مجلة البحوث المالية والتجارية

المجلد (24) – العدد الثاني – إبريل 2023

أثر الاستثمار الأجنبي المباشر على معدل البطالة في مصر 1991–2020

The Foreign Direct Investment Impact on Unemployment Rate in Egypt 1991-2020

د/ محمد عباس محمد على إبراهيم

مدرس بقسم الاقتصاد

كلية التجارة – جامعة أسوان

تاريخ الإرسال	2023-06-01
تاريخ القبول	2023-7-14
رابط المجلة:	https://jsst.journals.ekb.eg/

ملخص

تم في هذه الدراسة تقدير أثر الاستثمار الأجنبي المباشر على معدل البطالة في مصر خلال الفترة 1991–2020 باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية لموزعة 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 الاستثمار الأجنبي المباشر الداخل إلى الناتج المحلى الإجمالي، معدل النمو في الناتج المحلى الإجمالي، نسبة إجمالي التكوين الرأسمالي إلى الناتج المحلى الإجمالي، ومعدل البطالة في كل من الأجلين الطويل والقصير. وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من الاستثمار الأجنبي المباشر الخارج إلى الناتج المحلى الإجمالي، معدل التضخم، معدل النمو السكاني ومعدل البطالة في كل من الأجلين الطويل والقصير. وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين كل من معدل النمو في الناتج المحلى الإجمالي ومعدل البطالة وذلك في الأجلين القصير والطويل. وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من إجمالي الصادرات إلى الناتج المحلي الإجمالي، معدل الصرف الحقيقي، ومعدل البطالة في الأجل القصير، إلا أنها موجبة، ولكن غير معنوية في الأجل الطويل. وجود علاقة غير معنوية بين نسبة الواردات إلى الناتج المحلي الإجمالي ومعدل البطالة سواء في الأجل الطويل أو القصير. كما أظهرت النتائج أن قيمة معامل تصحيح الخطأ تبلغ (−0.535) وهو بإشارة سالبة ومعنوية عند مستوي معنوية 1%. وهي تعني ان معدل البطالة كمتغير تابع يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية t بنسبة 53.5% من اختلال التوازن المتبقي من الفترة t−1. وهي تعكس سرعة تعديل متوسطة إلى حد ما نحو التوازن.

الكلمات المفتاحية: معدل البطالة، الاستثمار الأجنبي المباشر، نموذج الفجوات الزمنية الموزعة، التكامل المشترك، الاقتصاد المصري.

Abstract

This study investigated the relationship between foreign direct investment and unemployment rate. Time series data for the period 1991-2020 were collected from the World Bank and the Central Bank of Egypt. The study employed the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration approach to explain the error correction mechanism to ascertain the short-run dynamic nature of foreign direct investment and unemployment rate. The study reveals a negative and significant influence of foreign direct investment inflow to the gross domestic product, GDP growth and gross capital formation to GDP on the unemployment rate in both the long and short run. There is a positive and significant influence of foreign direct investment outflow to the gross domestic product, inflation rate and population growth rate on the unemployment rate in both the long and short run.

There is a statistically significant negative relationship between total export to GDP and the unemployment rate in the short term, but it is not significant in the long term. There is a statistically significant positive relationship between the real exchange rate and the unemployment rate in the short term, but it is not significant in the long term. There is a nonsignificant relationship between the ratio of imports to GDP and the unemployment rate, whether in the long or short term. The error correction is correctly negatively signed and highly significant and has a high magnitude (-0.535) suggesting a medium adjustment process, which means that, if unemployment rate is 1 percent out of equilibrium, a 53.5 percent adjustment towards equilibrium will take place within the first year.

Keywords: Unemployment rate, Foreign Direct Investment, ARDL, Cointegration Analysis, Egyptian Economy.

1. مقدمة

يشهد الاقتصاد المصري منذ بداية تطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي منذ عام 1991 معدلات بطالة مرتفعة، وقد تسبب استمرارية البطالة لفترات طويلة في العديد من المشكلات، فخلق الوظائف تعد واحدة من أكثر المشكلات أهمية والتي تواجه الاقتصاد المصري. ويرجع ذلك إلى أن مصر لديها سكان صغيري السن وعدد كبير من صغار السن يدخلون إلى سوق العمل كل عام يبحثون عن وظائف جديدة.

من هذا المنظور، تعد العوامل التي تؤثر على البطالة ومعدلات نموها حالياً من الموضوعات الهامة جداً في السياسة الاقتصادية المصرية، ويعد الاستثمار الأجنبي المباشر أحد العوامل الرئيسية الهامة للتنمية في معظم الاقتصادات في العالم وفي معالجة مشكلة البطالة على وجه الخصوص. فقد سمح التطور التكنولوجي للشركات متعددة الجنسيات لتقسيم عملية الإنتاج إلى مراحل مختلفة، وتقليل تكلفة النقل والاتصالات، وزيادة انفتاح الدول على رأس المال الأجنبي والتجارة الدولية بسبب جاذبية انتشار سلسلة الإنتاج عبر مواقع جغرافية مختلفة. وأدت هذه الظاهرة إلى زيادة كبيرة في تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر العالمي التي وفرت للدول الفرصة لتصبح جزءًا من سلاسل الإنتاج العالمية .

لذا، يعد تشجيع الاستثمار الأجنبي المباشر أكثر قبولاً لدى الدول من الاقتراض، وتبذل غالبية الدول جهوداً كبيرة لاجتذاب هذا النوع من الاستثمار وما يصحبه من تكنولوجيا جديدة وزيادة إنتاجية القطاعات التي ينخرط فيها. وتشكل عملية اجتذابه تحديًا كبيرًا لصانعي السياسات خاصة الدول النامية لما تتطلبه هذه العملية من متطلبات يجب توفيرها من البنية الأساسية والموارد البشرية الماهرة والبيئة التشريعية هذا فضلاً عن الاستقرار السياسي. وركزت البحوث التطبيقية ذات الصلة في مصر على محددات الاستثمار الأجنبي المباشر وأثره على النمو الاقتصادي، إلا أن دراسة آثاره على الأهداف الاقتصادية الكلية الأخرى مثل البطالة والتضخم وتوزيع الدخل وكفاءة تخصيص الموارد لا تزال محدودة إلى حد كبير. لذا سوف يتم في هذه الدراسة تسليط الضوء على العلاقة بين الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة في مصر.

2- 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، وتقلب في مستويات البطالة. وتفاقم هذا الوضع بشكل كبير في أعقاب ثورة 25 يناير 2011 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، انعكس بشكل مباشر على كافة متغيرات الاقتصاد الكلي ومن بينها معدل البطالة. فكما هو موضح في جدول رقم (م-1) بملحق البحث والشكل رقم (2) تراوح معدل البطالة

بين 7.85% و13.15% خلال الفترة 1991- 2020. لذا، 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، وكذلك تحفيز الاستثمار الأجنبي المباشر.

لذا، حظي اجتذاب الاستثمار الأجنبي المباشر باهتمام كبير للقائمين بتنفيذ السياسة الاقتصادية في مصر، إلى جانب الاقتراض الخارجي لمعالجة مشكلة البطالة. 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. لذا يعد الاستثمار الأجنبي المباشر ملاذاً آمنا للدول في معالجة قضاياها التنموية الرئيسية كالتطوير التكنولوجي ومشكلة البطالة، لذا سعت مصر خلال الفترة الماضية إلى اجتذاب المزيد من الاستثمار الأجنبي المباشر، حيث كان تعويم الجنيه المصري في نوفمبر 2016 واستئناف سوق الصرف الأجنبي بين البنوك في مصر أول خطوة رئيسية في استعادة ثقة المستثمرين التي أدت على الفور إلى زيادة الاستثمار في المحفظة المالية في مصر، ومن المأمول أن تساعد على زيادة الاستثمار الأجنبي المباشر على المدى الطويل. وشملت الإصلاحات المهمة الأخرى كقانون الاستثمار الجديد وقانون التراخيص الصناعية في2017، وقانون الإفلاس الجديد في 2018، وقانون الجمارك الجديد في 2020، وإصلاحات أخرى تهدف إلى تقليل العبء التنظيمي وتحسين سهولة ممارسة الأعمال التجارية. كما أعلنت الحكومة المصرية عن خطط لتحسين مناخ الأعمال بشكل أكبر من خلال تشجيع الاستثمار، وتسهيله، وتقديم خدمات أعمال أكثر كفاءة، وتنفيذ سياسات صديقة للمستثمر. ومن هذا المنطلق تسعى الدراسة الحالية للإجابة على التساؤل الرئيسي المتمثل في؛ ما هو تأثير الاستثمار الأجنبي المباشر على معدل البطالة في مصر؟

3. هدف البحث

يهدف هذا البحث إلى تقدير أثر الاستثمار الأجنبي المباشر على معدل البطالة في مصر خلال الفترة 1991-2020 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. والعامل الثالث أن مصر بدأت برنامج الإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي في عام 1991 وهو بداية فترة الدراسة الحالية. ونأمل أن تساعد النتائج التي سوف يتم التوصل إليها صانعوا السياسة الاقتصادية من تصميم خطة لمعالجة مشكلة البطالة بما يخدم الأهداف الاقتصادية العامة للدولة، وتحقيق الرفاهية الاقتصادية لأفراد المجتمع.

4. فرضية البحث:

يسعى البحث إلى اختبار الفرضية التالية:

– تؤدي زيادة الاستثمار الأجنبي المباشر إلى خفض معدل البطالة في مصر في الأجلين القصير والطويل.

5. خطة البحث

سوف يشمل هذا البحث بالإضافة إلى المقدمة ومشكلة وهدف الدراسة، تطور معدل البطالة في مصر، وتطور الاستثمار الأجنبي في مصر، ثم عرض الدراسات النظرية والتطبيقية الحديثة التي تناولت تأثير الاستثمار الأجنبي المباشر على معدل البطالة. 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.

6. الأدبيات الاقتصادية

يتناول هذا الجزء مراجعة للأدبيات الاقتصادية للبطالة والاستثمار الأجنبي المباشر والتي تشمل؛ الأسس النظرية والمفاهيمية والأدب التطبيقي.

1.6. الأسس النظرية

يأتي الأساس النظري للعلاقة بين البطالة والاستثمار الأجنبي المباشر لهذه الدراسة من ثلاث نظريات:
النظرية الكينزية للبطالة، ونظرية اقتصاد السوق التنافسي، ونظرية اللياقة المؤسسية للاستثمار الأجنبي المباشر.

1.1.6 النظرية الكينزية للبطالة

وضع جون ماينارد كينز النظرية الكينزية للبطالة في كتابه النظرية العامة في التوظف والفائدة والنقود في عام 1936، فقد غير كينز طريقة تصور العالم لآليات عمل الاقتصاد. قدم كينز النظرية القائلة بأن التوازن يتحدد من خلال الطلب الكلي. الطلب الكلي هو كمية السلع والخدمات التي يطلبها جميع المشترين عند الأسعار المختلفة (Sayer et. al, 2007). وفقًا لكينز، عندما يكون هناك طلب متزايد في الاقتصاد أطلق عليه الطلب الفعال

المقرون بقدرة شرائية، سيشجع هذا الشركات على إنتاج المزيد من السلع أو توفير المزيد من الخدمات، وبالتالي المزيد من فرص العمل.

وعندما أصدر كينز كتابه النظرية العامة في التوظف والفائدة والنقود كان معدل التضخم في بلده بريطانيا مرتفعاً، وكان الكثير من الناس عاطلين عن العمل. فقد رأى المنظرون الكلاسيكيون الاقتصاد من حيث الأسعار والأجور المنخفضة، بينما يراها كينز على أنها انخفاض في الإنتاج. عاش المنظرون الكلاسيكيون وفقًا لمبدأ " دعه يعمل" "Lassez Faire" ؛ وعلى الحكومة السماح للاقتصاد بتحقيق التوازن تلقائياً طالما أنه يتجه إلى دورة أعمال. إلا أن كينز اعترض على مبدأ "دعه يعمل"، قائلاً إن الأمر سيستغرق أيضًا فترة طويلة لكي يتحقق التوازن الاقتصادي تلقائياً، و"على المدى الطويل كلنا ميتون". إلا أن الناس لا تستطيع الانتظار حتى يتحقق التوازن الاقتصادي من تلقاء نفسه، لذا لا بد من القيام بشيء ما الآن (Sauvy et. al., 1969). من هذا المنطلق أكد كينز على ضرورة التدخل في الاقتصاد والتأثير على الانفاق الكلي " الطلب الكلي" ومن ضمنها الانفاق الاستثمارى. ومن هنا يمكن أن يكون للاستثمار الأجنبي المباشر أثره في هذا الشأن في التأثير على أهداف الاستقرار الاقتصادي ومنها البطالة.

2.1.6 نظرية اقتصاد السوق التنافسي:

تنص نظرية اقتصاد السوق التنافسي على أن عرض العمل والطلب على العمل هما اليدان الخفيتان اللتان تحددان مستوى التوظف في سوق العمل. لذا متى كان عرض العمل أكبر من الطلب على العمل، سيكون هناك عمالة فائضة، وبالتالي وجود بطالة. وتشمل العوامل التي تحدد عرض العمل معدل النمو السكاني والتكنولوجيا والأجور. على سبيل المثال، سيؤدي ارتفاع معدل النمو السكاني إلى زيادة عرض العمل وبالتالي التأثير على سوق العمل. (Fanati and Manfredi, 2003).

أما العوامل الأخرى التي وضعتها النظرية كمحددات ذات صلة بالبطالة هي النمو الاقتصادي والاستثمار الأجنبي المباشر. حيث تفترض النظرية أن ارتفاع معدل النمو الاقتصادي قد يقلل من البطالة، لذا افترضت أن هناك علاقة سلبية بين النمو الاقتصادي والبطالة (Fanati and Manfredi, 2003). كما افترضت النظرية أن الاستثمار الأجنبي المباشر يؤثر سلبياً على البطالة، لأنه كلما زاد جذب المزيد من المستثمرين الأجانب إلى الاقتصاد، كلما زادت فرص العمل المتاحة للسكان وبالتالي انخفاض معدل البطالة (Kwabena and Kwame, 2011).

3.1.6 نظرية اللياقة المؤسسية للاستثمار الأجنبي المباشر Institutional FDI Fitness Theory

لم تحظ نظرية اللياقة المؤسسية للاستثمار الأجنبي المباشر بقدر كاف من المناقشة عند الحديث عن عوامل جذب الاستثمار الأجنبي المباشر، وهي النظرية التي طورتها ساسكيا ويليلمز Saskia Wilhelms في عام 1998. تشير هذه النظرية إلى الدور المهم والفعال للحكومات في اتخاذ التدابير الاقتصادية وتكييف سياساتها العامة

لجذب المستثمرين الأجانب. وبالتطبيق على دول الاتحاد الأفريقي، توصلت إلى أنه ليس المهم فقط المحددات التقليدية لجذب الاستثمار الأجنبي المباشر مثل حجم السكان أو الخصائص الاجتماعية والثقافية، ولكن تعد المتغيرات المؤسسية التي يمكن تغييرها من خلال عمل الحكومات (مثل القوانين وطرقها تطبيقها) أيضاً مهمة جداً لزيادة تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر في بلد ما، حيث تكمن قدرة بلد ما على جذب الاستثمار الأجنبي المباشر في قدرته على التكيف مع الطلب الداخلي والخارجي للوكلاء الاقتصاديين. ووفقاً لذلك، ركزت النظرية على أربعة أنواع من المؤسسات القادرة على التكيف: الحكومات، والأسواق، ونظام التعليم، والإطار الاجتماعي والثقافي. وهناك اتصال دائم بين هذه الأقطاب الأربعة (Wilhelms, Saskia K.S., 1998).

ينظر إلى اللياقة الحكومية على أنها تتمثل في الانفتاح الاقتصادي، ودرجة منخفضة من التدخل في التجارة وأسعار الصرف، وفساد منخفض وشفافية عالية. ولكي تكون الأسواق ملائمة يفترض أن تولد حجمًا كبيرًا من التجارة، والتي يمكن مضاعفتها من خلال الرسوم المنخفضة والوصول السريع إلى الطاقات التمويلية. وبالتالي لا تتمثل كفاءة أو لياقة أي بلد في قدرتها على جذب الاستثمار الأجنبي فقط، بل أيضًا على استيعاب الاستثمار الأجنبي المباشر والاحتفاظ به. لذلك، ستكون أكثر البلدان جاذبية للاستثمار الأجنبي المباشر تلك الأكثر قدرة على سرعة تعديل بيئتها الاستثمارية من خلال اغتنام الفرص، والاستجابة للتهديدات، وتعزيز إبداعهم، وتحديد المجالات التي تمكنهم من الاستمرار في المنافسة. وتعد النظرية قابلة للتطبيق على جميع المستويات الاقتصادية التي تحدد الاستثمار الأجنبي المباشر: المستوى الكلي والمتوسط والجزئي(Wilhelms and Witter, 1998) .

تستند الدراسة الحالية إلى النظرية الكينزية للبطالة. فحسب نظرية كينز للتوظف، يشير الطلب الفعال إلى الأموال التي تنفق على استهلاك السلع والخدمات والاستثمار (Hicks, 1936). وأثبت الكساد العظيم أن قوى السوق لا تستطيع تحقيق التوازن تلقائياً؛ ولكن تحتاج إلى دعم خارجي لتحقيق ذلك. وأصبح هذا سبب رئيسي لقبول وجهة نظر كينز للتوظف (Keynes, 1937).

كما اختبر موسونيرا وآخرون (Musonera et. al., 2010) نموذج اللياقة المؤسسية في ثلاث دول في تجمع شرق إفريقيا (كينيا وتنزانيا وأوغندا) بين عامي 1995 و2007. ووجدوا أن النموذج مناسب لتنزانيا وأوغندا، حيث يتم تحديد تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الوافدة حسب السوق، والعوامل الاجتماعية، والسياسية، والاقتصادية، والمالية. والاستنتاج الرئيسي التي توصلوا إليه هو أن المستثمرين الأجانب ينجذبون إلى البيئة المستقرة؛ لذلك يعد دور الحكومة مهماً في ضمان هذا الاستقرار.

درس موثوقا (Muthoga, 2003) محددات الاستثمار الأجنبي المباشر في كينيا خلال الفترة 1967–1999 بناءً على نظرية اللياقة المؤسسية. وأشار إلى تأثير صانعي السياسات في جعل بلدانهم أكثر جاذبية للاستثمار الأجنبي المباشر، حيث وجد أن الانفتاح الاقتصادي ومعدل نمو الناتج المحلي الإجمالي والاستثمار المحلي ومعدل

العائد الداخلي وتوفير الائتمان من جانب السلطة النقدية هي المتغيرات الرئيسية التي تؤثر على جذب المستثمرين الأجانب.

2.6. الأسس المفاهيمية

يركز هذا الجزء على الأسس المفاهيمية لكل من البطالة والاستثمار الأجنبي المباشر:

1.2.6 مفهوم البطالة

يرى صندوق النقد الدولي (IMF, 1998) أن البطالة تُقاس كنسبة مئوية من القوى العاملة التي لا تستطيع العثور على وظيفة سنوياً". وتعرفها منظمة العمل الدولية (ILO, 1996) بأنها حالة خروج الشخص من عمل أو كونه بحاجة إلى وظيفة ويبحث عنها باستمرار في آخر أربعة أسابيع، أو عاطل عن العمل (من العمر 16 عام أو أعلى)، ولكنه مستعد للانضمام إلى عمل في الأسبوعين المقبلين. ولا يعد الأفراد غير الراغبين في العمل من ضمن البطالة، كما لا يتم تضمين الطلاب المتفرغين والمتقاعدين والأطفال في فئة العاطلين عن العمل. باختصار، تعرف البطالة بأنها الحالة التي لا يتوفر فيها للقادرين والمؤهلين للعمل والراغبين فيه عملًا للقيام به خلال فترة زمنية محددة.

ووفقًا لأوزوغالو وأجومايك (Ozughalu, 2013) فإن البطالة هي الحالة التي يكون فيها الأشخاص الذين يرغبون في العمل وقادرون على العمل عند أي معدل أجر عاجزين عن العثور على وظائف. كما عرّفت هوتون (Hutton, 1973) العاطل عن العمل بأنه شخص مستعد وقادر على العمل ويبحث بنشاط عن عمل، وقد تخلى عن جميع الأشكال البديلة للعمل بدوام كامل من أجل البحث عن عمل.

ويرى كريم (Kareem, 2010) أن للبطالة انعكاسات اجتماعية واقتصادية عديدة على الشباب. فالشباب العاطلون عن العمل يضطرون للحصول على بدائل لتوليد الدخل، بما في ذلك الأنشطة الاقتصادية في القطاع غير الرسمي، وفي ظروف معينة قد ينخرطون في أنشطة إجرامية. وتتفاقم البطالة في المناطق الحضرية بسبب الهجرة من الريف إلى الحضر، حيث يعتقد المهاجرون الريفيون أن المزيد من الوظائف والفرص الاجتماعية متاحة في المناطق الحضرية، ولكن بمجرد وصولهم إلى المدن يجدون أنفسهم بدون عمل ولديهم شبكات اجتماعية محدودة، محاصرون ومحبطون بسبب آفاق العمل غير المرغوبة، ويتجه البعض منهم إلى أنشطة الإجرام والمخدرات وغيرها من الأنشطة غير المشروعة من أجل البقاء على قيد الحياة. وتتعدد العوامل التي يُعتقد أنها تساهم في ارتفاع معدلات البطالة، وتتراوح بين عدم كفاية الاستثمار ومهارات التوظيف غير الكافية. ويرى بأن تدفق السلع والخدمات (التدفقات التجارية) يمكن أن يعزز خلق فرص العمل، لا سيما في البلدان النامية.

2.2.6 مفهوم الاستثمار الأجنبي المباشر

يحظى الاستثمار الأجنبي المباشر باهتمام متزايد من جميع الدول النامية والمتقدمة على حد سواء، وانعكس هذا الاهتمام على تطور مفهوم الاستثمار الأجنبي المباشر بمرور الوقت، حيث تسعى اقتصاديات هذه الدول إلى التطور بشكل يتجاوز القدرات التي توفرها الموارد المتوفرة محليًا. فقد تطور هذا المفهوم من مجرد الاستثمار في الأصول الثابتة في نشاط تجاري ما إلى الحصول على حصة إدارية في شركة محلية من قبل شركة أجنبية.

تم تعريف الاستثمار الأجنبي المباشر من قبل علماء مختلفين بتعريفات مختلفة. فقد عرفه بوجيت (Pugel, 1999) بأنه قيام شركة من إحدى الدول باستثمار مادي مباشر في بناء مصنع في بلد آخر، وفرق بين الاستثمار المباشر في المباني والآلات والمعدات والاستثمار في محفظة مالية، فاستثمار المحفظة هو شراء أسهم في شركة ما ويعرف بالاستثمار غير المباشر. وبسبب النمو السريع والتغير في أنماط الاستثمار العالمية، توسع هذا المفهوم ليشمل الاستحواذ على منافع إدارية دائمة في شركة أو مؤسسة خارج الوطن الأم للشركة المستثمرة. فالاستثمار الأجنبي المباشر هو العملية التي يحصل فيها سكان بلد ما على ملكية الأصول الأجنبية في بلج أخرى للسيطرة على أنشطة الإنتاج والتوزيع وأنشطة مهمة أخرى.

كما عرّف إيتويل وآخرون (Eatwell, et. al., 1987) الاستثمار الأجنبي المباشر بأنه عملية اكتساب الأصول في خارج الدولة الأم. وقد تكون هذه الأصول مالية مثل السندات والودائع المصرفية والعقارات والأسهم، أو ملكية وسائل الإنتاج مثل المصانع والأراضي. كما يعرّف هاينز (Hines, 1999) الاستثمار الأجنبي المباشر على أنه يحدث عندما تقوم الشركة بالاستثمار مباشرة في وسائل الإنتاج في بلد ما وتحتفظ بالسيطرة على ذلك الاستثمار. كما يعرف سيلبي (Selby, 1999) الاستثمار الأجنبي المباشر بأنه شراء أو بناء قدرة انتاجية في بلد من قبل فرد أو شركة مقرها خارج الدولة. ويتضمن هذا الاستثمار حزمة من الأصول، بعضها مملوك للمستثمر (التكنولوجيا، أسماء العلامات التجارية، والمهارات المتخصصة، والقدرة على إنشاء شبكات تسويق، وما إلى ذلك)، وبعضها الآخر غير مسجل الملكية (التمويل، السلع الرأسمالية، المدخلات الوسيطة، إلخ). كما يرى ليزوندا (Lizonda, 1990) أن الاستثمار الأجنبي المباشر هو أي تدفق للإقراض أو شراء الملكية في مؤسسة أجنبية التي يملكها ويسيطر عليها إلى حد كبير سكان البلد المستثمر.

ومن الناحية النظرية، يرى أوزوغالو (Ozughalu, 2013) أنه يمكن للاستثمار الأجنبي المباشر أن يقلل من معدل البطالة. لأنه إذا يزيد الناتج المحلي الإجمالي، حتى لو بقيت جميع العوامل الأخرى كما هي فستنخفض البطالة، وهذا يعني خلق فرص عمل كبيرة. لذلك، ستبحث هذه الدراسة فيما إذا كانت هناك علاقة معنوية بين الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة في مصر خلال الفترة 1991–2020.

1.6. الدراسات التطبيقية

تناولت عديد من الدراسات النظرية والتطبيقية البطالة. وركزت السياسات الحكومية للحد من البطالة على النمو الاقتصادي، حيث تفترض أن زيادة النمو الاقتصادي من شأنه أن يؤدي إلى زيادة معدل التوظف. ولعل الدراسة الأولى في هذا الشأن التي استطاع بها عالم الاقتصاد الأمريكي آرثر أوكيون تحديد العلاقة بين التغيرات في فجوة الإنتاج والتغيرات في معدلات البطالة. حيث قام في عام 1962 بتحليل العلاقة الديناميكية بين النمو الاقتصادي والبطالة في الولايات المتحدة الأمريكية خلال الفترة 1947–1960. وتوصل إلى أن أنه عندما يتقلص الفرق بين الناتج المحلي الإجمالي والناتج المحلي الإجمالي المحتمل إلى ثلاث نقاط، تنخفض البطالة بمقدار نقطة واحدة. ويطلق على هذه العلاقة قانون أوكيون Okun's Law، حيث مع كل زيادة في الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 3٪ يقابلها انخفاض بنسبة 1% في معدل البطالة (Plosser, and Schwert, 1979) .

ومع ذلك، فقد أظهرت عدد من الدراسات التطبيقية على الاقتصاديات المختلفة أن قيمة قانون أوكيون تختلف من بلد إلى آخر، ويؤدي اعتماد منهجيات مختلفة في التقدير أيضًا إلى اختلاف في تقييم قوة العلاقة، حيث أشار عدد من الدراسات اللاحقة إلى أنه في بعض الدول لكي يتم تقليل البطالة إلى نقطة واحدة، قد يكون كافياً معدل نمو أقل مما وضعه أوكيون، وفي دول أخرى يتطلب معدل نمو يزيد عن 3٪ للحد من البطالة بنقطة واحدة (Blanchard, 2019).

ركزت عدة دراسات سواء في الدول المتقدمة أو النامية على العلاقة بين تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر والبطالة، وكيفية اجتذاب المزيد من الاستثمارات الأجنبية. ومن هذه الدراسات يتضح أن محددات البطالة اختلفت من نموذج لآخر ومن دولة لأخرى وان اتفقت غالبية هذه الدراسات على تضمين متغيرات الاستثمار الأجنبي المباشر والدخل ومعدل نمو السكان.

درس جوني وآخرون (Johnny et al., 2018) تأثير الاستثمار الأجنبي المباشر على معدل البطالة في نيجيريا خلال الفترة 1980–2015، وتوصلت الدراسة إلى أن هناك علاقة سلبية ومعنوية بين الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة. وأوصت الدراسة بضرورة أن تنفذ الحكومة سياسات تعمل على تحسين مناخ الاستثمار في نيجيريا.

ركز إيربان وآخرون (Irpan, 2018) على تأثير الاستثمار الأجنبي المباشر على معدل التوظف في ماليزيا. خلال الفترة 1980–2012. وتوصل إلى وجود علاقة عكسية بين الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة في ماليزيا.

درس بالسيرزاك وزوريك (Balcerzak and Żurek, 2011) العلاقة بين الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة في سوق العمل البولندي باستخدام منهجية VAR وبيانات ربع سنوية للفترة من 1995–2011. وأوضحت الدراسة أن الاستثمار الأجنبي المباشر أدى إلى انخفاض معدل البطالة في بولندا في على المدى القصير، وأوصت الدراسة بضرورة إصلاح السياسات الحكومية التي من شأنها جذب الاستثمار الأجنبي المباشر وخلق الظروف لإحداث تأثير إيجابي على المدى الطويل.

أجرى نونينكامب وآخرون ((Nunnenkamp, et. al., 2007) بحثًا باستخدام بيانات 200 من شركات التصنيع. وخلصوا إلى أن هناك ارتباطًا وثيقًا وسلبيًا بين الاستثمار الأجنبي المباشر والبطالة. كما توصل بلومستروم وآخرون (Blomström et. al., 2007) إلى أن التنافس على الأسواق هو أحد الأسباب الرئيسية لعلاقة إيجابية بين الاستثمار الأجنبي المباشر والعمالة، وبالتالي علاقة سلبية بين الاستثمار الأجنبي المباشر والبطالة.

درس عمر محمد (Mohammad, O. 2018) العلاقة بين الاستثمار الأجنبي المباشر والبطالة في السودان خلال الفترة 1990–2016. وتوصل إلى أن حجم الاستثمار الأجنبي المباشر لا يؤثر على معدل البطالة.

درس بايار (Bayar, 2014) العلاقة بين البطالة وكل من النمو الاقتصادي والصادرات وتدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الداخل إلى تركيا خلال الفترة من الربع الأول 2000 وحتى الربع الثالث 2013. وجدت الدراسة أن هناك علاقة طويلة الأجل بين البطالة وكل من النمو الاقتصادي والصادرات وتدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر. وأظهرت النتائج التطبيقية أن النمو الاقتصادي والصادرات تقوض من معدل البطالة، بينما أدي الاستثمار الأجنبي المباشر إلى زيادة معدل البطالة.

وجاءت نتائج عدة دراسات تطبيقية أخرى لأثر الاستثمار الأجنبي المباشر على معدل البطالة مختلطة بين الأثر السلبي والإيجابي وعدم وجود أثر، ولم تختلف 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.

فبينما أثبتت بعض الدراسات العلاقة السلبية بين الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة (Seyf, 2000; Craigwell, 2006; Karlsson et al., 2009; Balcerzak and Zurek, 2011; Carp, 2012; Shaari et al., 2012; Mehra, 2013; Gocer et al., 2013; Zeb et al., 2014; Kurtovic et al., 2015)، أكد آخرون وجود علاقة إيجابية (Mucuk et al., 2013; Bayar, 2014). كما أثبتت دراسات أخرى عدم وجود علاقة بين الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة (Chang, 2007; Rizvi and Nishat, 2009; Aktar et al., 2009; Djambaska and Lozanoska, 2015)

وإزاء هذا الجدل حول الأثر السلبي والإيجابي وعدم وجود أثر، وندرة الدراسات التي تناولت هذا الموضوع في مصر، يسعى هذا البحث إلى تحديد أثر الاستثمار الأجنبي المباشر على معدل البطالة في مصر خلال الفترة 1991–2020.

5. تطور الاستثمار الأجنبي المباشر والبطالة في مصر

سيتم في هذا الجزء تناول تطور كل من الاستثمار الأجنبي ومعدل البطالة في مصر، وذلك على النحو التالي:

1.5. تطور الاستثمار الأجنبي المباشر

في عام 1987 بدا أن الاقتصاد المصري يمر بمرحلة صعبة فيما يتعلق بمستويات التشغيل، وظهرت النتائج التراكمية للسياسات الاشتراكية التي تم تبنيها في مصر منذ خمسينيات القرن العشرين، الأمر الذي دفع الحكومة للاستجابة للوضع الاقتصادي المتدهور بسلسلة من الإصلاحات الاقتصادية لتقليل عجز الموازنة وعجز الحساب الجاري، وقد شملت هذه الإصلاحات عدة خطوات مثل تقليل القيود على التجارة وتشوهات الأسعار في الاقتصاد. وفي عام 1991 تم تدشين برنامج الإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي، وتضمن هذا البرنامج تحولاً قوياً من اقتصاد مخطط مركزياً ذو قطاع خاص صغير نسبياً إلى اقتصاد غير مركزي يعتمد على اليات السوق وذو توجه خارجي ويلعب فيه القطاع الخاص دوراً قيادياً. ويتكون البرنامج من جزئين رئيسيين، برنامج الاستقرار والتثبيت الاقتصادي ويهدف الى تصحيح الاختلالات الكلية المالية والنقدية في الاجلين القصير والمتوسط. وبرنامج التكيف الهيكلي ذو الإصلاحات طويلة الاجل (El Ehwany and El-Laithy, 2000).

تصنف مصر بأنها إحدى الدول ذات الدخل المتوسط – المنخفض، وبمتوسط نصيب للفرد من الناتج المحلي الإجمالي بلغ في عام 2020 حوالي 4028 دولار (بالأسعار الثابتة لعام 2015)، كما أنها إحدى دول منطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا والتي بلغ عدد سكانها في عام 2020 حوالي 102.3 مليون نسمة. وحقق الناتج المحلي الإجمالي في مصر معدل نمو بلغ نحو 4.46% خلال الفترة 1991–2020، كما بلغت تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر حوالي 5.9 مليار دولار في عام 2020 وهو يعد تراجعاً بنسبة 35.1% مقارنة بعام 2019 وذلك لتداعيات فيروس كورونا (World Bank, World Bank Development Indicator, http://data.worldbank.org/indicator/).

ويوضح الجدول رقم (1) والشكل رقم (1) تطور الاستثمار الأجنبي المباشر الداخل إلى مصر والخارج منها في سنوات مختارة خلال الفترة 1991–2020. وتشير البيانات الواردة بالجدول إلى ارتفاع الاستثمار الأجنبي المباشر الداخل من تلك الفترة من 0.253 مليار دولار إلى 9.0101 مليار دولار في عام 2019، وقد شهد أكبر قيمة له في عام 2007، إلا أن حدوث الأزمة المالية العالمية في عام 2008 كان له تأثيره السلبي على الاستثمار الأجنبي المباشر على جميع دول العالم حيث بدأ اتخاذ اتجاهاً نزولياً. كما شهد الاستثمار الأجنبي المباشر انخفاضاً حاداً في عام 2011 أدي إلى انخفاض الاستثمار الأجنبي المباشر الداخل إلى الصفر بسبب حالة عدم الاستقرار السياسي والاقتصادي التي شهدتها مصر عقب ثورة 25 يناير 2011. إلا أنه سرعان ما عاود الارتفاع مرة أخرى حتى عام 2019 قبل أن يشهد انخفاضاً آخر في عام 2020 بسبب تداعيات فيروس كورونا. ومن نفس المنظور نجد أن الاستثمار الأجنبي المباشر الخارج لم يبلغ مستويات كبيرة خلال الفترة إلا في عام 2008 الذي شهد الأزمة المالية العالمية وعام 2010 مع بداية عدم الاستقرار السياسي في مصر والذي انتهي بثورة 25 يناير.

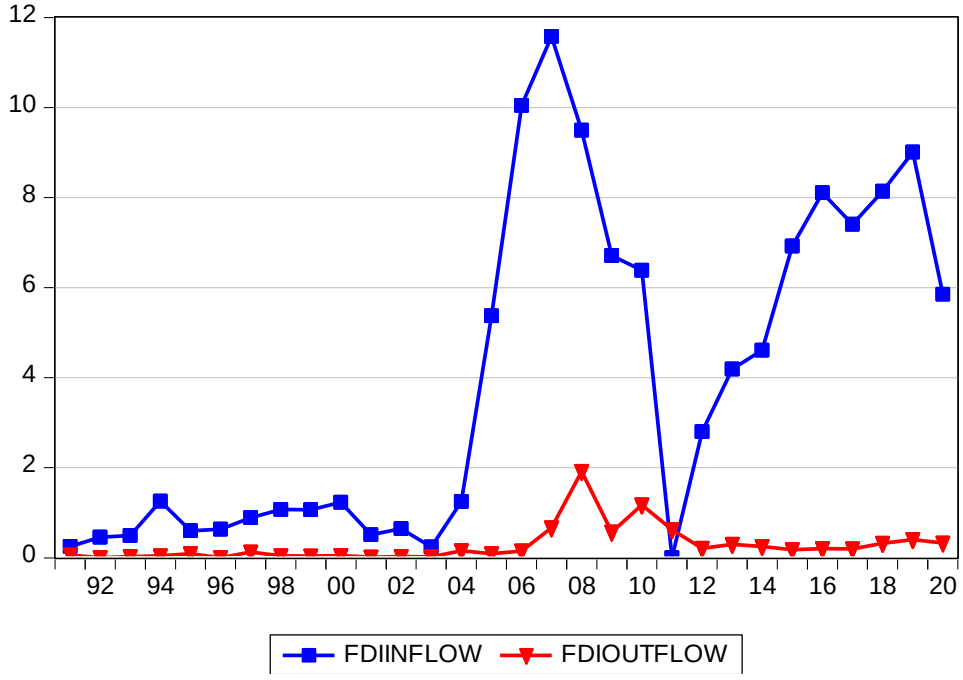
جدول رقم (1) تطور الاستثمار الأجنبي المباشر الداخل إلى مصر والخارج منها في سنوات مختارة

(مليار دولار)

السنة	1991	2007	2008	2011	2019	2020
الاستثمار الأجنبي المباشر الداخل	0.253	11.5781	9.4946	0.6255-	9.0101	5.8518
الاستثمار الأجنبي المباشر الخارج	0.062	0.6648	1.9202	0.6255	0.405032	0.3265

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

الشكل رقم (1) تطور الاستثمار الأجنبي المباشر الداخل والخارج إلى مصر خلال الفترة 1991-2020 (مليار دولار)



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

في معظم البلدان، تركز خطط الاستثمار على قطاعات البنية التحتية، بما في ذلك البنية التحتية المادية والرقمية والخضراء. وهذه أولويات استثمارية سليمة لأنها تتماشى مع احتياجات الاستثمار في أهداف التنمية المستدامة؛

وتخص قطاعات يؤدي فيها الاستثمار العام دوراً كبيراً، بحيث يسهل على الحكومات أن تتدخل؛ وتنطوي على أثر مضاعف عالي من الناحية الاقتصادية، الأمر الذي يتسم بأهمية كبيرة لحفز الطلب. ثم إن المنظور الأوسع نطاقاً بشأن الأولويات في مجال تشجيع الاستثمار بصفة عامة والاستثمار الأجنبي المباشر بصفة خاصة في النمو المستدام لا يقتصر على البنية التحتية فحسب، بل يضم أيضاً الصناعات التي تُعدّ عاملاً رئيسياً في نمو القدرة الإنتاجية. ويبين تحليل اتجاهات الاستثمار إلى التركيز على القطاعات والصناعات المرتبطة بالمكونات الرئيسية للقدرة الإنتاجية (مثل رأس المال البشري والطبيعي، والبنية التحتية، وتنمية القطاع الخاص، والتغيير الهيكلي)، وهي المجالات التي يمكن للاستثمار الأجنبي المباشر أن يسهم فيها بقدر أكبر في نمو القدرات الإنتاجية (United Nations Conference on Trade and Development "UNCTAD" , 2021).

ويوضح الجدول رقم (2) هيكل إجمالي الاستثمار الأجنبي المباشر الداخل حسب القطاع الاقتصادي في مصر خلال الفترة 2016/2015-2020/2019، وتشير البيانات الواردة بالجدول إلى استحواذ قطاع البترول على ما يقارب النصف طوال الفترة، يليه القطاع الخدمي التمويلي ثم القطاع الصناعي، أما القطاع الزراعي فيعد من القطاعات الضعيفة في جذب الاستثمار الأجنبي المباشر، وكذلك القطاع السياحي، ولعل هذا الأمر يتطلب ضرورة تعديل استراتيجية جذب الاستثمارات الأجنبية المباشرة لهذه القطاعات ذات الجاذبية الضعيفة للاستثمار الأجنبي المباشر. هذا فضلاً عن أنه يجب أن تركز خطط الاستثمار على قطاعات البنية التحتية المادية والرقمية والخضراء. والقطاعات الاقتصادية التي تراعي البيئة وتغير المناخ، وهذه أولويات استثمارية سليمة لأنها تتماشى مع احتياجات الاستثمار في أهداف التنمية المستدامة.

الجدول رقم (2) هيكل إجمالي الاستثمار الأجنبي المباشر الداخل حسب القطاع الاقتصادي في مصر خلال الفترة 2016/2015–2020/2019 (%)

القطاع		السنة				
		2016/2015	2017/2016	2018/2017	2019/2018	2020/2019
البترول		53.5	61.2	67.3	61.9	45.9
صناعي		3.4	5.8	10	9.9	12
زراعي		0.0	0.2	0.1	0.3	0.1
إنشائي		1.5	0.9	4.5	4.2	5.6
خدمي	عقاري	3.6	3.1	2.7	5	4.2
	تمويلي	3.8	1.7	1.9	10.5	14.1
	سياحي	0.3	0.4	0.3	0.8	0.9
	اتصالات وتكنولوجيا المعلومات	0.5	0.3	3.4	1.2	3.7
	خدمي أخرى	2.2	4.0	2.9	2.6	6.8
غير موزع		31.2	22.4	6.9	3.6	6.7
إجمالي			100	100	100	100

المصدر: البنك المركزي المصري، التقرير السنوي، أعداد متفرقة، جمهورية مصر العربية.

2.5. تطور معدل البطالة في مصر

يتميز الاقتصاد المصري بقطاع غير رسمي ضخم جداً ويتنام باستمرار، كما أنه مثل مصدراً رئيسياً لخلق الوظائف لفترة من الزمن، إلا أن الوظائف التي تم خلقها في هذا القطاع ليست مرضية من حيث معدل الاجر والاستمرارية وظروف العمل. حيث إن كثير من وظائف القطاع غير الرسمي تفتقر إلى الاستقرار ويرجع ذلك إلى غياب تغطية الضمان الاجتماعي ورفض المشتغلين الارتباط بعقود عمل ويشكون من التكلفة العالية لنظم الضمان الاجتماعي (Nassar, 2011). وهذا أيضاً يجعل معدل البطالة يشهد تقلبات بصفة مستمرة.

بالنظر إلى تطورات معدل البطالة خلال الفترة 1991–2020، كما هو موضح في جدول رقم (4)، نجد أن معدل البطالة يتصف بالتذبذب، فقد انخفض من 9.38% إلى 7.9% في نهاية الفترة، إلا أنه بلغ أدنى معدل له في

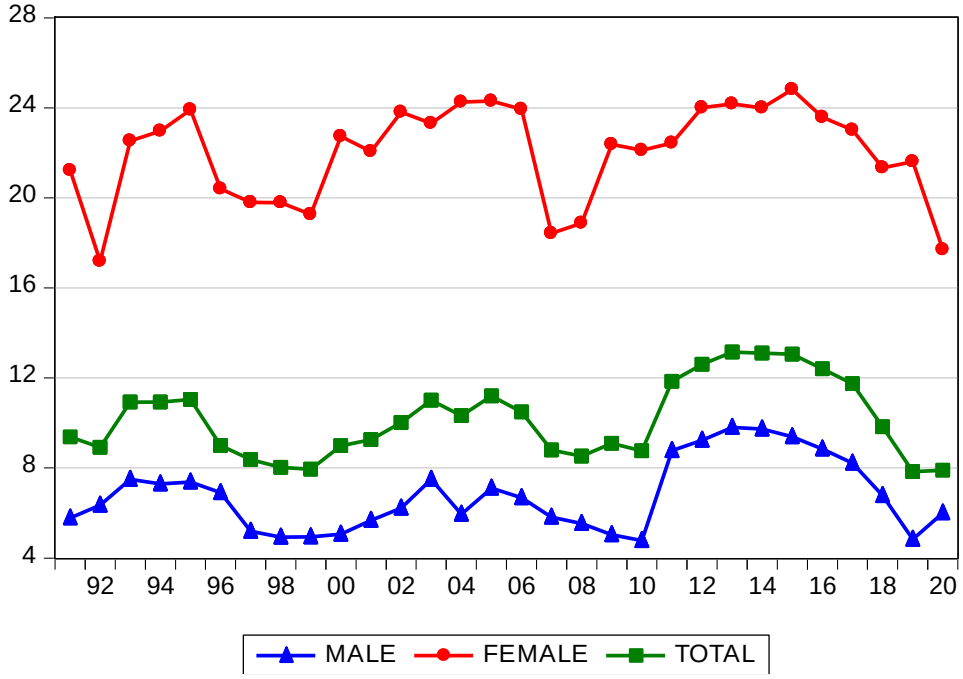
عام 2008 بمعدل 8.52%، إلا أن حدوث الازمة المالية العالمية في عام 2008 أثرت سلبياً على المتغيرات الاقتصادية الكلية للاقتصاد المصري فأخذ معدل البطالة يعاود الارتفاع مرة أخرى. واستمر هذا الارتفاع مروراً بثورة 2011 حتى بلغ أقصى معدل له في عام 2013 بمعدل بطالة 13.15%، حيث شهد هذا العام أيضاً ثورة يونيو 2013 وما صاحبها من عدم استقرار على الصعيدين السياسي والاقتصادي (World Bank, World Bank Development Indicator, http://data.worldbank.org/indicator/). واستمر المستويات المرتفعة لمعدل البطالة حتي عام 2017، وبعدها بدأ في يأخذ في الانخفاض إلى أن وصل إلى 7.9% في نهاية الفترة. هذا ويلاحظ أيضاً من الجدول رقم (3) والشكل رقم (2) أيضاً أن بطالة الاناث بين قوة عمل الإناث غالباً تبلغ ثلاثة أضعاف معدلات بطالة الذكور بين قوة عمل الذكور، وبلغت هذه النسبة ذروتها في عام 2013 بنسبة بلغت 24.17%. ويرجع ذلك إلى انخفاض معدل مشاركة الإناث (المرأة). ويعكس انخفاض مشاركة الإناث التقاليد الثقافية الموجودة عن المرأة، إما لتبدأ تكوين أسرة جديدة أو الإحباط من البحث عن وظيفة لفترات طويلة أو كليهما. واقترحت معظم المسوح أن مشاركة المرأة تزداد كلما كانت تتمتع بمستوى تعليمي أفضل أو تأخر سن الزواج أو تبحث عن دخل للأسرة. إلا أنه فيما يختص بمعدل البطالة الإجمالي في مصر أخذ في الانخفاض حتى وصل إلى 7.9% في عام 2020 وذلك على الرغم من تداعيات فيروس كورونا على العالم ككل.

جدول رقم (3): معدل البطالة في مصر (سنوات مختارة)

السنة		1991	2008	2011	2013	2017	2020
معدل البطالة (%)	ذكور (% من قوة العمل للذكور)	5.78	5.53	8.77	9.8	8.22	6
	إناث (% من قوة العمل للإناث)	21.22	18.88	22.44	24.17	23.01	17.7
	إجمالي (% من إجمالي قوة العمل)	9.38	8.52	11.85	13.15	11.74	7.9

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

الشكل رقم (2) تطور معدل البطالة الإجمالي في مصر وحسب الجنس خلال الفترة 1991–2020 (%)



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

7. 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 النظري، وفي النهاية تقدير النموذج وتقييم نتائجه.

1/7 نموذج الدراسة

وفقاً للنظرية الاقتصادية وما تم عرضه من دراسات سابقة، تم بناء نموذج تأثير الاستثمار الأجنبي المباشر على معدل البطالة في مصر بحيث يشمل المتغيرات الرئيسية المستهدفة وهي UEM معدل البطالة، FIY نسبة الاستثمار الأجنبي المباشر الداخل إلى الناتج المحلى الإجمالي، FOY نسبة الاستثمار الأجنبي المباشر الخارج إلى الناتج المحلى الإجمالي، GRY معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي، INR معدل التضخم، INV نسبة إجمالي التكوين الرأسمالي إلى الناتج المحلى الإجمالي معبراً عن الاستثمار، PGR معدل نمو السكان، IMY نسبة الواردات إلى الناتج المحلى الإجمالي،EXY نسبة الصادرات إلى الناتج المحلى الإجمالي، REX معدل الصرف الحقيقي. ويتخذ النموذج الشكل التالي:

$$UEM=f\ (FIY,\ FOY,\ GRY,\ INR,\ INV,\ PGR,\ IMY,\ EXY,\ REX)$$

وتم استخدام البيانات السنوية للمتغيرات محل الدراسة خلال الفترة 1991 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). وتظهر جميع هذه العوامل في الجدول (م –1) في الملحق.

ويهدف هذا البحث إلى توظيف التطورات الأخيرة في تحليل التكامل المشترك، بتقدير العلاقة بين الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة 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.

2/7 اختبار جذر الوحدة Unit Root Test:

في الخطوة الأولى نستخدم اختبار جذر الوحدة 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:

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

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

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

N حجم العينة

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

- **الفرض الصفري**

H_0: ρ =1

- **الفرض البديل**

H_1: ρ <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.

3/7 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, 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).

4/7 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 ، 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)، 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 (1)I، 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.

5/7 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 لكلا الاختبارين بأن سلسلة البيانات تعاني من جذر الوحدة (غير ساكنة).

وتظهر نتائج الاختبار لكل متغير في الجدول رقم (4). وتم اختيار فترات التباطؤ في اختبار ديكي–فوللر المطور باستخدام بمعيار أكايك للمعلومات Akaike Information Criterion (AIC) لإزالة الارتباط السلسلي لبواقي الانحدار (Akaike, 1973). تشير البيانات الواردة بالجدول أنه وفقاً لاختبار ADF فإن جميع المتغيرات متكاملة من الرتبة صفر أو متكاملة من الرتبة الأولى، 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 الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل البطالة في مصر للفترة 1991–2020 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.

جدول رقم (4) نتائج اختبارات جذر الوحدة

		(C, T, without)	ADF
Log(UEM)	Level	(C)	-2.394501
	First Diff.	(C)	-5.148500[a]
Log(FIY)	Level	(C)	-5.155991[a]
	First Diff.	(C)	-
Log(FOY)	Level	(C)	-2.140392
	First Diff.	(C)	/-10.23353[a]
Log(GRY)	Level	(C)	-3.266709[b]
	First Diff.	(C)	-
Log(INV)	Level	(C)	-2.758323[c]
	First Diff.	(C)	_
Log(INR)	Level	(C)	0.260924
	First Diff.	(C)	-2.896526[c]
Log(PGR)	Level	(C)	-1.822439
	First Diff.	(C)	-4.076739[a]
Log(IMY)	Level	(C)	-1.882939
	First Diff.	(C)	-4.226563[a]
Log(EXY)	Level	(C)	-1.883528
	First Diff.	(C)	-3.514075[b]
Log(REX)	Level	(C)	-2.196357
	First Diff.	(C)	-4.421641[a]

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.

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, 0, 1, 0, 1, 0, 0, 1, 0) هو النموذج الأمثل. وبالتالي تم صياغته على النحو التالي:

$$Log(UEM_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(FIY_t) + \beta_2 \log(FOY_t) + \beta_3 \log(GRY_t) + \beta_4 \log(INV_t) + \beta_5 \log(INR_t) + \beta_6 \log(PGR_t) + \beta_7 \log(IMY_t) + \beta_8 \log(EXY_t) + \beta_9 \log(REX_t) + \beta_{10} Log(UEM_{t-1}) + \beta_{11} \log(FIY_{t-1}) + \beta_{12} \log(GRY_{t-1}) + \beta_{13} \log(INR_{t-1}) + \beta_{14} \log(EXY_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

ويوضح جدول رقم (م–2) بالملحق نتائج تقدير نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة. وتشير النتائج إلى ارتفاع القوة التفسيرية للنموذج (R^2 = 90.61)، وكذلك عدم وجود مشكلة الانحدار الذاتي (Durbin-Watson = 2.17) . كما تشير قيمة إحصاء اختبار F إلى جودة النموذج المقدر ككل إحصائياً (F = 10.33441 (0.000027).

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

$$d(Log(UEM_t)) = \beta_0 + \beta_1\ d(log(FIY_t)) + \beta_2\ d(log(GRY_t)) + \beta_3\ d(log(PGR_t)) + \beta_4\ d(log(EXR_t)) + \beta_5\ d(log(FIY_{t-1})) + \beta_6\ d(log(FOY_{t-1})) + \beta_7\ log(GRY_{t-1}) + \beta_8\ log(INV_{t-1}) + \beta_9\ log(INR_{t-1}) + \beta_{10}\ log(PGR_{t-1}) + \beta_{11}\ log(IMY_{t-1}) + \beta_{12}\ log(EXY_{t-1}) + \beta_{13}\ log(REX_{t-1}) + \beta_{14}\ log(UEM_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

ويوضح الجدول رقم (5) 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 (5) نتائج اختبار الحدود Bounds Test

F.statistic	K	Value
4.348343	9	
I_0 Bound	I_1 Bound	Significance
1.88	2.99	10%
2.14	3.3	5%
2.37	3.6	2.5%
2.65	3.97	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 (6) المعلمات المقدرة في الاجل الطويل وجدول رقم (7) المعلمات المقدرة في الأجل القصير.

جدول رقم (6) نتائج تقديرات النموذج لمعلمات الأجل الطويل

Variable	Coefficient*
LOG(FIY)	-0.047231[c]
LOG(FOY)	0.071578
LOG(GRY)	-0.814840[b]
LOG(INV)	-1.161790[b]
LOG(INR)	0.155140
LOG(PGR)	1.837125[c]
LOG(IMY)	0.823822
LOG(EXY)	0.170096
LOG(REX)	0.471456
C	-2.095236

المصدر: جدول رقم (م–4) بالملحق

* تشير a، b و c إلى مستوى المعنوية عند 1% ، 5% و 10% على الترتيب.

جدول رقم (7) نتائج تقديرات النموذج لمعلمات الأجل القصير

Variable	Coefficient*
D(LOG(FIY))	-0.012436[c]
D(LOG(FOY))	0.038257[c]
D(LOG(GRY))	-0.254589[a]
D(LOG(INV))	-0.620947[b]
D(LOG(INR))	1.250896[c]
D(LOG(PGR))	0.981897[b]
D(LOG(IMY))	0.440312
D(LOG(EXY))	-0.325497[c]
D(LOG(REX))	0.251981[c]
CointEq(-1)	-0.534475[a]

المصدر: جدول رقم (م–4) بالملحق

* تشير a، b و c إلى مستوى المعنوية عند 1% ، 5% و 10% على الترتيب.

وبالتالي أكدت النتائج التجريبية تأثير المتغيرات محل الدراسة على معدل البطالة على ما يلي:

1- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين كل من نسبة الاستثمار الأجنبي المباشر الداخل إلى الناتج المحلي الإجمالي ومعدل البطالة في كل من الأجلين الطويل والقصير. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.047-) في الأجل الطويل. وهذا يعني أن زيادة نسبة الاستثمار الأجنبي المباشر الداخل إلى الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 1% سوف تؤدي إلى انخفاض معدل البطالة بنسبة 0.047% في الاجل الطويل. كما بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.012-) في الأجل القصير. وهذا يعني أن زيادة نسبة الاستثمار الأجنبي المباشر الداخل إلى الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 1% سوف تؤدي إلى انخفاض معدل البطالة بنسبة 0.012% في الاجل القصير.

2- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من نسبة الاستثمار الأجنبي المباشر الخارج إلى الناتج المحلي الإجمالي ومعدل البطالة في كل من الأجلين الطويل والقصير. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.072) في الأجل الطويل. وهذا يعني أن زيادة نسبة الاستثمار الأجنبي المباشر الخارج إلى الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 1% سوف تؤدي إلى زيادة معدل البطالة بنسبة 0.072% في الاجل الطويل. كما بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.038) في الأجل القصير. وهذا يعني أن زيادة نسبة الاستثمار الأجنبي المباشر الخارج إلى الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 1% سوف تؤدي إلى زيادة معدل البطالة بنسبة 0.038% في الاجل القصير.

3- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين كل من معدل النمو في الناتج المحلى الاجمالي ومعدل البطالة في كل من الأجلين الطويل والقصير. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.815-) في الأجل الطويل. وهذا يعني أن زيادة معدل النمو في الناتج المحلى الاجمالي بنسبة 1% سوف تؤدي إلى انخفاض معدل البطالة بنسبة 0.815% في الاجل الطويل. كما بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.255-) في الأجل القصير. وهذا يعني أن زيادة معدل النمو في الناتج المحلى الاجمالي بنسبة 1% سوف تؤدي إلى انخفاض معدل البطالة بنسبة 0.255% في الاجل القصير.

4- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين كل من نسبة إجمالي التكوين الرأسمالي إلى الناتج المحلي الإجمالي معبراً عن الاستثمار، ومعدل البطالة في كل من الأجلين الطويل والقصير. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (1.162-) في الأجل الطويل. وهذا يعني أن زيادة إجمالي التكوين الرأسمالي إلى الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 1% سوف تؤدي إلى انخفاض معدل البطالة بنسبة 1.162% في الاجل الطويل. كما بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.621-) في الأجل القصير. وهذا يعني أن زيادة نسبة إجمالي التكوين الرأسمالي إلى الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 1% سوف تؤدي إلى انخفاض معدل البطالة بنسبة 0.621% في الاجل القصير.

5- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة كما تقضي به النظرية الاقتصادية بين معدل التضخم ومعدل البطالة في الأجل القصير. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (1.251) في الأجل القصير. وهذا يعني أن زيادة معدل التضخم بنسبة 1% سوف تؤدي إلى زيادة معدل البطالة بنسبة 1.251% في الاجل القصير. وعلى الرغم من أن العلاقة بين معدل التضخم ومعدل البطالة جاءت موجبة، إلا أنها غير معنوية في الأجل الطويل.

6- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من معدل النمو السكاني ومعدل البطالة في كل من الأجلين الطويل والقصير. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (1.837) في الأجل الطويل. وهذا يعني أن زيادة معدل النمو السكاني بنسبة 1% سوف تؤدي إلى زيادة معدل البطالة بنسبة 1.837% في الاجل الطويل. كما بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.982) في الأجل القصير. وهذا يعني أن زيادة معدل النمو السكاني بنسبة 1% سوف تؤدي إلى زيادة معدل البطالة بنسبة 0.982% في الاجل القصير.

7- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين نسبة الصادرات إلى الناتج المحلي الإجمالي ومعدل البطالة في الأجل القصير. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.326-) في الأجل القصير. وهذا يعني أن زيادة نسبة الصادرات إلى الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 1% سوف تؤدي إلى انخفاض معدل البطالة بنسبة 0.326% في الاجل القصير. وعلى الرغم من أن العلاقة بين نسبة الصادرات إلى الناتج المحلي الإجمالي ومعدل البطالة جاءت سالبة إلا أنها غير معنوية في الأجل الطويل.

8- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من معدل الصرف الحقيقي ومعدل البطالة في الأجل القصير، إلا أنها موجبة، ولكن غير معنوية في الأجل الطويل. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (0.252) في الأجل القصير. وهذا يعني أن زيادة معدل الصرف الحقيقي بنسبة 1% سوف تؤدي إلى زيادة معدل البطالة بنسبة 0.252% في الاجل القصير.

9- وجود علاقة غير معنوية بين نسبة الواردات إلى الناتج المحلي الإجمالي ومعدل البطالة سواء في الأجل الطويل أو القصير.

10- تظهر النتائج أن قيمة معامل تصحيح الخطأ تبلغ (0.535-) وهو بإشارة سالبة ومعنوية عند مستوي معنوية 1%. وهي تعني ان معدل البطالة كمتغير تابع يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية t بنسبة 53.5% من اختلال التوازن المتبقى من الفترة t-1. وهي تعكس سرعة تعديل متوسطة إلى حد ما نحو التوازن.

يوضح جدول رقم (8) 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 (0.6455) وهي أكبر قيمة من مستوى المعنوية 5%.

جدول رقم (8): اختبار مضاعف لاجرانج لفرضية عدم استقلال البواقي للنموذج المقدر Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	0.452862	Prob. F(2,13)	0.6455
Obs*R-squared	1.953996	Prob. Chi-Square(2)	0.3764

كما يوضح جدول رقم (9) 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 (0.8208) وهي قيمة أكبر من مستوى المعنوية 5%.

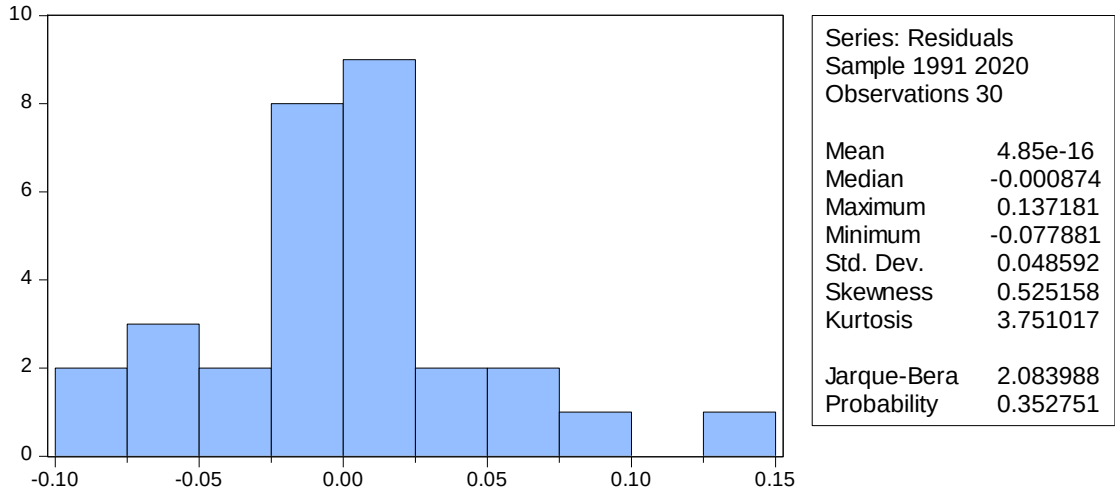
جدول رقم (9): اختبار Breusch-Pagan-Godfrey لفرضية عدم ثبات التباين

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	**0.607685**	**Prob. F(14,15)**	**0.8208**
Obs*R-squared	**10.85724**	**Prob. Chi-Square(14)**	**0.6972**
Scaled explained SS	**3.733559**	**Prob. Chi- quare(14)**	**0.9969**

كما يوضح جدول رقم (10) قيمة إحصائية اختبار Jarque-Bera والتي تبلغ (2.083988) بقيمة احتمالية (0.352751) وهو يعني عدم رفض الفرضية القائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيعًا طبيعيًا في النموذج محل التقدير عند مستوي معنوية 5%.

جدول رقم (10) اختبار Jarque-Bera



كما يوضح جدول رقم (11) قيمة إحصائية اختبار Ramsey RESET والتي تبلغ (0.311515) بقيمة احتمالية (0.5856) والتي تدل على صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج.

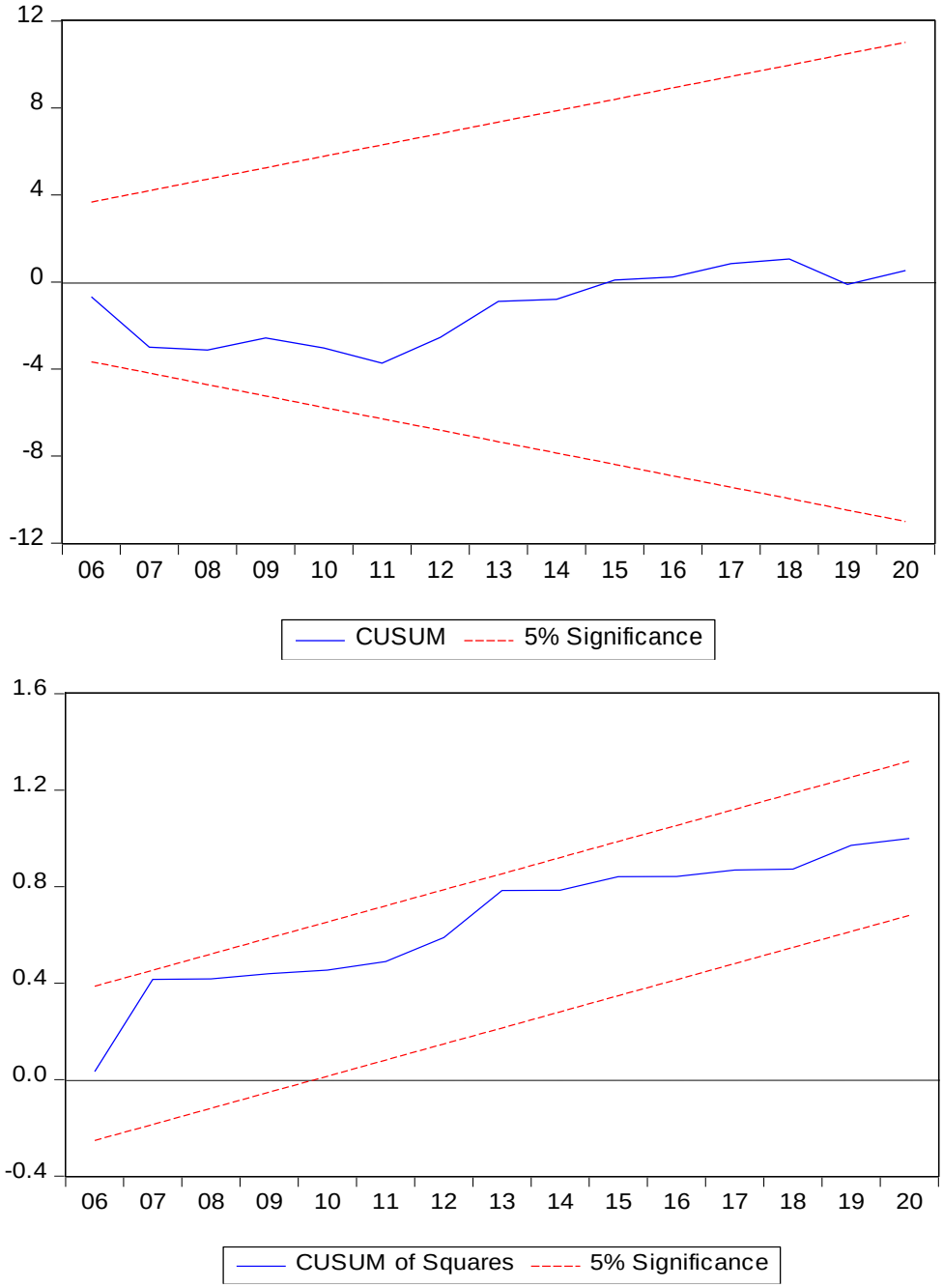
جدول رقم (11): اختبار Ramsey RESET

F-statistic	**0.311515**	**0.5856**

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 (3) أن معلمات نموذج ARDL المقدر مستقرة هيكلياً.

الشكل رقم (3): اختبار إحصائية كل من CUSUM وCUSUMSQ

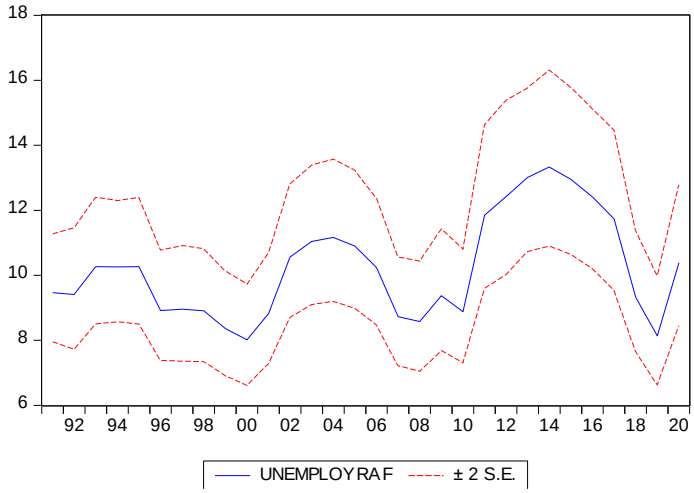


المصدر: تم رسم هذا الشكل من النموذج المقدر باستخدام EViews 9.

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 Proportion ونسبة التغاير Covariance Proportion.

وتشير النتائج الموضحة بالشكل رقم (4) أن قيمة معامل تايل لعدم المساواة Thiel Inequality Coefficient بلغت (0.021399) 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 معدل البطالة.

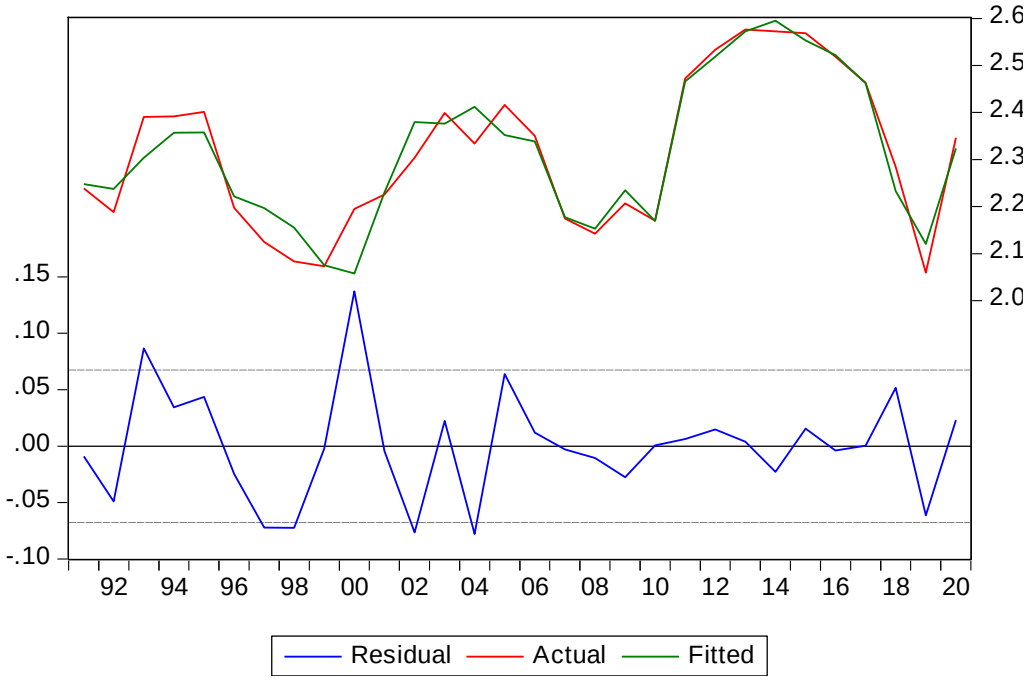
الشكل رقم (4) معامل تايل لعدم المساواة Thiel Inequality Coefficient



Forecast: UNEMPLOYRAF	
Actual: UNEMPLOYRATE	
Forecast sample: 1991 2020	
Included observations: 30	
Root Mean Squared Error	0.442856
Mean Absolute Error	0.335850
Mean Abs. Percent Error	3.491305
Theil Inequality Coefficient	0.021399
Bias Proportion	0.000601
Variance Proportion	0.026360
Covariance Proportion	0.973039

ويمكن أيضاً تتبع هذا الأداء الجيد للنموذج المقدر من خلال الشكل رقم (5) والذي يوضح سلوك القيم الفعلية والمقدرة لمعدل البطالة والبواقي للنموذج الذي تم تقديره، ويتضح من الشكل التقارب الواضح بين معدل البطالة الفعلي والمقدر خلال فترة الدراسة. ومن ثم يمكن الاعتماد على نتائج هذا النموذج لأغراض السياسات الاقتصادية.

شكل رقم (5) معدل البطالة في مصر والمقدر والبواقي للنموذج خلال الفترة 1991-2020



8- الخلاصة والنتائج والتوصيات

تم في هذه الدراسة تقدير أثر نسبة الاستثمار الأجنبي المباشر إلى الناتج المحلي الاجمالي على معدل البطالة في مصر خلال الفترة 1991-2020 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 الاستثمار الأجنبي المباشر الداخل إلى الناتج المحلى الإجمالي ومعدل البطالة في كل من الأجلين الطويل والقصير. وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من الاستثمار الأجنبي المباشر الخارج إلى الناتج المحلى الإجمالي ومعدل البطالة في كل من الأجلين الطويل والقصير. وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين كل من معدل النمو في الناتج المحلى الإجمالي ومعدل البطالة وذلك في الأجلين القصير والطويل. وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة

بين كل من نسبة إجمالي التكوين الرأسمالي إلى الناتج المحلى الإجمالي ومعدل البطالة وذلك في الأجلين القصير والطويل. وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من معدل التضخم ومعدل البطالة في الأجل القصير، إلا أنها موجبة، ولكن غير معنوية في الأجل الطويل. وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من معدل النمو السكاني ومعدل البطالة وذلك في الأجلين القصير والطويل. وجود علاقة موجبة بين كل من معدل الصرف الحقيقي ومعدل البطالة في الأجل القصير، إلا أنها موجبة، ولكن غير معنوية في الأجل الطويل. وجود علاقة غير معنوية بين نسبة الواردات إلى الناتج المحلي الإجمالي ومعدل البطالة سواء في الأجل الطويل أو القصير.

كما أظهرت النتائج أن قيمة معامل تصحيح الخطأ تبلغ (0.535−) وهو بإشارة سالبة ومعنوية عند مستوي معنوية 1%. وهي تعني ان معدل البطالة كمتغير تابع يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية t بنسبة 53.5% من اختلال التوازن المتبقى من الفترة t−1. وهي تعكس سرعة تعديل متوسطة إلى حد ما نحو التوازن.

وعلى ضوء ما سبق، يقترح التوصية بما يلي:

1- أكد البحث على العلاقة العكسية بين الاستثمار الأجنبي المباشر الداخل ومعدل البطالة، لذا يجب أن تسعى الدولة إلى اجتذاب المزيد من الاستثمارات الأجنبية المباشرة بتذليل كافة العقبات التي تقلل من فرص دخوله إلى مصر، وتوفير كافة مقومات الجذب سواء من البنية الأساسية المادية أو البشرية. هذا فضلاً عن أنه يجب أن تركز خطط الاستثمار على اجتذاب رؤوس الأموال الأجنبية في قطاعات البنية التحتية المادية والرقمية والخضراء. والقطاعات الاقتصادية التي تراعي البيئة وتغير المناخ، وهذه أولويات استثمارية سليمة لأنها تتماشى مع احتياجات الاستثمار في أهداف التنمية المستدامة. وفي نفس الوقت يجب أن تحاصر الدولة العوامل التي تتسبب في خروج الاستثمار الأجنبي المباشر، والذي أثبتت الدراسة تأثيره المعنوي على زيادة معدل البطالة، وذلك بإرساء قواعد شفافة لحل المنازعات وتذليل كافة العراقيل التي تعترضهم في ممارسة أنشطتهم بسلاسة ويسر.

2- أكد البحث على العلاقة الطردية بين معدل نمو السكان ومعدل البطالة، لذا يجب أن تعمل الدولة على تقليل معدل نمو السكان بتنفيذ مزيد من البرامج التي تهدف إلى ضبط معدل

نمو السكان، مثل برامج تنظيم الأسرة وتقديم حوافز إيجابية للأسر ذات العدد المنخفض. ولعل البرامج التي بدأتها الدولة بربط الدعم التمويني وغيره من أشكال الدعم بعدد المواليد، وبرنامج الرائدات الريفيات الذي يسعي إلى توعية المجتمع وخاصة السيدات الريفيات بمخاطر زيادة المواليد على صحة المرأة، وغيرها من البرامج قد يكون له مردود إيجابي في هذا الشأن.

3- أكد البحث على العلاقة الطردية بين معدل التضخم ومعدل البطالة، لذا يجب أن تسعى الدولة إلى السيطرة على معدل التضخم باتباع سياسات نقدية ومالية دقيقة مع مراعاة البعد الاجتماعي لتأثير هذه السياسات على الطبقات الفقيرة.

4- ولعل تقدير أثر المتغيرات الأخرى التي تضمنتها الدراسة على البطالة في مصر خلال الفترة 1991-2020 مثل معدل النمو الاقتصادي، ونسبة التكوين الرأسمالي الي الناتج المحلي الإجمالي، ونسبة الصادرات إلى الناتج المحلي الإجمالي، ومعدل الصرف يمكن أن يسهم أيضاً في التقليل من معدل البطالة، كما يساعد أيضاً صانعوا السياسة الاقتصادية من تصميم خطة لتوجيه هذه المتغيرات بما يخدم الأهداف الاقتصادية العامة للدولة، وتحقيق الرفاهية الاقتصادية لأفراد المجتمع.

قائمة المراجع:

أولاً: مراجع باللغة العربية

البنك المركزي المصري، *التقرير السنوي*، أعداد متفرقة، جمهورية مصر العربية.

الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، *الكتاب الإحصائي السنوي*، أعداد متفرقة، جمهورية مصر العربية.

ثانياً: مراجع باللغة الإنجليزية

Aktar, I., Demirci, N.Ozturk, L., (2009), "Can Unemployment be Cured by Economic Growth and Foreign Direct Investment?", *SÜ İİBF Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 17, 453-467.

Balcerzak, A., and Zurek M. (2011). "Foreign Direct Investment and Unemployment: VAR Analysis for Poland in the Years 1995-2009." European Research Studies Journal XIV, no. Issue 1): 3–14. doi:10.35808/ersj/306.

Bayar, Y. (2014), "Effects of Economic Growth, Export and Foreign Direct Investment Inflows on Unemployment in Turkey", *Investment Management and Financial Innovations*, 11(2), 20-27.

Blanchard, O. (2019). "Macroeconomic Implications". *Structural Changes in U.S. Labor Markets*: 201–205. doi:10.4324/9781315488578-14.

Blomström, M., Fors, G. and Lipsey R.E. (1997)." Foreign Direct Investment, International Center for Economic Growth. Employment: Home Country Experience in the United States and Sweden," The Economic Journal, 107 (November), pp. 1787-1797.

Carp, L., (2012), "The Impact of FDI on the Labor Market in Central and Eastern Europe during the International Crisis", *Review of Applied Socio- Economic Research*, 3(1), 43- 54.

Chang, S.C., (2007), "The Interactions among Foreign Direct Investment, Economic Growth, Degree of Openness and Unemployment in Taiwan", *Applied Economics*, 39(13), 1647–1661

Craigwell, R., (2006), "Foreign Direct Investment and Employment in the English and Dutch-Speaking Caribbean", *Working Papers*, Tripartite Caribbean Employment Forum.

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.

Djambaska, E., Lozanoska, A., (2015), "Foreign Direct Investment and Unemployment: Evidence from the Republic of Macedonia", International *Journal of Economics, Commerce and Management*, United Kingdom, 3(12), 73-85

Eatwell, J., Milgate, M., and Newman, P. 1987. The New Palgrave: A Dictionary of Economics. Volume 2. Macmillan Press Limited – London.

El Ehwany, N. and El-Laithy, H. (2000), "Poverty, Employment and Policy-Making in Egypt: Country Profile", Towards Decent Work in *North Africa*, No. 1, International Labour Organization, Geneva, Switzerland.

Fanati, L. and Manfredi, P., (2003), „Population, Unemployment and Economic Growth Cycles: A Further Explanatory Perspective", *Metroeconomica*, 54(2-3): 179-207.

Gocer, I., Mercan, M., Peker, O., (2013), "İhracat, Doğrudan Yabancı Yatırımlar ve İşsizlik: Türkiye Örneği", *Business and Economics Research Journal*, 4(1), 103-120.

Hicks, J.R. 1937. Mr Keynes and the 'Classics': A Suggested Interpretation. *Econometrica*. 5 (April): 147-59.

Hines, J. R., Jr. (1999). "Lessons from Behavioural Responses to International Taxation," National Tax Journal 54, 305–323.

Hutton, C. (1973), Reluctant farmers? a study of unemployment and planned rural development in Uganda, East African Publishing House, Nairobi.

IMF (1998), retrieved August 15, 2022 from https://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/basics/unemploy.htm

International Labor Organization (1996), retrieved August 14, 2022 from http://www.ilo.org/global/lang--en/index.htm

Irpan M. Hamidah, Rosfadzimi, H., Shaari, A., Noor, A. and Ibrahim, N. (2016). "Impact of Foreign Direct Investment on the Unemployment Rate in Malaysia." Journal of Physics: Conference Series 710 (April 2016): 012028. doi:10.1088/1742-6596/710/1/012028.

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

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

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.

Johnny, N., Ekokeme T. T. and Okoyan K. (2018) "Impact of Foreign Direct Investment on Unemployment Rate in Nigeria (1980-2015)." *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences,* Vol. 8, No. , doi:10.6007/ijarbss/v8-i3/3905.

Kareem, F.O. (2010). Trade Flows and Employment Outcomes in Nigeria. Paper presented at the CSAE Annual Conference held at St. Catherine's College, Oxford, United Kingdom. 21-23 March

Karlsson, S., Lundin, N., Sjöholm, F., He, P., (2009), "Foreign Firms and Chinese Employment", *World Economy,* 32 (1), 178-201.

Keynes, J. M. (1937). The General theory of employment, interest and money. The quarterly journal of economicsو 209-223.

Kurtovic, S., Siljkovic, B., Milanovic, M., (2015), "Long-term Impact of Foreign Direct Investment on Reduction of Unemployment: Panel Data Analysis of the Western Balkans Countries", *Journal of Applied Economics and Business Research*, 5(2), 112-129.

Kwabena A. K. and Kwame B. G. (2011), Determinants of unemployment in Limpopo province in South Africa : exploratory studies, Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences, Vol. 2, No. 1., 45-60.

Lizondo, J. S. (1990), Foreign Direct Investment, *IMF Working Paper*, No. 90/63, International Monetary Fund.

Mehra, N., (2013), "Impact of Foreign Direct Investment on Employment and Gross Domestic Product in India", *International Journal of Economics and Research*, 4(4), 29-38.

Mucuk, M., Demirsil, M. T., (2013), "The Effect of Foreign Direct Investment on Unemployment: Evidence from Panel Data for Seven

Developing Countries", *Journal of Business, Economics and Finance*, 2(3), 53-66.

Muthoga S. K. (2003), The Determinants of foreign Direct Investment in Kenya (1970- 1999), A research project submitted in partial fulfillment of the requirements for the degree of Master of Arts Degree In Economics of Kenyatta University, Department of Economics, Kenya.

Musonera, E., Nyamulinda, I. B. and Karuranga, G. E. (2010). FDI Fitness in Sub-Saharan Africa-The Case of Eastern African Community (EAC), *Journal of International Business Research and Practice*, Vol. 4, p. 1-18.

Nassar, H. (2011), "Growth, Employment Policies and Economic Linkages: Egypt", *Employment Working Paper*, No. 85, Employment Sector, ILO, Geneva, Switzerland.

Nunnenkamp, Bremont, and Waldkirch (2007), "FDI in Mexico: An Empirical Assessment of Employment Effects," Kiel Working Paper No. 1328.

Mohamed, Omer Ahmed Sayed. "Vector Autoregressive Analysis - VAR Foreign Direct Investment and Unemployment: Sudan, 1990 - 2016." *Global Journal of Economic and Business*, Vol. 4, no. 2 (April 2018): 224–235. doi:10.12816/0047941.

Ozughalu, (2013). Can economic growth, foreign direct investment and exports Provide the desired panacea to the problem of unemployment in Nigeria. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 4 (1), 36 – 51.

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.

Plosser, C. I., and Schwert, G. W. (1979). "Potential GNP: Its Measurement and Significance." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 10: 179–186. doi:10.1016/0167-2231(79)90009-5.

Pugel, T.A. (1999). Foreign Investment in the US Food-Marketing System. *World Development*, 25:1399–1407.

Rizvi, S.Z.A., Nishat, M., (2009), "The Impact of Foreign Direct Investment on Employment Opportunities: Panel Data Analysis:

Empirical Evidence from Pakistan, India and China", *Pakistan Development Review*, 48(4), 841-851.

Sauvy, A., Wrigley, E. A., & Campos, C. (1969). General theory of population, pp. 237- 237.

Sayer D. M., Von Neumann, J. and Morgenstern, O. (2007). Theory of games and economic behavior. Princeton university press.

Selby, P. (1999). Grace and Mortgage in FDI. London: Longman.

Seyf, A., (2000), "Can More FDI Solve the Problem of Unemployment in the EU? A Short Note", Applied Economics Letters, 7, 125-128

Shaari, M. S., Hussain, N. E., Halim, M.S.B.A., (2012), "The Impact of Foreign Direct Investment on the Unemployment Rate and Economic Growth in Malaysia", *Journal of Applied Sciences Research*, 8(9), 4900-4906.

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

United Nations Conference on Trade and Development "UNCTAD". (2021). Investing in Sustainable Recovery, *World Investment Report*, United Nations Publications, New York, United States of America

Wilhelms, Saskia K.S. 1998. Institutional Fitness: Determinants of Foreign Direct Investment to Emerging Economies. *Ph. D. Thesis*. Medford, MA: Fletcher School of Law and Diplomacy.

Wilhelms S. K., Witter M. S. D. (1998). Foreign direct investment and its determinants in emerging economies. United States Agency for International Development, *Bureau for Africa,* Office of Sustainable Development.

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

Zeb, N., Qiang, F., Sharif, M.S,.(2014), "Foreign Direct Investment and Unemployment Reduction in Pakistan", *International Journal of Economics and Research*, 5(2), 10-17

- ملحق الدراسة:

جدول رقم (م-1) عدد من المتغيرات الاقتصادية في مصر خلال الفترة 1991-2020

الفترة	معدل البطالة* (%) (UEM)	إجمالي الاستثمار الأجنبي المباشر (مليار دولار)	نسبة الاستثمار الأجنبي المباشر الداخل إلى الناتج المحلي الاجمالي (FIY)	نسبة الاستثمار الأجنبي المباشر الخارج إلى الناتج المحلي الاجمالي (FOY)	معدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الجارية (%) (GRY)
1991	9.38	0.253	0.677	0.062	0.174
1992	8.92	0.459	1.097	0.004	0.236
1993	10.92	0.493	1.058	0.025	0.116
1994	10.93	1.256	2.420	0.043	0.128
1995	11.04	0.598	0.994	0.093	0.166
1996	9	0.636	0.940	0.005	0.125
1997	8.37	0.891	1.135	0.129	0.159
1998	8.03	1.076	1.268	0.045	0.081
1999	7.95	1.065	1.174	0.038	0.070
2000	8.98	1.235	1.237	0.051	0.106
2001	9.26	0.510	0.527	0.012	0.055
2002	10.01	0.647	0.760	0.028	0.056
2003	11.01	0.237	0.296	0.021	0.102
2004	10.32	1.253	1.591	0.159	0.162
2005	11.2	5.376	6.000	0.092	0.110
2006	10.49	10.043	9.349	0.148	0.147
2007	8.8	11.578	8.876	0.665	0.206
2008	8.52	9.495	5.831	1.920	0.202
2009	9.09	6.712	3.548	0.571	0.164
2010	8.76	6.386	2.916	1.176	0.158
2011	11.85	0.625	0.000	0.626	0.136
2012	12.6	2.798	1.002	0.211	0.221
2013	13.15	4.192	1.453	0.301	0.111
2014	13.1	4.612	1.509	0.253	0.145
2015	13.05	6.925	2.103	0.182	0.147
2016	12.41	8.107	2.439	0.207	0.109
2017	11.74	7.409	3.143	0.199	0.281
2018	9.82	8.141	3.260	0.323	0.279
2019	7.84	9.010	2.973	0.405	0.199
2020	7.9	5.852	1.600	0.327	0.100

تابع جدول رقم (م-1) عدد من المتغيرات الاقتصادية في مصر خلال الفترة 1991-2020

الفترة	الرقم القياسي لأسعار المستهلكين (100=2010) (INR)	نسبة إجمالي التكوين الرأسمالي إلى الناتج المحلي الإجمالي (%) (INV)	معدل نمو السكان (%) (PGR)	نسبة الواردات إلى الناتج المحلى الإجمالي (%) (IMY)	نسبة الواردات إلى الناتج المحلى الإجمالي (%) (EXY)	معدل الصرف الحقيقي (REX)
1991	22.928	23.733	2.272	13.227	10.947	13.686
1992	26.055	19.482	2.140	12.939	11.386	12.749
1993	29.205	19.845	2.048	14.016	11.440	11.479
1994	31.587	20.629	2.009	14.561	12.114	10.717
1995	36.559	20.147	2.006	16.662	13.260	9.279
1996	39.187	18.134	2.013	17.718	14.050	8.655
1997	40.999	17.563	2.009	19.528	14.905	8.265
1998	42.587	21.503	1.996	21.812	12.544	7.955
1999	43.899	21.619	1.967	21.144	14.730	7.734
2000	45.077	19.553	1.930	22.780	16.864	7.703
2001	46.100	18.260	1.900	21.590	16.067	8.618
2002	47.362	17.999	1.880	19.303	16.438	9.501
2003	49.497	16.886	1.860	19.577	20.060	11.821
2004	55.075	16.938	1.830	23.312	26.516	11.250
2005	57.757	17.976	1.810	29.218	30.716	10.005
2006	62.173	18.731	1.770	33.913	36.680	9.221
2007	67.966	20.851	1.750	45.429	44.398	8.292
2008	80.416	22.390	1.780	62.909	54.761	6.756
2009	89.875	19.190	1.860	59.764	44.609	6.169
2010	100.000	19.501	1.980	58.221	48.831	5.622
2011	110.065	17.103	2.110	58.262	47.053	5.390
2012	117.892	16.027	2.210	67.867	48.601	5.137
2013	129.057	14.212	2.270	67.364	44.795	5.324
2014	142.053	13.643	2.260	69.297	47.166	4.982
2015	156.784	14.289	2.210	71.348	37.569	4.906
2016	178.442	15.040	2.150	66.160	33.624	5.618
2017	231.094	15.274	2.090	69.090	42.875	7.695
2018	264.375	16.656	2.030	73.331	51.620	6.720
2019	288.573	18.213	1.980	78.013	53.523	5.812
2020	303.131	13.821	1.920	75.434	40.102	5.493

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

جدول رقم (م-2) نتائج تقدير الانحدار باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL)

Dependent Variable: LOG(UEM)
Method: ARDL
Date: 11/12/22 Time: 10:51
Sample: 1991 2020
Included observations: 30
Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (1 lag, automatic): LOG(FIY) LOG(FOY) LOG(GRY) LOG(INV) LOG(INR) LOG(PGR) LOG(IMY) LOG(EXY) LOG(REX)

Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 512
Selected Model: ARDL(1, 1, 0, 1, 0, 1, 0, 0, 1, 0)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOG(UEM(-1))	0.465525	0.134271	3.467064	0.0034
LOG(FIY)	-0.012436	0.006222	-1.998546	0.0641
LOG(FIY(-1))	-0.012808	0.005851	-2.189082	0.0448
LOG(FOY)	0.038257	0.019747	1.937348	0.0718
LOG(GRY)	-0.254589	0.064283	-3.960425	0.0013
LOG(GRY(-1))	-0.180923	0.076716	-2.358340	0.0323
LOG(INV)	-0.620947	0.217970	-2.848769	0.0122
LOG(INR)	1.250896	0.621427	2.012940	0.0624
LOG(INR(-1))	-1.167978	0.619057	-1.886706	0.0787
LOG(PGR)	0.981897	0.457142	2.147904	0.0485
LOG(IMY)	0.440312	0.379052	1.161615	0.2635
LOG(EXY)	-0.325497	0.180411	-1.804196	0.0913
LOG(EXY(-1))	0.416409	0.144887	2.874018	0.0116
LOG(REX)	0.251981	0.124830	2.018592	0.0618
C	-1.119851	1.765448	-0.634316	0.5354

R-squared	0.906063	Mean dependent var	2.313414
Adjusted R-squared	0.818389	S.D. dependent var	0.158542
S.E. of regression	0.067564	Akaike info criterion	-2.244625
Sum squared resid	0.068474	Schwarz criterion	-1.544026
Log likelihood	48.66938	Hannan-Quinn criter.	-2.020498
F-statistic	10.33441	Durbin-Watson stat	2.170008
Prob(F-statistic)	0.000027		

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

Source: Calculated by EViews 9.

جدول رقم (م – 3) نتائج اختبار الحدود Bounds Test

ARDL Bounds Test
Date: 11/12/22 Time: 10:52
Sample: 1991 2020
Included observations: 30
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	4.348343	9

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	1.88	2.99
5%	2.14	3.3
2.5%	2.37	3.6
1%	2.65	3.97

Test Equation:
Dependent Variable: DLOG(UEM)
Method: Least Squares
Date: 11/12/22 Time: 10:52
Sample: 1991 2020
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(FIY)	-0.012647	0.006941	-1.822155	0.0884
DLOG(GRY)	-0.266682	0.080395	-3.317130	0.0047
DLOG(INR)	2.206948	0.631920	3.492447	0.0033
DLOG(EXY)	-0.171223	0.135347	-1.265061	0.2251
C	-2.130006	1.577779	-1.350003	0.1970
LOG(FIY(-1))	-0.025118	0.011134	-2.256035	0.0394
LOG(FOY(-1))	-0.019574	0.023227	-0.842737	0.4126
LOG(GRY(-1))	-0.466801	0.121472	-3.842879	0.0016
LOG(INV(-1))	0.083289	0.296014	0.281368	0.7823
LOG(INR(-1))	0.155799	0.062303	2.500649	0.0245
LOG(PGR(-1))	1.126426	0.436173	2.582522	0.0208
LOG(IMY(-1))	-0.414812	0.358948	-1.155635	0.2659
LOG(EXY(-1))	0.591429	0.181053	3.266597	0.0052
LOG(REX(-1))	-0.004032	0.116835	-0.034510	0.9729
LOG(UEM(-1))	-0.497102	0.217917	-2.281157	0.0376

R-squared	0.781110	Mean dependent var	0.007160
Adjusted R-squar...	0.576813	S.D. dependent var	0.125051
S.E. of regressio...	0.081349	Akaike info criterion	-1.873286
Sum squared res...	0.099265	Schwarz criterion	-1.172687
Log likelihood	43.09929	Hannan-Quinn criter.	-1.649159
F-statistic	3.823402	Durbin-Watson stat	2.631759
Prob(F-statistic)	0.007193		

Source: Calculated by EViews 9.

جدول رقم (م – 4) نتائج تقدير نموذج الانحدار غير المقيد (UECM)

ARDL Cointegrating And Long Run Form
Dependent Variable: LOG(UEM)
Selected Model: ARDL(1, 1, 0, 1, 0, 1, 0, 0, 1, 0)
Date: 11/12/22 Time: 10:53
Sample: 1991 2020
Included observations: 30

Cointegrating Form

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(FIY)	-0.012436	0.006222	-1.998546	0.0641
DLOG(FOY)	0.038257	0.019747	1.937348	0.0718
DLOG(GRY)	-0.254589	0.064283	-3.960425	0.0013
DLOG(INV)	-0.620947	0.217970	-2.848769	0.0122
DLOG(INR)	1.250896	0.621427	2.012940	0.0624
DLOG(PGR)	0.981897	0.457142	2.147904	0.0485
DLOG(IMY)	0.440312	0.379052	1.161615	0.2635
DLOG(EXY)	-0.325497	0.180411	-1.804196	0.0913
DLOG(REX)	0.251981	0.124830	2.018592	0.0618
CointEq(-1)	-0.534475	0.134271	-3.980577	0.0012

Cointeq = LOG(UEM) - (-0.0472*LOG(FIY) + 0.0716*LOG(FOY) -0.8148 *LOG(GRY) -1.1618*LOG(INV) + 0.1551*LOG(INR) + 1.8371*LOG(PGR) + 0.8238*LOG(IMY) + 0.1701*LOG(EXY) + 0.4715*LOG(REX) -2.0952)

Long Run Coefficients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(FIY)	-0.047231	0.023785	-1.985755	0.0657
LOG(FOY)	0.071578	0.044263	1.617106	0.1267
LOG(GRY)	-0.814840	0.283036	-2.878930	0.0115
LOG(INV)	-1.161790	0.407690	-2.849686	0.0122
LOG(INR)	0.155140	0.132067	1.174702	0.2584
LOG(PGR)	1.837125	0.876278	2.096508	0.0534
LOG(IMY)	0.823822	0.760906	1.082686	0.2960
LOG(EXY)	0.170096	0.321469	0.529122	0.6045
LOG(REX)	0.471456	0.286667	1.644612	0.1208
C	-2.095236	3.483230	-0.601521	0.5565

Source: Calculated by EViews 9.