباس محمد على إبراهيم**

**مدرس الاقتصاد بكلية التجارة – جامعة أسوان**

**ملخص:**

تم في هذه الدراسة تقدير أثر الدين العام المحلي على النمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة 1990-٢٠٢٠ 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 موجبة بين كل من الدين العام المحلى إلى الناتج المحلى الإجمالي والاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الاجمالي في الأجل الطويل، إلا أنها غير معنوية في الأجل القصير. وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من معدل النمو في الناتج المحلى الإجمالي، معدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي، معدل الفائدة على الإقراض، نسبة الائتمان الممنوح للقطاع الخاص إلى الناتج المحلي الإجمالي، نسبة الادخار إلى الناتج المحلي الإجمالي، والاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الاجمالي وذلك في الأجلين القصير والطويل. كما أظهرت النتائج وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين كل من نسبة الدين الخارجي إلى الناتج المحلي الإجمالي والاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الاجمالي وذلك في الأجلين القصير والطويل.

كما أظهرت النتائج أن قيمة معامل تصحيح الخطأ تبلغ (0.81-) وهو بإشارة سالبة ومعنوية عند مستوي معنوية ١%. وهي تعني ان الاستثمار الخاص كمتغير تابع يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية t بنسبة 81% 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 العام المحلي كان له تأثير موجب على الاستثمار الخاص في الأجل الطويل، وعدم معنوية العلاقة في الأجل القصير. وقد يرجع ذلك إلى أن الدين تم توجيهه للإنفاق على إنشاء البنى التحتية الاستراتيجية مثل السكك الحديدية والطرق والكهرباء والمطارات وإمدادات المياه. ولعل تقدير أثر المتغيرات الأخرى التي تضمنتها الدراسة على الاستثمار الخاص في مصر خلال الفترة ١٩٩٠-٢٠٢٠ 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 العام المحلي، الاستثمار الخاص، نموذج الفجوات الزمنية الموزعة، التكامل المشترك، الاقتصاد المصري.

## Title: The Public Domestic Debt Impact on Private Investment in Egypt 1990-2020

**Abstract:**

This study investigated the relationship between public domestic debt and private investment. Time series data for the period 1990-2020 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 public domestic debt and private investment. The study reveals a positive and significant relationship between public domestic debt and private investment in the long term, but it is not significant in

the short term. There is a positive and significant influence of GDP growth rate, the ratio of domestic credit to the private sector to GDP, lending interest rate, the ratio of saving to GDP, on the private investment in both the long and short run.

There is a statistically significant negative relationship between the ratio of external debt to GDP and the private investment in in both the long and short run. The error correction is correctly negatively signed and highly significant and has a high magnitude (-0.81) suggesting a speed adjustment process, which means that, if private investment is 1 percent out of equilibrium, a 81 percent adjustment towards equilibrium will take place within the first year.

Considering the foregoing, the domestic public debt had a positive impact on private investment in the long term, and the relationship was not significant in the short term. This may be because the debt was directed towards spending on building strategic infrastructures such as railways, roads, electricity, airports, and water supplies. Perhaps estimating the impact of the other variables included in the study on private investment in Egypt during the period 1990-2020 would also enable economic policy makers to design a plan to direct these variables in a way that serves the general economic goals of the state and achieves economic well-being for members of society.

**Keywords:** Public Domestic Debt, Private Investment, ARDL, Cointegration Analysis, 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 الداخلي 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.

يؤثر الدين العام على الاقتصاد من خلال الاستثمار الخاص بطريقتين؛ أولاً: مزاحمة الاستثمار الخاص، وفي هذه الحالة تمثل نسبة الدين العام المرتفعة بطبيعتها عبئًا ثقيلًا على الاقتصاد حيث سيتوقع مستثمرو القطاع الخاص دفع ضرائب أعلى في المستقبل للوفاء بخدمة الدين. وتمثل الموارد المستخدمة لسداد الديون تكلفة فرصة بديلة لأنها كان من الممكن استخدامها في تقديم الخدمات الاجتماعية مثل المدارس، الصحة والأمن. وهذا يمثل الأثر السلبي للدين العام على الاستثمار الخاص.

ثانياً، قد يؤدي الدين العام إلى اكتظاظ الاستثمار الخاص (تأثير إيجابي)، وذلك حين تخصص الأموال المقترضة إلى الاستثمار العام. وذلك عندما تستثمر الحكومة الأموال المقترضة في إنشاء البنى التحتية الاستراتيجية مثل السكك الحديدية والطرق والكهرباء والمطارات وإمدادات المياه، وبالتالي يكون احتمال تشجيع الاستثمار الخاص مرتفعاً. وبالتالي فإن السؤال الرئيسي هنا هو ما إذا كان المستوى الحالي للدين العام المحلي في مصر يزاحم الاستثمار الخاص وبالتالي يمارس تأثيراً سلبياً. أم أن الدين العام المحلي يؤدي إلى حشد الاستثمار الخاص وبالتالي يكون تأثيره إيجابياً على الاستثمار الخاص. وهذا ما تهدف الدراسة الحالية إلى التعرف عليه.

## ٢- مشكلة البحث:

بدأت مصر برنامج الإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي في أوائل تسعينيات القرن الماضي، وشهدت منذ بداية تطبيق البرنامج حالات من عدم الاستقرار السياسي والتقلب في موارد التمويل سواء المحلية أو الدولية، وتفاقم هذا الوضع بشكل كبير 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 الموارد اللازمة للإنفاق على البنية الأساسية واستكمال المشروعات الاستثمارية، الأمر الذي جعلها تلجأ للاستدانة من قنوات التمويل المحلية لسد الفجوة المالية بين المدخرات المحلية وهذه المتطلبات التمويلية الملحة.

ولا يعد الاقتراض أو الاستدانة مشكلة سلبية لبلد ما إذا تمكن من تحقيق عوائد تزيد عن تكلفة الاقتراض، وبالتالي يعزز القدرات ويزيد الناتج، وهو ما يجعل من الدين منتجًا ومبررًا. لكن قد يصبح الاقتراض ضاراً إذا لم يتم استخدام هذه القروض بشكل صحيح وبحكمة. ويكمن مصدر القلق أيضاً في أن تؤدي زيادة الدين العام إلى مزاحمة الاستثمار الخاص والذي يعتبره الاقتصاديين أكثر كفاءة من الاستثمار العام، وفي هذه الحالة قد يؤدي هذا الدين إلى اختلال التوازن المالي، كما أن الاقتراض 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 الكبيرة للديون العامة على الاستثمار الخاص ونمو الناتج تشكل تحديًا كبيرًا لصانعي السياسات والرأي العام بشكل عام، فإن البحوث التطبيقية ذات الصلة بنمو الدين العام المحلي 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 العام المحلي والاستثمار الخاص في مصر.

**٣. هدف البحث**

يهدف هذا البحث إلى تقدير أثر الدين العام المحلي على الاستثمار الخاص في مصر خلال الفترة ٢٠٠١-٢٠٢٠ 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 العام المحلي بما يخدم الأهداف الاقتصادية العامة للدولة، وتحقيق الرفاهية الاقتصادية لأفراد المجتمع.

**٤. فرضية البحث:**

يسعى البحث إلى اختبار الفرضية التالية:

- تؤدي زيادة الدين العام المحلي إلى تخفيض الاستثمار الخاص في مصر في الأجلين القصير والطويل.

**٥. خطة البحث**

سوف يشمل هذا البحث بالإضافة إلى المقدمة ومشكلة وهدف الدراسة، تطور الدين العام المحلي في مصر ومؤشراته، وتطور الاستثمار الخاص، ثم عرض الدراسات النظرية والتطبيقية الحديثة التي تناولت تأثير الدين العام المحلي على الاستثمار الخاص 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.

**٦. الأدب الاقتصادي**

كان نموذج نمو هارود- دومار Harrod-Domar هو النموذج التقليدي الملهم لخبراء التنمية في شرح أهمية الاقتراض في سد الفجوة بين الادخار والاستثمار في الدول النامية. كما يؤكد كروجمان (Krugman, 1988) على أن التزامات أعباء خدمة الدين تسبب تشوهات في الاقتصاد وبالتالي تثبط الاستثمار والنمو 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 بالاقتراض، سواء المحلى أو الخارجي.

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

وعلى الرغم من عدم وجود اتفاق عام لتفسير العلاقة بين الدين العام والاستثمار سواء تنظيرياً أو تطبيقياً. إلا أن الافتراضات النظرية والنتائج التجريبية تكشف عن وجود علاقة سلبية.

وقد تم وضع عدة فرضيات بشأن الآثار السلبية للديون على الاستثمار في الدول النامية. وهي فرضية تراكم الدين Debt Overhang Hypothesis ، نظرية المزاحمة Crowding-Out Theory ، وفرضية عبء الديون، ونظرية منحنى لافر للدين Debt Laffer Curve Theory (Senadza et al., 2017). ويمكن توضيحها على النحو التالي:

**أولاً: فرضية تراكم الدين.**

عرّف كروجمان (Krugman, 1988) تراكم الدين بأنه الوضع الذي يكون فيه العائد المتوقع على الدين منخفض قليلاً عن القيمة التعاقدية للدين. 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; Sachs,

(Anyanwu, 1994 ; 1989. وتفترض النماذج الكلاسيكية الجديدة أن فرض ضرائب على مدفوعات الفائدة على الدين 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 الدين. كما تثبط مفاوضات إعادة جدولة الديون العزيمة للاستثمار لأنها ترفع من درجة عدم التأكد في بيئة الأعمال (Claessens et al., 1966).

ووفقا لماير (Meyer, 1979) ، 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.

**ثانياً: نظرية عبء الديون**

صاغ مايرز (Myers, 1977) نظرية عبء الديون كمحاولة لتفسير قرار شركة ما بشأن الاقتراض. وتحقق من أن هناك دائمًا مستوى معين من الديون التي يمكن للشركة عندها التوقف عن الاقتراض من أسواق رأس المال حتى إذا توفر لها القدرة على دفع مبالغ أعلى من أسعار الفائدة. كما طبق كروجمان وساكس نفس المفهوم على ديون بلد ما ومدى قدرته على الوفاء بالتزامات خدمة الدين (Sichula, 2012). وأوضح كروجمان وساكس أن العبء يحدث عندما يكون عبء خدمة الديون ثقيلاً لدرجة أن جزءًا كبيرًا من الناتج الحالي يذهب إلى المقرضين الذين لا يشجعون الاستثمار، (Sichula, 2012).

وأنه كلما ارتفعت أعباء خدمة الدين الحالية، زادت الضريبة المتوقعة على مستثمري القطاع الخاص، والذي يعني ضمنا انخفاض الاستثمار الخاص في المستقبل لأن الموارد التي كان من الممكن أن تكون متاحة للاستثمار يتم توجيهها بدلاً من ذلك إلى خدمة الديون. ويؤدي تثبيط الاستثمار إلى إعاقة النمو الاقتصادي مما يجعل البلدان الفقيرة في العالم تقبع في الحلقة المفرغة من الفقر.

**ثالثاً: نظرية المزاحمة**

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). ويمكن أن يقود الانخفاض في الاستثمار العام إلى انخفاض في الاستثمار الخاص طالما أن بعض الاستثمارات الخاصة والاستثمارات العامة تكون متكاملة (Diaz-Alejandro, 1981 and Taylor, L., 1983).

**رابعاً: فرضية منحنى لافر**

يفترض منحني لافر للدين وجود علاقة غير خطية بين الديون 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 (Cohen, D., 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 (Pattillo et al., 2002).

أجريت دراسات تجريبية مختلفة لدراسة تأثير الدين العام على الاستثمار الخاص. وجاءت الدراسات التطبيقية لأثر الديون على الاستثمار الخاص 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.

أجرى موشي وكيليندو (Moshi & Kilindo, 1999) دراسة حول تأثير سياسة الحكومة على متغيرات الاقتصاد الكلي للفترة ١٩٧٠-١٩٩٢ مع دراسة حالة الاستثمار الخاص في تنزانيا. لقد ربطوا الاستثمار الخاص بنمو الدخل (الناتج المحلي الإجمالي)، وتدفق الائتمان، والاستثمار العام وصافي الصرف الأجنبي. وتوصلت الدراسة إلى أن هناك صلة مباشرة بين السياسات الحكومية والاستثمار الخاص.

قام كوستيبيلي (Kuştepeli, 2005) بدراسة فاعلية السياسة المالية من حيث أثر المزاحمة على الاستثمار في تركيا. وأظهرت النتائج أن الإنفاق الحكومي زاحم الاستثمار الخاص. كما درس عبد اللطيف (Abdullatif, (2006 الصلة بين استثمار القطاع العام والاستثمار المحلي الخاص في حالة قيام الحكومة بتمويل نفقاتها عن طريق بيع السندات في اليابان. ووجد أن تمويل العجز عن طريق إصدار السندات لا يزاحم الاستثمار الخاص. لذلك، أيد إصدار الحكومة لمزيد من السندات إلى كل من السوق المحلية والدولية. كما توصل أيضاً إلى أن أسعار الفائدة لا تتأثر بزيادة استخدام الحكومة للسندات لتمويل العجز. وأن أسعار الفائدة لا تتأثر بالإنفاق الحكومي، ولكنها تستجيب فقط لتغيرات أسعار الفائدة في الأسواق المالية الدولية نتيجة للعولمة وتكامل الأسواق المالية.

كما درس ماجومدر (Majumder, 2007) آثار الاقتراض العام على الاستثمار المحلي الخاص في بنغلاديش. وأظهرت النتائج أن للاقتراض العام تأثير مزاحم على الاستثمار المحلي الخاص. وأوصت الدراسة بأنه من الأفضل للحكومة الاعتماد على السوق المحلية للاقتراض بدلاً من تراكم الديون الخارجية لتحسين إدارة المالية العامة

وتجنب التضخم، ومن الأفضل الاعتماد على الاقتراض المحلي لتمويل العجز دون التأثير على الاستثمار الخاص.

درس مانا وآخرون (Maana, et al., 2008) آثار الدين المحلي على النمو الاقتصادي في كينيا من عام ١٩٩٦ إلى عام ٢٠٠٧. ووجدوا أن ارتفاع الدين المحلي يؤدي إلى ارتفاع الفائدة وفي النهاية يصبح عبئًا على الميزانية الوطنية. إلا أنه توصل إلى عدم وجود أي آثار سلبية للاقتراض على الاستثمار الخاص.

درس مجيد وخان (Majeed and Khan, 2008) العلاقة بين القطاعين العام والخاص في باكستان خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠٠٦. ووجدوا أن الاستثمار العام لم يزاحم الاستثمار الخاص. وأوضحوا أن الاقتراض الحكومي يضغط على القطاع الخاص للحصول على ائتمان وبالتالي يؤثر على الإنتاجية على المدى الطويل. كما اختبر سنايدر (Snyder, 2011) فيما إذا كان لعجز الميزانية الفيدرالية أثر مزاحمة للاستثمار الخاص في الولايات المتحدة الأمريكية. ووجد أن الإنفاق الحكومي له آثار مزاحمة على الاستثمار الخاص.

درس (Sichula, 2012) العلاقة بين الديون المتراكمة والنمو الاقتصادي في البلدان الفقيرة المثقلة بالديون باستخدام اختبار السببية لجرانجر. وكشفت نتائج الدراسة أن خدمة الدين ليس لها أي تأثير مباشر على الاستثمار الخاص إلا من خلال بعض أشكال متغيرات الاقتصاد الكلي مثل الديون.

قام إلينوي وشيلوي (Olweny and Chiluwe, 2012) بتحليل آثار السياسات النقدية على الاستثمار الخاص في كينيا من خلال الفترة ١٩٩٦ - ٢٠٠٩. وتوصلوا إلى أن الاقتراض الحكومي من البنوك المحلية قد يؤدي إلى أزمات مالية في سوق الائتمان إذا كان هناك سيولة محدودة في السوق المالية. كما وجدوا أن الاقتراض الحكومي المحلي يزاحم الاستثمار الخاص.

درس أسوجوا وأوكيكي (Asogwa and Okeke, 2013) آثار العجز الحكومي على الاستثمار الخاص في نيجيريا. وتوصلوا إلى أن العجز الحكومي والاستثمارات الخاصة يتسببان في بعضهما البعض. كما خلصوا إلى أن عجز

الموازنة يزاحم الاستثمارات الخاصة.

درس أبيري (Apere, 2014) تأثير الدين العام على الاستثمار الخاص في نيجيريا خلال الفترة ١٩٨١-٢٠١٢ من خلال انحدار الاستثمار الخاص على الدين المحلي والدين الخارجي والإنفاق الاستهلاكي الخاص باستخدام نموذج OLS غير الخطي. وتوصل إلى أن هناك علاقة طردية بين الدين المحلي والاستثمار الخاص، كما أن للديون الخارجية تأثير على شكل حرف U في حين يؤثر الإنفاق الاستهلاكي الخاص تأثيراً سلبياً على الاستثمار الخاص، وجاءت جميع المتغيرات بعلاقة جوهرية ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية ١٪.

درس كنجوارا (Kingwara, 2014) تأثير الدين العام المحلي على الاستثمار الخاص لحالة كينيا من ١٩٦٧ إلى ٢٠٠٧ باستخدام اختبار التكامل المشترك. اكتشف أن الدين المحلي يؤثر سلباً على الاستثمار الخاص، حيث تزاحم الزيادة في الديون المحلية الاستثمار الخاص. كما وجد أن أسعار الفائدة تؤثر سلبًا على الاستثمار الخاص. إلا أنه وجد أن الناتج له تأثير إيجابي على الاستثمار الخاص.

درس أكومولافي وآخرون (Akomolafe et al., 2015) تأثير الاقتراض العام على الاستثمار الخاص في نيجيريا. وتوصلوا إلى أن الدين المحلي يزاحم الاستثمار الخاص على المدى القصير والمدى الطويل. كما أن الدين الخارجي يزاحم الاستثمار الخاص في الأجل الطويل.

كما درس كاموندیا (Kamundia, 2015) تأثير الدين العام على الاستثمار الخاص والنمو الاقتصادي في كينيا باستخدام اختبار السببية لجرانجر خلال الفترة ١٩٨٠-٢٠١٣. وتوصلت الدراسة إلى أن اتجاه السببية يعمل من الدين العام إلى الاستثمار الخاص، وأن الديون لها تأثير سلبي على الاستثمار الخاص، ولكن لها تأثير إيجابي على النمو الاقتصادي.

نظر كوبان وتوجكو (Coban and Tugcu, 2015) في ما إذا كانت العجوزات الحكومية تزاحم الاستثمار المحلي الخاص لـ ٢٨ دولة للفترة ٢٠٠٠-

٢٠١٢. ووجدوا أن السياسة المالية التوسعية تؤثر بشكل إيجابي على الاستثمار الخاص.

وسوف يتم في هذه الدراسة بحث أثر الدين العام المحلي على الاستثمار الخاص في مصر خلال الفترة ١٩٩٠-٢٠٢٠.

**٥. تطور الدين المحلى ومؤشراته في مصر**

تصنف مصر بأنها إحدى الدول ذات الدخل المتوسط – المنخفض، وبمتوسط نصيب للفرد من الناتج المحلي الإجمالي بلغ في عام ٢٠٢٠ حوالي 4028 دولار (بالأسعار الثابتة لعام 2015)، كما أنها إحدى دول منطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا والتي بلغ عدد سكانها في عام 2020 حوالي ١٠٢.٣ مليون نسمة. وحقق الناتج المحلي الإجمالي في مصر معدل نمو بلغ نحو ٤.٦١% خلال الفترة ١٩٩٠-٢٠٢٠، كما بلغت تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر حوالي ٥.٩ مليار دولار في عام ٢٠٢٠ وهو يعد تراجعاً بنسبة ٣٥.١% مقارنة بعام ٢٠١٩ وذلك لتداعيات فيروس كورونا (http://data.worldbank.org/indicator/).

شهد الدين العام المحلي في مصر[١] - بالأسعار الثابتة لعام ٢٠١٠ - زيادة ملحوظة كما هو موضح في جدول رقم (١) من ٥١٠.٩٦٣ مليار جنيه في عام ١٩٩٠ إلى ١٥٦٤.٣٧٥ مليار جنيه عام ٢٠٢٠ بمتوسط معدل نمو خلال الفترة بلغ نحو ٣.٨%. إلا أن الفترة ٢٠٠٠-٢٠١٠ شهدت أكبر معدل نمو للدين العام المحلي بمتوسط معدل نمو بلغ ٧.٠٩%، تلتها الفترة ٢٠١٠-٢٠٢٠ بمتوسط معدل نمو بلغ ٥.٨٢%. وهي تعد معدلات نمو مرتفعة نتيجة الخطط الطموحة للتنمية الاقتصادية التي وضعتها مصر والتي تتطلب تمويل كبير في كافة القطاعات الاقتصادية.

[١] يتضمن رصيد الدين العام المحلى صافي كل من الدين المحلى الحكومي، ومديونية الهيئات العامة الاقتصادية، ومديونية بنك الاستثمار القومي مطروحاً منها المديونية البينية لكل من الحكومة والهيئات العامة الاقتصادية قبل البنك المذكور.

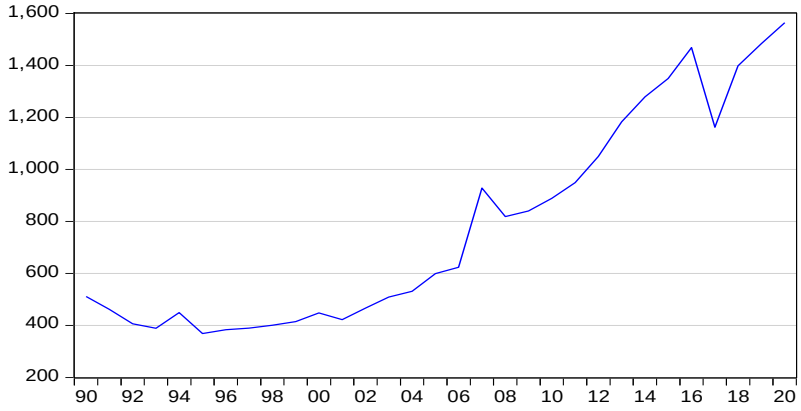
**جدول رقم (١) تطور الدين العام المحلي في مصر بالأسعار الثابتة لعام ٢٠١٠ خلال الفترة 1990-٢٠٢٠**

| الدين العام المحلي (مليار جنيه) | | | | متوسط معدل النمو (%) | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1990 | 2000 | ٢٠١٠ | ٢٠٢٠ | 1990-2000 | 2000-2010 | 2010-٢٠٢٠ | 1990-٢٠٢٠ |
| 510.963 | 447.944 | ٨٨٨.٦٦١ | 1564.375 | (-1.31) | 7.09 | ٥.٨٢ | 3.8 |

**المصدر: حسبت باستخدام بيانات من: البنك المركزي المصري، المجلة الاقتصادية، أعداد متفرقة.**

ويؤكد ذلك الشكل رقم (١) الذي يمثل تطور الدين العام المحلي لمصر بالأسعار الثابتة لعام ٢٠١٠ خلال نفس الفترة، ويلاحظ من الشكل أنه منذ عام ٢٠٠١ أخذ في الارتفاع بمعدلات نمو مرتفعة.

**الشكل رقم (١) تطور الدين العام المحلي في مصر بالأسعار الثابتة لعام ٢٠١٠ خلال الفترة ١٩٩٠-٢٠٢٠ (مليار جنيه)**




**المصدر:** حسبت باستخدام بيانات من: البنك المركزي المصري، **المجلة الاقتصادية**، أعداد متفرقة.

كما يوضح جدول رقم (٢) تطور نسبة الدين العام المحلي إلى الناتج المحلي في مصر في سنوات مختارة، حيث انخفضت من ١٠٢.١٢% في بداية فترة الدراسة عام ١٩٩٠ إلى أدني نسبة لها خلال الفترة عام ٢٠٠١ بنسبة بلغت ٥٤.٣١%. إلا أنها عاودت الارتفاع مرة أخرى حتى بلغت أعلى نسبة في عام ٢٠١٦ بنسبة ٩٦.٧٢%،

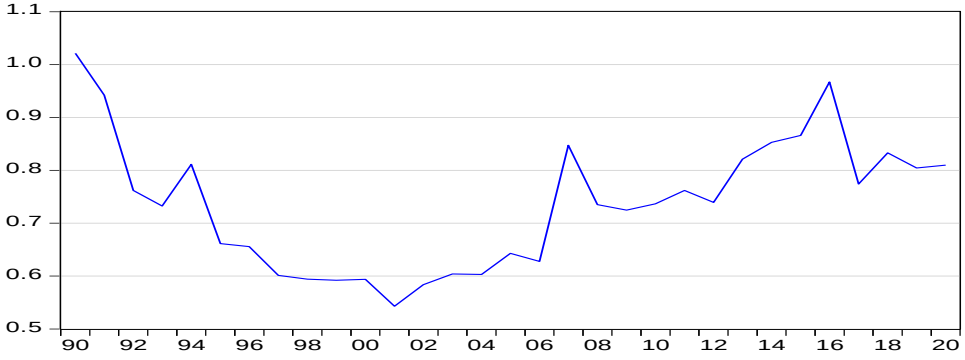
وقد يرجع ذلك إلى قرار تعويم الجنيه المصري في ذلك العام وما تبعه من ارتفاع حاد في معدل الصرف ومعدل التضخم في ذلك العام، إلا أنها عاودت الانخفاض مرة أخرى حتى وصلت إلى ٨١.٤٨% في عام ٢٠٢٠. وتعد هذه النسبة في الحدود الآمنة مقارنة بدول نامية أخرى. كما يوضح الشكل رقم (٢) تطور نسبة الدين العام المحلي في مصر خلال الفترة 1990-٢٠٢٠.

**جدول رقم (٢) تطور نسبة الدين العام المحلي إلى الناتج المحلى الاجمالي في مصر في سنوات مختارة**

| نسبة الدين العام المحلي إلى الناتج المحلي الإجمالي (%) | | | | |
|---|---|---|---|---|
| ٢٠٢٠ | ٢٠١٦ | ٢٠١٠ | 2001 | 1990 |
| ٨١.٤٨ | ٩٦.٧٢ | ٧٣.٦٥ | 54.31 | 102.12 |

**المصدر: جدول رقم (م-١) بالملحق.**

**الشكل رقم (2) نسبة الدين العام المحلي إلى الناتج المحلي الاجمالي في مصر خلال الفترة ١٩٩٠-٢٠٢٠ (%)**




**المصدر: حسبت باستخدام بيانات من:**

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

ويوضح الجدول رقم (٣) والشكل رقم (٣) تطور إجمالي الاستثمار الخاص في مصر بالأسعار الثابتة لعام ٢٠١٠ في سنوات مختارة خلال الفترة ١٩٩٠-

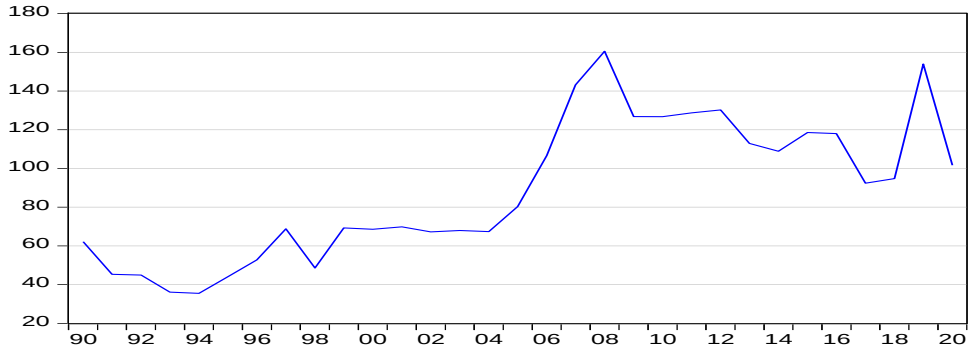
٢٠٢٠. وتشير البيانات الواردة بالجدول إلى ارتفاع إجمالي الاستثمار الخاص خلال تلك الفترة من ٦٢.١٥٥ مليار جنيه إلى ١٠١.٧٠٢ مليار جنيه، بمتوسط معدل نمو بلغ ١.٦٥%. وحقق أعلى معدل نمو خلال الفترة ٢٠٠١-٢٠١٠ بمتوسط معدل نمو بلغ ٦.٣٤%، إلا أن هذا المعدل شهد انخفاضاً حاداً خلال الفترة ٢٠١٠-٢٠٢٠ حيث حقق معدل نمواً سالباً خلال الفترة (-٢.١٨%)، ويرجع ذلك إلى حد بعيد للظروف السياسية غير المستقرة التي مرت بها البلاد في بداية الفترة والتي بدأت بثورة ٢٥ يناير ٢٠١١، والتي مارست تأثيراً سلبياً كبيراً على الاستثمار الخاص. هذا فضلاً عن تأثير فيروس كورونا والذي أدي إلى انخفاض الاستثمار الخاص بشكل كبير في عام ٢٠٢٠.

**جدول رقم (٣) تطور إجمالي الاستثمار الخاص في مصر بالأسعار الثابتة لعام ٢٠١٥ خلال الفترة 1990-٢٠٢٠**

| إجمالي الاستثمار الخاص (مليار جنيه) | | | | متوسط معدل النمو (%) | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1990 | 2000 | ٢٠١٠ | ٢٠٢٠ | 1990-2000 | ٢٠٠١-٢٠١٠ | 2011-٢٠٢٠ | 1990-٢٠٢٠ |
| 62.155 | 68.570 | 126.738 | 101.702 | 0.99 | ٦.٣٤ | (-2.18) | ١.٦٥ |

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

**الشكل رقم (٣) تطور إجمالي الاستثمار الخاص في مصر بالأسعار الثابتة لعام ٢٠١٥ خلال الفترة 1990-٢٠٢٠ (مليار جنيه)**

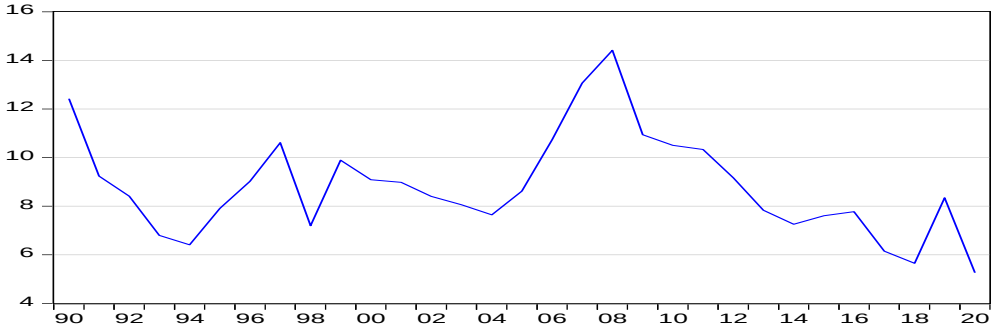



**المصدر: حسبت باستخدام بيانات من:**

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

كما يوضح الشكل رقم (٤) تطور نسبة الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الاجمالي في مصر خلال الفترة 1990-2020

**الشكل رقم (٤) تطور نسبة الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الاجمالي في مصر خلال الفترة ١٩٩٠-٢٠٢٠ (%)**




**المصدر: حسبت باستخدام بيانات من:**

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

## 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 العام المحلى على الاستثمار الخاص في مصر بحيث يشمل المتغيرات الرئيسية المستهدفة إجمالي الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلى الإجمالي والدين العام المحلى إلى الناتج المحلى الإجمالي. ومع ذلك، تم إضافة عدد من المتغيرات لتحسين جودة النموذج واعتمدت عليها عدة دراسات تجريبية مثل معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي، معدل الفائدة على الإقراض، ونسبة الائتمان الممنوح إلى القطاع الخاص إلى الناتج المحلى الإجمالي، إجمالي الادخار إلى الناتج المحلى الإجمالي، نسبة الدين الخارجي إلى الناتج المحلي الإجمالي. ويتخذ النموذج الشكل التالي:

$$PI=f (DD, GY, LR, DC, SY, EY)$$

حيث يمثل PI إجمالي الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلى الإجمالي، DD الدين العام المحلى إلى الناتج المحلى الإجمالي، GY معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي، LR معدل الفائدة على الإقراض، DC نسبة الائتمان الممنوح إلى القطاع الخاص إلى الناتج المحلى الإجمالي، SY إجمالي الادخار إلى الناتج المحلى الإجمالي، EY نسبة الدين الخارجي إلى الناتج المحلي الإجمالي.

وتم استخدام البيانات السنوية للمتغيرات محل الدراسة خلال الفترة ١٩٩٠ إلى 2020 في مصر. وقد تم الحصول على جميع البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة من مؤشر التنمية للبنك الدولي (World Bank Development Indicator, http://data.worldbank.org/indicator)، ما عدا إجمالي الدين العام المحلي

والتي تم الحصول عليها من البنك المركزي المصري (Central Bank of Egypt, https://www.cbe.org.eg/en/EconomicResearch/Statistics/Pages/TimeSeries.aspx.). وتظهر جميع هذه العوامل في الجدول (م -١) في الملحق.

ويهدف هذا البحث إلى توظيف التطورات الأخيرة في تحليل التكامل المشترك، بتقدير العلاقة بين الدين العام المحلي والاستثمار الخاص 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 $\xi_t$ 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

$H_0$: ρ =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 $Y_t$ و$X_t$ 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 $Y_t$ و$X_t$ 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, 1991) و (Johansen and Juseluis, 1990) ، 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 (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):

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

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 ، $\eta$ 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 $H_0: = 0$

$\varphi = \delta$

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

$\neq \delta$

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)، 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، $\theta, \sigma, \Psi$ معاملات المتغيرات، $\varepsilon$ 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، $\gamma$ معامل حد الخطأ والذي يقيس سرعة تصحيح الاختلال في التوازن من الأجل القصير نحو التوازن في الأجل الطويل، $\upsilon$ 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 (Akaike, 1973). وتشير البيانات الواردة بالجدول إلى أن الفرض الصفري لا يمكن رفضه عند المستوى لكل من DD الدين العام المحلى إلى الناتج المحلى الإجمالي، LR معدل الفائدة على الإقراض، DC نسبة الائتمان الممنوح إلى القطاع الخاص إلى الناتج المحلى الإجمالي، EY نسبة الدين الخارجي إلى الناتج المحلي الإجمالي. إلا أنه يتم رفض الفرض الصفري لجميع هذه المتغيرات في الفروق الأولى للسلاسل الزمنية، وبهذا يمكن القول بأنها متكاملة من الرتبة الأولى I(1). ومن الجانب الآخر يتم رفض الفرض الصفري لمتغيرات PI إجمالي الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلى الإجمالي، GY معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي، SY

إجمالي الادخار إلى الناتج المحلى الإجمالي، وبالتالي فإن هذه المتغيرات متكاملة عند المستوي I(0).

**جدول رقم (٤) نتائج اختبارات جذر الوحدة**

| | | (C, T, without) | ADF |
|---|---|---|---|
| Log(PI) | Level | (C) | -2.753325[c] |
| | First Diff. | (C) | - |
| Log(DD) | Level | (C) | -2.139845 |
| | First Diff. | (C) | -7.247942[a] |
| Log(GY) | Level | (C) | -3.868280[a] |
| | First Diff. | (C) | - |
| Log(LR) | Level | (C) | -1.729745 |
| | First Diff. | (C) | -3.638444[b] |
| Log(DC) | Level | (C) | -1.602524 |
| | First Diff. | (C) | -3.434852[b] |
| Log(SY) | Level | (C) | -3.923760[a] |
| | First Diff. | (C) | - |
| Log(EY) | Level | (C) | -2.248639 |
| | First Diff. | (C) | -3.534068[b] |

**Notes: ADF-Dickey DA, Fuller WA., (1979), 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 وجود ثلاثة متغيرات متكاملة من الرتبة صفر وأربعة 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 محلي والاستثمار الخاص في مصر للفترة ١٩٩٠-٢٠٢٠ 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, 0, 0, 1, 0) هو النموذج الأمثل. وبالتالي تم صياغته على النحو التالي:

$$Log(PI_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(DD_t) + \beta_2 \log(GY_t) + \beta_3 \log(LR_t) + \beta_4 \log(DC_t) + \beta_5 \log(SY_t) + \beta_6 \log(EY_t) + \beta_7 Log(PI_{t-1}) + \beta_8 \log(DD_{t-1}) + \beta_9 \log(GY_{t-1}) + \beta_{10} \log(SY_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

ويوضح جدول رقم (م-٢) بالملحق نتائج تقدير نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة. وتشير النتائج إلى ارتفاع القوة التفسيرية للنموذج ($R^2 = 84.61$)، وكذلك عدم وجود مشكلة الانحدار الذاتي (Durbin-Watson = 2.11) . كما تشير قيمة إحصاء اختبار F إلى جودة النموذج المقدر ككل إحصائياً F = 10.99303 (0.000).

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

$$d(Log(PI_t)) = \beta_0 + \beta_1 d(\log(DD_t)) + \beta_2 d(\log(GY_t)) + \beta_3 d(\log(SY_t)) + \beta_4 d(\log(DD_{t-1})) + \beta_5 Log(GY_{t-1}) + \beta_6 \log(LR_{t-1}) +$$

$\beta_7 \log(DC_{t-1}) + \beta_8 \log(SY_{t-1}) + \beta_9 \log(EY_{t-1}) + \beta_{10} d(Log(PI_{t-1})) + \varepsilon_t$ (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 1% 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 |
|---|---|---|
| 5.726094 | ٦ | |
| $I_0$ Bound | $I_1$ Bound | Significance |
| 2.12 | 3.23 | 10% |
| 2.45 | 3.61 | 5% |
| 2.75 | 3.99 | 2.5% |
| 3.15 | 4.43 | 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(DD) | 0.721001[c] |
| LOG(GY) | 0.244047[b] |

| | |
|---|---|
| LOG(LR) | 1.172902[b] |
| LOG(DC) | 0.381777[c] |
| LOG(SY) | 0.507335[a] |
| LOG(EY) | -0.588457[a] |
| C | -6.588654[a] |

**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(DD) | 0.172082 |
| DLOG(GY) | 0.108424[c] |
| DLOG(LR) | 0.950414[a] |
| DLOG(DC) | 0.309357[c] |
| DLOG(SY) | 0.259407[a] |
| DLOG(EY) | -0.476833[a] |
| CointEq(-1) | -0.810310[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 الاستثمار الخاص معبراً عنه بنسبة الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الإجمالي على ما يلي:

١- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من الدين العام المحلى إلى الناتج المحلى الإجمالي والاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الاجمالي في الأجل الطويل، وبلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.721). وهذا يعني أن زيادة الدين العام المحلي الي الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ١ % سوف تؤدي إلى زيادة الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ٠.٧٢١% في الاجل الطويل. كما تشير النتائج إلى عدم معنوية العلاقة بين الدين العام المحلي

والاستثمار الخاص في الأجل القصير.

٢- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من معدل النمو في الناتج المحلى الإجمالي والاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الاجمالي وذلك في الأجلين القصير والطويل. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.244) في الأجل الطويل. وهذا يعني أن زيادة معدل النمو في الناتج المحلى الإجمالي بنسبة ١ % سوف تؤدي إلى زيادة الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ٠.٢٤٤% في الاجل الطويل. كما بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.108) في الأجل القصير. وهذا يعني أن زيادة معدل النمو في الناتج المحلى الإجمالي بنسبة ١% سوف تؤدي إلى زيادة الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ٠.١٠٨% في الاجل القصير.

٣- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من معدل الفائدة على الإقراض والاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الاجمالي وذلك في الأجلين القصير والطويل. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (1.17) في الأجل الطويل. وهذا يعني أن زيادة معدل الفائدة على الإقراض الإجمالي بنسبة ١ % سوف تؤدي إلى زيادة الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ١.١٧% في الاجل الطويل. كما بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.95) في الأجل القصير. وهذا يعني أن زيادة معدل الفائدة على الإقراض بنسبة ١% سوف تؤدي إلى زيادة الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ٠.٩٥% في الاجل القصير.

٤- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل نسبة الائتمان الممنوح إلى القطاع الخاص إلى الناتج المحلى الإجمالي والاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الإجمالي في الأجلين القصير والطويل. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.382) في الأجل الطويل. وهذا يعني أن زيادة نسبة الائتمان الممنوح إلى القطاع الخاص إلى الناتج المحلى الإجمالي بنسبة ١ % سوف تؤدي إلى زيادة الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ٠.٣٨٢% في الاجل الطويل. كما بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.309) في الأجل القصير. وهذا يعني

أن زيادة نسبة الائتمان الممنوح إلى القطاع الخاص إلى الناتج المحلى الإجمالي بنسبة ١% سوف تؤدي إلى زيادة الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ٠.٣٠٩% في الاجل القصير.

٥- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل نسبة الادخار إلى الناتج المحلى الإجمالي والاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الاجمالي وذلك في الأجلين القصير والطويل. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.507) في الأجل الطويل. وهذا يعني أن زيادة نسبة الادخار إلى الناتج المحلى الإجمالي بنسبة ١ % سوف تؤدي إلى زيادة الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ٠.٥٠٧% في الاجل الطويل. كما بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.259) في الأجل القصير. وهذا يعني أن زيادة نسبة الادخار إلى الناتج المحلى الإجمالي بنسبة ١% سوف تؤدي إلى زيادة الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ٠.٢٥٩% في الاجل القصير.

٦- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين كل من نسبة الدين الخارجي إلى الناتج المحلي الإجمالي والاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الاجمالي وذلك في الأجلين القصير والطويل. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.589-) في الأجل الطويل. وهذا يعني أن زيادة نسبة الدين الخارجي إلى الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ١ % سوف تؤدي إلى انخفاض الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ٠.٥٨٩% في الاجل الطويل. كما بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.477-) في الأجل القصير. وهذا يعني أن زيادة نسبة الدين الخارجي إلى الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ١% سوف تؤدي إلى انخفاض الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ٠.٤٧٧% في الاجل القصير.

٧- تظهر النتائج أن قيمة معامل تصحيح الخطأ تبلغ (0.81-) وهو بإشارة سالبة ومعنوية عند مستوي معنوية ١%. وهي تعني ان الاستثمار الخاص كمتغير تابع يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية t بنسبة ٨١% 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 (٠.٨٨٨٥) 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 | 0.118974 | Prob. F(2,18) | 0.8885 |
| Obs*R-squared | 0.404451 | Prob. Chi-Square(2) | 0.8169 |

كما يوضح جدول رقم (٩) نتائج اختبار Breusch-Pagan-Godfrey لفرضية عدم ثبات التباين والذي يشير إلى عدم وجود دليل إحصائي لرفض فرض العدم الأمر الذي يعني عدم وجود مشكلة اختلاف التباين حيث بلغت مستوى المعنوية (٠.٦٧١٠) وهي قيمة اكبر من مستوى المعنوية 5%.

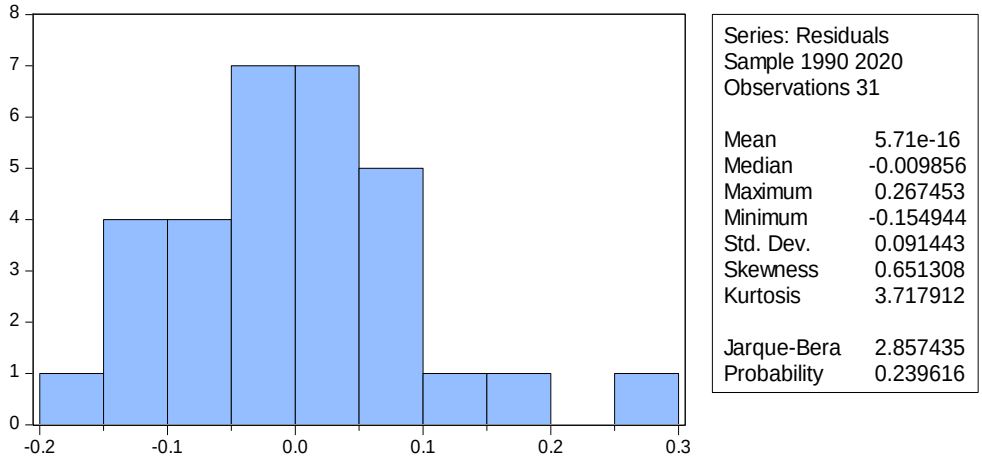
**جدول رقم (٩): اختبار Breusch-Pagan-Godfrey لفرضية عدم ثبات التباين**

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.751414 | Prob. F(١٠,٢٠) | 0.6710 |
| Obs*R-squared | 8.466134 | Prob. Chi-Square(١٠) | 0.5834 |
| Scaled explained SS | 4.788804 | Prob. Chi-quare(١٠) | 0.9048 |

كما يوضح جدول رقم (١٠) قيمة إحصائية اختبار Jarque-Bera والتي تبلغ (2.857435) بقيمة احتمالية (0.239616) 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**



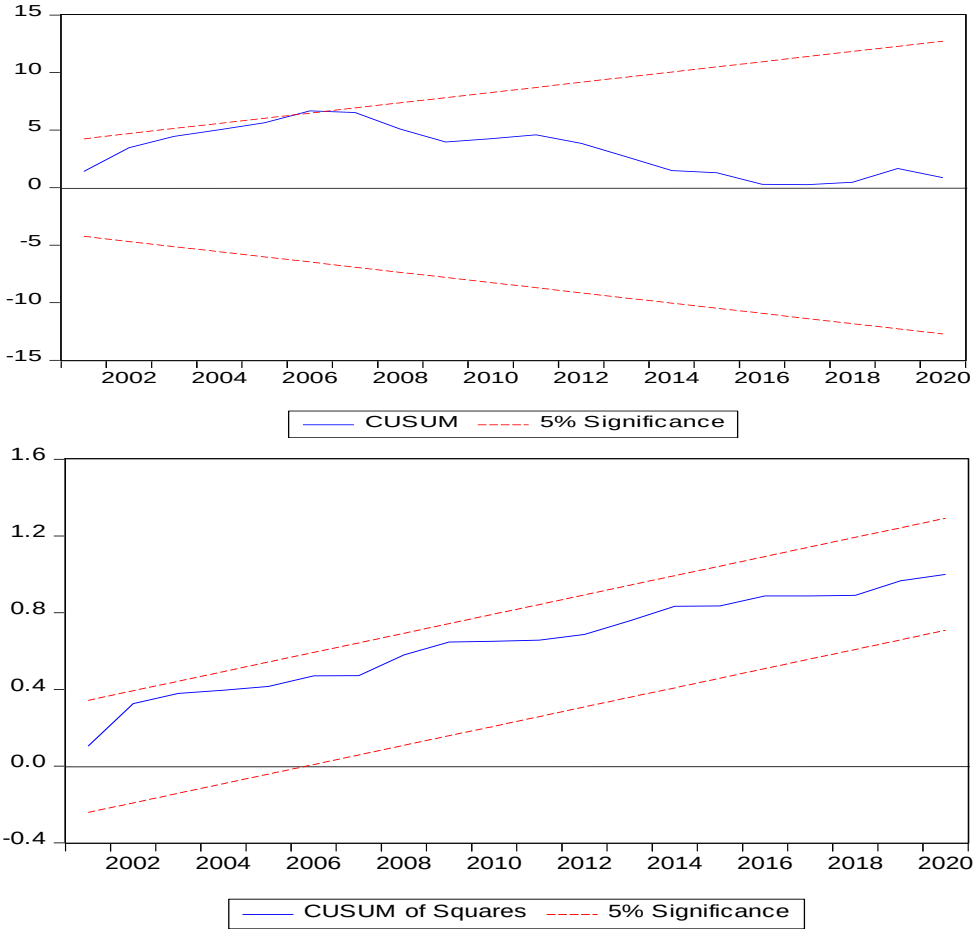

كما يوضح جدول رقم (١١) قيمة إحصائية اختبار Ramsey RESET والتي تبلغ (0.968856) بقيمة احتمالية (0.3373) والتي تدل على صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج.

**جدول رقم (١١): اختبار Ramsey RESET**

| | | |
|---|---|---|
| **F-statistic** | **0.968856** | **0.3373** |

ويتم اختبار الاستقرار الهيكلي لمعلمات 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 (٥) أن معلمات نموذج ARDL المقدر مستقرة هيكلياً.

**الشكل رقم (٥): اختبار إحصائية كل من CUSUM وCUSUMSQ**



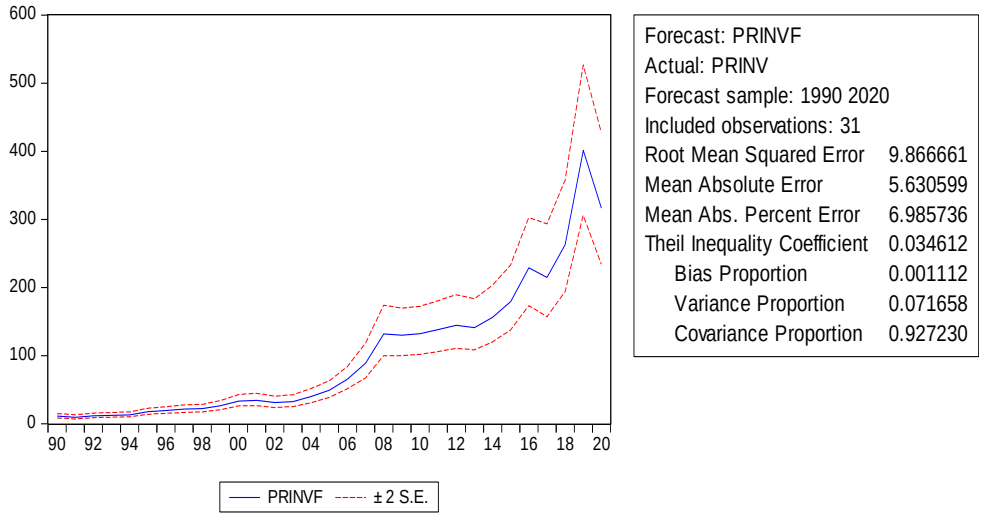

**المصدر: تم رسم هذا الشكل من النموذج المقدر باستخدام EViews 9.**

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 (٦) أن قيمة معامل تايل لعدم المساواة Thiel Inequality Coefficient بلغت (0.034612) 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 الاستثمار الخاص.

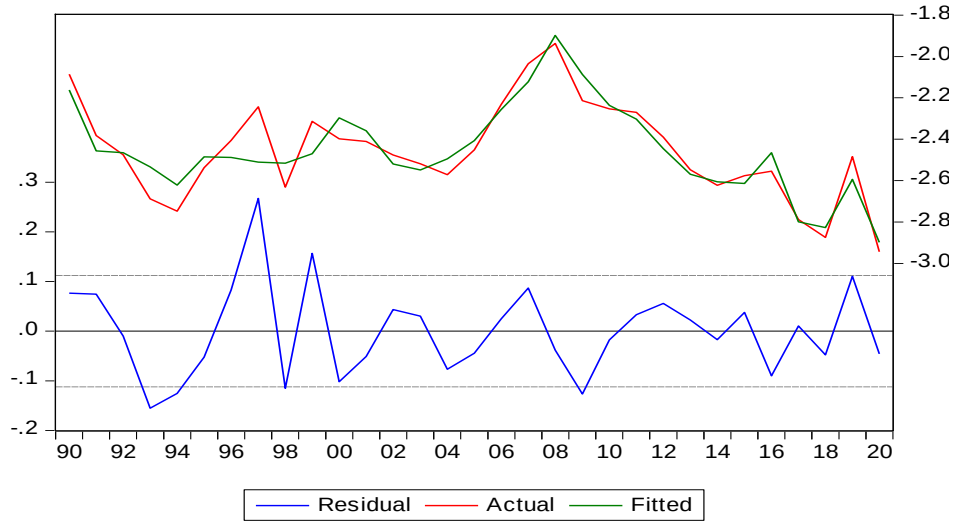
**الشكل رقم (٦) معامل تايل لعدم المساواة Thiel Inequality Coefficient**




ويمكن أيضاً تتبع هذا الأداء الجيد للنموذج المقدر من خلال الشكل رقم (٧) والذي يوضح سلوك القيم الفعلية والمقدرة لنسبة الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الاجمالي والبواقي للنموذج الذي تم تقديره، ويتضح من الشكل التقارب الواضح بين نسبة الاستثمار الخاص الفعلي والمقدر خلال فترة الدراسة. ومن ثم يمكن الاعتماد

على نتائج هذا النموذج لأغراض السياسات الاقتصادية.

**شكل رقم (٧) نسبة الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الاجمالي والمقدر والبواقي للنموذج خلال الفترة 1990-٢٠٢٠**




## ٨- الخلاصة والنتائج

تم في هذه الدراسة تقدير أثر الدين العام المحلي على الاستثمار الخاص في مصر خلال الفترة ١٩٩٠-٢٠٢٠ 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 موجبة بين كل من الدين العام المحلى إلى الناتج المحلى الإجمالي والاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الاجمالي في الأجل الطويل، إلا أنها غير معنوية في الأجل القصير. وجود

علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من معدل النمو في الناتج المحلى الإجمالي والاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الاجمالي وذلك في الأجلين القصير والطويل. وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من معدل الفائدة على الإقراض والاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الاجمالي وذلك في الأجلين القصير والطويل. وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من نسبة الادخار إلى الناتج المحلى الإجمالي والاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الاجمالي وذلك في الأجلين القصير والطويل. وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين كل من نسبة الدين الخارجي إلى الناتج المحلي الإجمالي والاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الاجمالي وذلك في الأجلين القصير والطويل. وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية بين كل من نسبة الائتمان الممنوح إلى القطاع الخاص إلى الناتج المحلى الإجمالي والاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الإجمالي في الأجلين القصير والطويل. كما أظهرت النتائج أن قيمة معامل تصحيح الخطأ تبلغ (0.81-) وهو بإشارة سالبة ومعنوية عند مستوي معنوية ١%. وهي تعني ان الاستثمار الخاص كمتغير تابع يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية t بنسبة 81% 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 العام المحلي كان له تأثير موجب على الاستثمار الخاص في الأجل الطويل وهذه النتيجة تدل على عدم وجود أثر مزاحمة للدين المحلي على الاستثمار الخاص في الأجل الطويل، وهم يتفق مع ما توصل إليه كل من مانا وآخرون (Maana, et al., 2008) ومجيد وخان (Majeed and Khan, 2008) وأبيري (Apere, 2014) ، ولعل ذلك يشير إلى أنه تم توجيه هذه الديون إلى إنشاء البنى التحتية الاستراتيجية مثل السكك الحديدية والطرق والكهرباء والمطارات وإمدادات المياه ومشروعات الطرق والجسور التي نفذتها مصر بكثافة خلال الفترة الماضية، الأمر الذي شجع القطاع الخاص إلى الدفع بمزيد من الاستثمارات. كما أن النمو الاقتصادي الذي تم تحقيقه نتيجة إنشاء عدد كبير من

المشروعات الإنتاجية مثل مشروع المليون ونصف المليون فدان وإنشاء ١٠٠ ألف صوبة زراعية ومشروعات الاستزراع السمكي وعدد من المشروعات الإنتاجية الأخرى شجع أيضاً القطاع الخاص للقيام بزيادة استثماراته لتتكامل مع هذه المشروعات، وهو ما يدلل على العلاقة المعنوية الموجبة بين النمو الاقتصادي والاستثمار الخاص. ولعل تقدير أثر المتغيرات الأخرى التي تضمنتها الدراسة على الاستثمار الخاص في مصر خلال الفترة ٢٠٠١-٢٠٢٠ يمكن أيضاً صانعوا السياسة الاقتصادية من تصميم خطة لتوجيه هذه المتغيرات بما يخدم الأهداف الاقتصادية العامة للدولة، وتحقيق الرفاهية الاقتصادية لأفراد المجتمع.

## قائمة المراجع:


### [١] أولاً: مراجع باللغة العربية

[٢] البنك المركزي المصري، المجلة الاقتصادية، أعداد متفرقة، جمهورية مصر العربية.

### ثانياً: مراجع باللغة الإنجليزية

[1] Apere, T.O. (2014). The Impact of Public Debt on Private Investment in Nigeria: Evidence from a Nonlinear Model. International Journal of Research in Social Sciences, 4, 130-138.

[2] Abdullatif, A. E. M. A. (2006). Crowding-out and crowding-in effects of government bonds market on private sector investment (Japanese Case Study) (IDE Discussion Papers No.74). Retrieved from: https://ir.ide.go.jp/?action=repository_action_common_download&item_id=38092&item_no=1&a ttribute_id=22&file_no=1

[3] 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.

[4] Akomolafe, K. J., Bosede, O., Emmanuel, O. and Mark, A. (2015). Public debt and private Investment in Nigeria. American Journal of

Economics, 5(5), 501-507. https://doi.org/10.5923/j.economics.20150505.10

[5] 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.

[6] Asogwa, F. and Okeke I. (2013), The Crowding Out Effect of Budget Deficits on Private Investment in Nigeria, European Journal of Business and Management, Vol.5, No.20. Retrieved at: https://www.researchgate.net/publication/304659780.

[7] Central Bank of Egypt, https://www.cbe.org.eg/en/EconomicResearch/Statistics/Pages/TimeSeries.aspx.

[8] 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.

[9] Coban, S. and Tugcu, T. C. (2015). Do budget deficits crowd-out or in private investment? A dynamic heterogeneous panel estimation. The Empirical Economics Letters, 14(4). Retrieved from http://www.eel.my100megs.com/

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

[11] 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.

[12] Diaz-Alejandro, C. (1981), Southern Cone Stabilization Plans, Economic Stabilization in Developing Countries, The Brookings Institution, Washington, DC.

[13] 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. (Accessed18 May 2016).

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

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

[16] 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.

[17] Kamundia, S. W. (2015). The effects of public debt on private investments and economic growth in Kenya (1980-2013) (Unpublished doctoral dissertation). Kenyatta University, Nairobi, Kenya.

[18] Kingwara, R. (2014). The impact of domestic public debt on private investment in Kenya. Developing Country Studies, 4(22), 88-96. Retrieved from www.iiste.org.

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

[20] Kuştepeli, Y. (2005). Kamu harcamalarının etkinliği: Dışlama (crowding out) etkisi ve/veya crowding in etkisi?. Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 12(1), 184-192. Retrieved from http://dergipark.org.tr/tr/pub/yonveek

[21] Majumder, M. A. (2007). Does public borrowing crowd-out private investment? Evidence from Bangladesh. *Working Paper Series*, No.

WP 0708. Retrieved from http://siteresources.worldbank.org/PSGLP/Resources/WP0708Final.pdf.

[22] Maana, I., Owino, R. and Mutai, N. (2008, July). Domestic debt and its impact on the economy-the case of Kenya. Paper presented at the 13th Annual African Econometric Society Conference. Pretoria, B. K. Özdemir & E. Gomez, "The Impact of Domestic Debt on Private Investment in the Gambia: An ARDL Approach" 126 South Africa. etrieved from http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.495.4489&rep=rep1&type=pdf

[23] Majeed, M. T. and Khan, S. (2008). The determinants of private investment and the relationship between public and private investment in Pakistan. NUST Journal of Business and Economics, 1(1), 41-48. Retrieved from https://mpra.ub.uni-muenchen.de

[24] Moshi, H.P.B. & Kilindo, A.A.L., 1999. The Impact of Government Policy on Macroeconomic Variables : A Case Study of Private Investment in Tanzania. African Economic Reserch Consortium, Paper No 8(1999), p.Nairobi.

[25] Myers, S. C. (1977), Determinants of Corporate Borrowing", Journal of Financial Economics., ,5, pp. 147-175.

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

[27] Olweny, T. and Chiluwe, M. (2012). The effect of monetary policy on private sector investment in Kenya. Journal of Applied Finance and Banking, 2(2), 239-287. Retrieved from https://www.scienpress.com/journal_focus.asp?Main_Id=56

[28] 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 20 May

[29] 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.

[30] 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).

[31] 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

[32] 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).

[33] Sichula, M. (2012). Debt Overhang and Economic Growth in HIPC Countries: The Case of Southern African Development Community (SADC), International Journal of Economics and Finance; Vol. 4, No. 10. Retrieved from: http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v4n10p82

[34] Snyder, T. C. (2011). Do federal budget deficits cause crowding out?. Research in Business and Economics Journal, 4(1). https://doi.org/10.9734/ajeba/2019/v12i130142

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

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

**- ملحق الدراسة:**

**جدول رقم (م-١) عدد من المتغيرات الاقتصادية في مصر خلال الفترة 1990-2020**

| الفترة | إجمالي الاستثمار الخاص (بالأسعار الثابتة لعام 2010 (مليار جنيه) | نسبة الاستثمار الخاص إلى الناتج المحلي الاجمالي (PI) | إجمالي الدين العام المحلى (بالأسعار الثابتة لعام 2010)* (مليار جنيه) | نسبة الدين العام المحلي إلى الناتج المحلي الاجمالي (DD) | معدل النمو في الناتج المحلى الإجمالي (GY) |
|---|---|---|---|---|---|
| 1990 | 62.155 | 0.124 | 510.963 | 1.021 | 5.667 |
| 1991 | 45.341 | 0.092 | 462.246 | 0.942 | 1.125 |
| 1992 | 44.912 | 0.084 | 406.827 | 0.762 | 4.473 |
| 1993 | 36.127 | 0.068 | 389.312 | 0.733 | 2.901 |
| 1994 | 35.512 | 0.064 | 449.554 | 0.811 | 3.973 |
| 1995 | 44.134 | 0.079 | 368.989 | 0.661 | 4.642 |
| 1996 | 52.824 | 0.090 | 383.802 | 0.656 | 4.989 |
| 1997 | 68.823 | 0.106 | 390.051 | 0.601 | 5.492 |
| 1998 | 48.583 | 0.072 | 401.059 | 0.594 | 5.575 |
| 1999 | 69.319 | 0.099 | 414.819 | 0.592 | 6.053 |
| 2000 | 68.570 | 0.091 | 447.944 | 0.594 | 6.370 |
| 2001 | 69.873 | 0.090 | 422.581 | 0.108 | 3.535 |
| ٢٠٠٢ | 67.241 | 0.017 | 467.093 | 0.120 | 2.390 |
| ٢٠٠٣ | 67.976 | 0.018 | 509.497 | 0.132 | 3.193 |
| ٢٠٠٤ | 67.362 | 0.019 | 531.491 | 0.148 | 4.092 |
| ٢٠٠٥ | 80.366 | 0.022 | 599.351 | 0.167 | 4.472 |
| ٢٠٠٦ | 106.679 | 0.030 | 623.618 | 0.175 | 6.844 |
| ٢٠٠٧ | 143.159 | 0.041 | 928.350 | 0.266 | 7.088 |
| ٢٠٠٨ | 160.516 | 0.051 | 818.630 | 0.259 | 7.156 |
| ٢٠٠٩ | 126.833 | 0.043 | 840.383 | 0.284 | 4.674 |

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| ٢٠١٠ | 126.738 | 0.045 | 888.661 | 0.318 | 5.147 |
| ٢٠١١ | 128.720 | 0.050 | 949.320 | 0.367 | 1.765 |
| ٢٠١٢ | 130.223 | 0.053 | 1050.226 | 0.426 | 2.226 |
| ٢٠١٣ | 112.906 | 0.049 | 1183.495 | 0.514 | 2.185 |
| ٢٠١٤ | 108.845 | 0.051 | 1278.808 | 0.594 | 2.916 |
| ٢٠١٥ | 118.581 | 0.058 | 1349.844 | 0.663 | 4.372 |
| ٢٠١٦ | 118.031 | 0.063 | 1468.636 | 0.787 | 4.347 |
| ٢٠١٧ | 92.366 | 0.062 | 1162.254 | 0.774 | 4.181 |
| ٢٠١٨ | 94.799 | 0.069 | 1398.166 | 1.011 | 5.314 |
| 2019 | 153.908 | 0.115 | 1483.910 | 1.110 | 5.558 |
| 2020 | 101.702 | 0.077 | 1564.375 | 1.187 | 3.570 |

**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 1990-2020**

| الفترة | معدل الفائدة على الإقراض (LR) | نسبة الائتمان الممنوح للقطاع الخاص إلى الناتج المحلى الإجمالي (DC) | نسبة الادخار إلى الناتج المحلى الإجمالي (SY) | نسبة الدين الخارجي إلى الناتج المحلي الإجمالي (EY) |
|---|---|---|---|---|
| **1990** | 19.000 | 25.526 | 0.167 | 0.768 |
| **1991** | 19.847 | 22.059 | 0.158 | 0.872 |
| **1992** | 20.328 | 22.270 | 0.170 | 0.745 |
| **1993** | 18.298 | 23.766 | 0.156 | 0.658 |
| **1994** | 16.513 | 27.904 | 0.151 | 0.626 |
| **1995** | 16.471 | 32.734 | 0.150 | 0.556 |
| **1996** | 15.583 | 36.534 | 0.127 | 0.466 |
| **1997** | 13.792 | 39.694 | 0.115 | 0.382 |
| **1998** | 13.017 | 46.555 | 0.120 | 0.381 |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| 0.343 | 0.134 | 52.002 | 12.965 | **1999** |
| 0.293 | 0.129 | 51.953 | 13.216 | **2000** |
| 0.293 | 13.410 | 54.931 | 13.292 | ٢٠٠١ |
| 0.348 | 13.645 | 54.655 | 13.792 | ٢٠٠٢ |
| 0.379 | 14.299 | 53.898 | 13.533 | ٢٠٠٣ |
| 0.399 | 15.578 | 54.043 | 13.375 | ٢٠٠٤ |
| 0.341 | 15.710 | 51.165 | 13.142 | ٢٠٠٥ |
| 0.289 | 17.112 | 49.291 | 12.600 | ٢٠٠٦ |
| 0.265 | 16.273 | 45.515 | 12.508 | ٢٠٠٧ |
| 0.208 | 16.795 | 42.798 | 12.325 | ٢٠٠٨ |
| 0.187 | 12.550 | 36.093 | 11.975 | ٢٠٠٩ |
| 0.168 | 14.263 | 33.072 | 11.008 | ٢٠١٠ |
| 0.149 | 12.982 | 31.155 | 11.033 | ٢٠١١ |
| 0.143 | 8.109 | 27.388 | 12.000 | ٢٠١٢ |
| 0.161 | 7.875 | 26.222 | 12.292 | ٢٠١٣ |
| 0.137 | 5.211 | 25.607 | 11.708 | ٢٠١٤ |
| 0.151 | 5.810 | 26.316 | 11.625 | ٢٠١٥ |
| 0.208 | 5.485 | 34.135 | 13.600 | ٢٠١٦ |
| 0.359 | 1.784 | 28.520 | 18.175 | ٢٠١٧ |
| 0.401 | 6.202 | 25.548 | 18.317 | ٢٠١٨ |
| 0.380 | 9.974 | 24.025 | 16.117 | **2019** |
| 0.360 | 6.230 | 27.100 | 11.367 | **2020** |

**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(PI)
Method: ARDL
Date: 10/21/22 Time: 19:02
Sample: 1990 2020
Included observations: 31
Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (1 lag, automatic): LOG(DD) LOG(GY) LOG(LR) LOG(DC) LOG(SY) LOG(EY)
Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 64
Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 0, 0, 1, 0)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|---|
| LOG(PI(-1)) | 0.189690 | 0.126871 | 1.495141 | 0.1505 |
| LOG(DD) | 0.172082 | 0.245308 | 0.701493 | 0.4911 |
| LOG(DD(-1)) | 0.412153 | 0.313043 | 1.316601 | 0.2029 |
| LOG(GY) | 0.108424 | 0.056419 | 1.921765 | 0.0690 |
| LOG(GY(-1)) | 0.089330 | 0.057769 | 1.546318 | 0.1377 |
| LOG(LR) | 0.950414 | 0.325090 | 2.923542 | 0.0084 |
| LOG(DC) | 0.309357 | 0.158565 | 1.950977 | 0.0652 |
| LOG(SY) | 0.259407 | 0.072279 | 3.588957 | 0.0018 |
| LOG(SY(-1)) | 0.151691 | 0.083528 | 1.816054 | 0.0844 |
| LOG(EY) | -0.476833 | 0.109867 | -4.340099 | 0.0003 |
| C | -5.338851 | 1.151403 | -4.636821 | 0.0002 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.846159 | Mean dependent var | -2.453346 |
| Adjusted R-squared | 0.769239 | S.D. dependent var | 0.233140 |
| S.E. of regression | 0.111995 | Akaike info criterion | -1.269304 |
| Sum squared resid | 0.250857 | Schwarz criterion | -0.760470 |
| Log likelihood | 30.67422 | Hannan-Quinn criter. | -1.103437 |
| F-statistic | 11.00045 | Durbin-Watson stat | 2.111523 |
| Prob(F-statistic) | 0.000004 | | |

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

**Source:** Calculated by EViews

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

ARDL Bounds Test
Date: 10/21/22 Time: 19:04
Sample: 1990 2020
Included observations: 31
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

| Test Statistic | Value | k |
|---|---|---|
| F-statistic | 5.726094 | 6 |

Critical Value Bounds

| Significance | I0 Bound | I1 Bound |
|---|---|---|
| 10% | 2.12 | 3.23 |
| 5% | 2.45 | 3.61 |
| 2.5% | 2.75 | 3.99 |
| 1% | 3.15 | 4.43 |

Test Equation:
Dependent Variable: DLOG(PI)
Method: Least Squares
Date: 10/21/22 Time: 19:04
Sample: 1990 2020
Included observations: 31

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| DLOG(DD) | 0.103637 | 0.286447 | 0.361801 | 0.7213 |
| DLOG(GY) | 0.128410 | 0.065488 | 1.960828 | 0.0640 |
| DLOG(SY) | 0.299125 | 0.088175 | 3.392414 | 0.0029 |
| C | -1.350744 | 1.861511 | -0.725617 | 0.4765 |
| LOG(DD(-1)) | 0.801165 | 0.303907 | 2.636218 | 0.0158 |
| LOG(GY(-1)) | 0.174980 | 0.078270 | 2.235587 | 0.0369 |
| LOG(LR(-1)) | -0.330491 | 0.539115 | -0.613026 | 0.5468 |
| LOG(DC(-1)) | 0.254169 | 0.177159 | 1.434695 | 0.1668 |
| LOG(SY(-1)) | 0.353851 | 0.099166 | 3.568264 | 0.0019 |
| LOG(EY(-1)) | -0.078359 | 0.171513 | -0.456866 | 0.6527 |
| LOG(PI(-1)) | -0.821941 | 0.152871 | -5.376686 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.724097 | Mean dependent var | -0.036349 |
| Adjusted R-squar... | 0.586146 | S.D. dependent var | 0.199585 |
| S.E. of regressio... | 0.128396 | Akaike info criterion | -0.995973 |
| Sum squared res... | 0.329710 | Schwarz criterion | -0.487139 |
| Log likelihood | 26.43759 | Hannan-Quinn criter. | -0.830106 |
| F-statistic | 5.248934 | Durbin-Watson stat | 2.020194 |
| Prob(F-statistic) | 0.000811 | | |

**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(PI)
Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 0, 0, 1, 0)
Date: 10/21/22 Time: 19:04
Sample: 1990 2020
Included observations: 31

Cointegrating Form

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| DLOG(DD) | 0.172082 | 0.245308 | 0.701493 | 0.4911 |
| DLOG(GY) | 0.108424 | 0.056419 | 1.921765 | 0.0690 |
| DLOG(LR) | 0.950414 | 0.325090 | 2.923542 | 0.0084 |
| DLOG(DC) | 0.309357 | 0.158565 | 1.950977 | 0.0652 |
| DLOG(SY) | 0.259407 | 0.072279 | 3.588957 | 0.0018 |
| DLOG(EY) | -0.476833 | 0.109867 | -4.340099 | 0.0003 |
| CointEq(-1) | -0.810310 | 0.126871 | -6.386875 | 0.0000 |

Cointeq = LOG(PI) - (0.7210*LOG(DD) + 0.2440*LOG(GY) + 1.1729 *LOG(LR) + 0.3818*LOG(DC) + 0.5073*LOG(SY) -0.5885*LOG(EY) -6.5887 )

Long Run Coefficients

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| LOG(DD) | 0.721001 | 0.352097 | 2.047736 | 0.0539 |
| LOG(GY) | 0.244047 | 0.093080 | 2.621922 | 0.0163 |
| LOG(LR) | 1.172902 | 0.412766 | 2.841569 | 0.0101 |
| LOG(DC) | 0.381777 | 0.192206 | 1.986285 | 0.0609 |
| LOG(SY) | 0.507335 | 0.074291 | 6.829014 | 0.0000 |
| LOG(EY) | -0.588457 | 0.139621 | -4.214675 | 0.0004 |
| C | -6.588654 | 1.364555 | -4.828426 | 0.0001 |

**Source:** Calculated by EViews 9.