

# أثر الحد الأدنى للأجور على التشغيل في مصر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٣)

د. محمد عبد الفتاح كامل

مدرس بالمعهد العالى للحاسب الآلى وأدارة الأعمال بالزرقا

د. حازم حسنين كامل

دكتوراه الفلسفة في الاقتصاد جامعة بنها

## الملخص

هدف البحث الحالي إلى تقدير أثر الحد الأدنى للأجور على التشغيل في مصر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٣). وعبر المنهج القياسي المعتمد على نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة ARDL، فقد تبين استقرار النموذج وجودته من حيث الاختبارات التشخيصية.

وأظهر اختبار الحدود للتكامل المشترك Bound test وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع عند مستوى معنوية ١٠٪. كما تبين أنه في الأجل الطويل وجود أثر سلبي (علاقة عكسية) لكل من (قيمة الحد الأدنى للأجور ومعدل البطالة ومعدل التضخم) على نسبة التشغيل إلى عدد السكان.

وقد أشارت نتائج نموذج تصحيح الخطأ ECM إلى إمكانية تصحيح الأخطاء قصيرة الأجل للعودة إلى الوضع التوازني طويل الأجل، ونظراً لأن حد تصحيح الخطأ معنوي عند مستوى معنوية ٥٪، كما أنه ظهر بإشارة سالبة، مما يؤكد وجود علاقة توازنيه في الأجل الطويل. ويقترح البحث أن يتم تحديد الحد الأدنى للأجور وفق قوى السوق، لا أن يتم تحديده بشكل إداري، مع الإشارة إلى أهمية السيطرة على ارتفاعات الأسعار وخفض معدل التضخم.

الكلمات المفتاحية: الحد الأدنى للأجور، التشغيل، البطالة، التضخم، النظرية الكلاسيكية.

## The Impact of the Minimum Wage on Employment in Egypt during the period (1990-2023)

Dr . Mohamed Abd Elfatah

Dr. Hazim Hassanen Mohamed

### Abstract

The current research aimed to estimate the impact of the minimum wage on employment in Egypt during the period (1990-2023). Through the standard approach based on the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model, the model's stability and quality were demonstrated in terms of diagnostic tests. The boundary test for joint integration showed the existence of a long-term equilibrium relationship between the independent variables and the dependent variable. It also showed that in the long run there is a negative effect (inverse relationship) for each of (the value of the minimum wage, the unemployment rate, and the inflation rate) on the employment-to-population ratio. The results of the error correction model (ECM) indicated the possibility of correcting short-term errors to return to the long-term equilibrium position, and since the error correction limit is significant at a significance level of 5%, it also appeared with a negative sign, which confirms the existence of an equilibrium relationship in the long run. The study suggests that the minimum wage be determined according to market forces, rather than being determined administratively, noting the importance of controlling price increases, and reducing the inflation rate.

**Keywords:** Minimum Wage, Employment, Unemployment, Inflation, Classical theory.

## مقدمة:

تُمثّل الأجور عائد عنصر العمل ومحددًا رئيسًا لمستوى المعيشة. كما أنها ذات صلة مباشرة بتعزيز الإنتاجية وزيادة فرص العمل (محمد، ٢٠١٨، ص: ٤٤). وقد برز في السنوات الأخيرة اهتمام متزايد بالدور الذي يؤديه الحد الأدنى للأجور في المساهمة في تحقيق العدالة الاجتماعية، من خلال تحسين المستوى المعيشي للعمال ذوي الدخل المنخفض، وتقليص حدة التفاوت في توزيع الدخل بين شرائح المجتمع.

كما يُمكن للحد الأدنى للأجور أن يُشكّل أداة مهمة لدعم العمل اللائق، ومقوّمًا أساسيًا لتعزيز الحماية الاجتماعية، والتخفيف من حالات الهشاشة والفقير المتفشية (عاش، D، 2014، ص: 2).

ويُشار إلى أن الحد الأدنى للأجور يُعتبر إحدى أدوات السياسة الاقتصادية التي يتم استخدامها لتحفيز الطلب المحلي، وذلك باعتبار الأجور أحد مكونات الطلب الكلي؛ نظرًا لكونها المصدر الرئيس للدخل الذي عن طريقها يتمكّن الفرد من الحصول على احتياجاته والإنفاق على بنود الاستهلاك المختلفة.

كما أنه يتفاعل مع نظام ضريبة الدخل بعدة طرق. ويعتمد انتقال الحد الأدنى للأجور الأعلى إلى الدخول بعد الضريبة على معدّل الضريبة الذي يدفعه العمال ذوو المهارات المنخفضة. كما أن زيادات الحد الأدنى للأجور لها آثار مالية واقتصادية (David et al, 2022).

وجدير بالذكر أن الحد الأدنى للأجور هو عبارة عن نظام قانوني تفرضه حكومات الدول على مختلف الوظائف والمهن في القطاعين العام والخاص؛ لضمان توفير مستوى معيشي لائق لأفراد المجتمع. ويتمثّل الهدف الرئيس للحد الأدنى للأجور في حماية العمال من الأجور المنخفضة، وتحقيق العدالة الاجتماعية (Engborn and Moser, 2022).

ولقد رأت النظرية الاقتصادية الكلاسيكية منذ فترة طويلة أن زيادة معدلات الحد الأدنى للأجور من شأنها أن تؤدي إلى ارتفاع معدلات البطالة بين العمال غير المهرة. ومن شأن ارتفاع معدلاته أن يدفع أصحاب العمل إلى استبدال العمالة غير المهرة بصفات أخرى من العمالة أو رأس المال، الأمر الذي من شأنه أن يؤدي إلى انكماش الناتج المحلي الإجمالي (Valentine, 1996).

لكنه سرعان ما تم عدم تأكيد هذه النظرة الكلاسيكية، حيث بينت العديد من الدراسات ومن بينها دراسة (Valentine, 1996) أن العلاقة بين الحد الأدنى للأجور وفرص العمل ليست بالضرورة سلبية، وذلك بالتطبيق على إندونيسيا.

وتوصلت دراسة (Basu and Tateno, 2013) إلى أن سياسة الحد الأدنى للأجور تساهم في تعزيز النمو الاحتوائي. بما يعني وجود علاقة بين الأجور والنمو الاحتوائي. وخلصت دراسة (Kanbur et al, 2013) إلى أن إقرار قوانين الحد الأدنى للأجور في جنوب إفريقيا كانت ذات أثر محدود على المشاركة في سوق العمل. وأن الدخل الحقيقي للعمال شهد تحسناً جراء تطبيق وزيادة الحد الأدنى للأجور. كما أن زيادات الحد الأدنى للأجور ساهمت في زيادة معدلات نمو العمالة وكذلك الدخل الحقيقي للفرد.

كما بينت دراسة (Joseph and Sabi, 2015) أن إقرار الحد الأدنى للأجور وزيادته قد ساهم في جذب العمال للدخول في سوق العمل الرسمية، وبالتالي وجود إنتاجية عمل مرتفعة. وفي المقابل، بين (UNDP, 2021) أن تأثير سياسات الحد الأدنى للأجور على أسواق العمل ذات الطابع غير الرسمي المرتفع لا يزال غامضاً، وبالأخص على رفاهية العمال، وذلك لأن قواعد الحد الأدنى للأجور لا يتم إنفاذها على القطاع غير الرسمي.

وغالباً ما يقترح صناع السياسات الحد الأدنى للأجور كوسيلة لزيادة الدخول وانتشال العمال من براثن الفقر. ومع ذلك، فإن التحسّن في دخول بعض العمال الشباب نتيجة للحد الأدنى للأجور يأتي على حساب آخرين. فالحد الأدنى للأجور يقلل من فرص العمل للشباب ويخلق البطالة. ويُفقد العمال فرص

التدريب في العمل التي كان من الممكن أن يتم دفعها من خلال تخفيض الأجور مقدماً، ولكنها كانت تؤدي إلى أجور أعلى في وقت لاحق. ويجب أن يدعم أسر الشباب الذين لا يستطيعون العثور على وظائف أو نظام الرعاية الاجتماعية (Kalenkoski, 2016).

كما خلص (Richards and Paudel 2024) إلى أن ارتفاع الحد الأدنى للأجور كان المصدر الأكثر أهمية لتضخم أسعار المواد الغذائية. فيما لا تؤثر سياسات الحد الأدنى للأجور على الاستثمار المحلي للشركات وفق دراسة (Gustafson and Kotter 2022)

### مشكلة البحث:

فعلى مدار عقود طويلة كان الحد الأدنى للأجور مثار جدل بين الحكومة ونقابات العمال في مصر، فقد شكّل تزايد معدلات الفقر أهمّ التحديات التي تعوق تحقيق أهداف سياسات سوق العمل ومن بينها سياسات الأجور. وقد قرّرت الحكومة المصرية تطبيق سياسة الحد الأدنى للأجور الشهرية، باعتبارها واحدة من أدوات السياسة العامة لتحقيق أهداف الحد من تزايد معدلات الفقر وتحقيق العدالة الاجتماعية (قناوي، ٢٠١٨).

واستمراراً لتراجع القيمة الحقيقية للأجور، وليس الحد الأدنى للأجور فحسب، نُشير إلى تراجع الأجور في موازنة العام ٢٠٢٤/٢٠٢٣ بنسبة تتجاوز ١٥%، بعد زيادتها بنسبة ٢٠% وارتفاع التضخم بنسبة ٣٥,٧%. وما يؤكّد التراجع العام لمستويات الأجور في مصر هو تراجع نصيب الأجور من الدخل القومي إلى ٢٥% في مقابل ٤٠% في العقد الماضي، وهو ما يعني زيادة اللامساواة بين العاملين بأجور وبين الدخل من الأرباح ومن ملكية الأصول سواء المالية أو غير المالية (بسيوني، ٢٠٢٣).

وعلى هذا النحو يتمّ طرح التساؤل الرئيس التالي: ما أثر الحد الأدنى للأجور على التشغيل في مصر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٣)؟

هدف البحث إلى: قياس أثر الحد الأدنى للأجور على التشغيل في مصر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٣).

أهمية البحث: يكتسب البحث أهميته عبر تناول أثر الحد الأدنى للأجور على التشغيل في مصر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٣). ولعل أحد أسباب الاهتمام المتزايد هو الإجماع المتزايد بين خبراء الاقتصاد وصناع السياسات على أن الحد الأدنى للأجور- إذا تم تحديده عند المستوى المناسب- قد يُساعد العمال ذوي الأجور المنخفضة دون الإضرار بنمو فرص العمل (Dickens, 2023).

فرضية البحث، وهي «يُوجد أثر سلبي للحد الأدنى للأجور على التشغيل في مصر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٣).

منهج البحث: يعتمد البحث على المنهج الاستنباطي عبر تحليل الدراسات السابقة ذات الصلة. كما يتم استخدام الأسلوب القياسي من خلال تقدير أثر الحد الأدنى للأجور على التشغيل في مصر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٣). ومن ثم يتم تقسيم البحث إلى قسمين، حيث يتناول الأول: أثر الحد الأدنى للأجور على التشغيل في الفكر النظري والدراسات التطبيقية. ويقيس القسم الثاني: أثر الحد الأدنى للأجور على التشغيل في مصر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٤) باستخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة ARDL. ثم نتائج البحث.

#### ١- الحد الأدنى للأجور في الفكر النظري والدراسات التطبيقية:

نظر السابقون إلى الحد الأدنى للأجور على أسس أخلاقية واجتماعية واقتصادية. باعتبار الهدف الشامل هو تعزيز الدخل وتحسين رفاهة العمال في الطرف الأدنى من السلم، مع الحد من التفاوت وتعزيز الشمول الاجتماعي (Piyaporn and GLabriel 2019).

وقد بيّنت النظرية الاقتصادية أن التأثير الكلي لزيادات الحد الأدنى للأجور على الناتج المحلي الإجمالي غامض. قد تؤدي زيادات الحد الأدنى للأجور إلى زيادة تكاليف العمالة وأسعار الإنتاج، وخفض أرباح الشركات وتدريب

الموظفين، وتُسبب تأثيرات سلبية على التوظيف وساعات العمل، وقد يؤدي كل ذلك إلى خفض الناتج المحلي الإجمالي. ومع ذلك، إذا أدت زيادات الحد الأدنى للأجور إلى زيادة أرباح العمال ذوي المهارات المنخفضة الذين يحتفظون بوظائفهم - وهؤلاء العمال لديهم ميل هامشي أعلى لاستهلاك دولار إضافي من الدخل مقارنة بأصحاب الشركات أو العمال ذوي المهارات المنخفضة الذين يفقدون وظائفهم - فإن زيادات الحد الأدنى للأجور ستؤدي إلى ارتفاع الناتج المحلي الإجمالي (Gindling 2024).

فيما تبين سياسة « النمو المدفوع بالأجور» أنه يمكن لتغيرات الأجور الحقيقية التأثير في نمو الإنتاجية. وهو ما أكدته دراسة (Naastepad 2006)، التي توصلت إلى أن زيادة الأجور الحقيقية بنسبة ١% تؤدي إلى زيادة إنتاجية العمل بمقدار ٠,٥٢% في هولندا.

وكذلك دراسة (Vergeer and Kleinknecht 2010) التي أكدت على أن الارتفاع بالأجور الحقيقية يؤدي إلى ارتفاع إنتاجية العمل خلال الفترة (١٩٦٠-٢٠٠٧) في مجموعة دول (OECD)، وانتهت إلى أن الزيادة السريعة في نمو الأجور الحقيقية أدت إلى نمو الإنتاجية.

وعليه، فإن تشريعات الحد الأدنى للأجور غالباً ما يتم تبريرها على أساس أنها تعزز أهداف الحكومة في المساواة والكفاءة. ويزعم المؤيدون أن إنشاء حد أدنى للأجور هو وسيلة فعالة لتعزيز دخول العمال ذوي المهارات المنخفضة وتحسين الكفاءة في ظل احتكاكات البحث وتحديد الأجور غير التنافسية في سوق العمل (Stigler 1964، 1946؛ Dube et al, 2016).

كما بينت دراسة (Pan et al 2022) أن الحد الأدنى المنخفض للأجور يمكن أن يعزز الرفاهة الاجتماعية، بافتراض تساوي الوزن لجميع الأفراد. ويحدث هذا لأن إدخال الحد الأدنى للأجور لديه القدرة على التخفيف من تشوهات سوق السلع الناشئة عن المنافسة غير الكاملة وتباين الشركات والدخول الحر. بالإضافة إلى ذلك، نوضح أن الحد الأدنى الأمثل للأجور يرتبط بشكل إيجابي

بشدة التفضيل للمنتجات المتميزة نسبة إلى العدد وحجم السكان، في حين يرتبط بشكل سلبي بدرجة حب التنوع وتكلفة الدخول والحد الأعلى لمتطلبات العمالة الهامشية.

فيما رأى معارضو الحد الأدنى للأجور أن أدوات السياسة الأخرى، ولا سيما ضريبة الدخل ونظام التحويلات، قد تكون أكثر ملاءمة لتحقيق أهداف المساواة والكفاءة بسبب الإمكانيات المترتبة على الحد الأدنى للأجور من الآثار السلبية على العمالة (Neumark 2018).

ووفق دراسة (Machin & Wilson 2004 Andreas (2008) فإن التأثيرات الاقتصادية للحد الأدنى للأجور في قطاع شديد التأثر بتشريعات الحد الأدنى للأجور، وهو قطاع دور الرعاية في المملكة المتحدة. وتُظهر النتائج وجود تأثيرات كبيرة على الأجور أدت لانخفاض العمالة. ومن ثم فإن رفع الحد الأدنى للأجور في البلدان النامية قد يؤدي إلى زيادة الفقر أو الحد منه، وذلك تبعاً لخصائص سوق العمل وفقاً لدراسة (Gindling 2024).

ومن ثم فإن تأثير الحد الأدنى للأجور على الأجور والعمالة - والفقر - يعتمد أيضاً على ما يحدث في القطاع غير الرسمي. فأكثر من نصف العمال في البلدان ذات الدخل المنخفض والمتوسط المنخفض يعملون في هذا القطاع، الذي لا يشمل تشريع الحد الأدنى للأجور. ومن الممكن أن يُخفف القطاع غير الرسمي الكبير من تأثير الحد الأدنى الأعلى للأجور على الفقر إذا وجد العمال الذين يفقدون وظائفهم أو لا يستطيعون العثور على وظائف في القطاع الرسمي نتيجة للزيادة عملاً في القطاع غير الرسمي - فحتى الأجور المنخفضة قد تكون أفضل من عدم وجود أجور على الإطلاق. ولكن التأثير قد يكون عكس ذلك تماماً بالنسبة لبعض العمال (Ham 2018).

النموذج القياسي، يتم في هذا البند قياس أثر الحد الأدنى للأجور على التشغيل في مصر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٣)، حيث يتم استخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة ARDL. وذلك كما يلي:

تحديد متغيرات النموذج، يُوضَّح الجدول رقم (١)، متغيرات البحث، كما يلي:

الجدول (١) ملخص تعريف المتغيرات

| مصدر البيانات                               | المتغير   | النموذج            |
|---|---|--------------------|
| الهيئة العامة للإحصاء                       | نسبة التشغيل إلى عدد السكان، ١٥<br>عاماً فأكثر (%)<br>EMPLO | المتغير التابع     |
|   | الحد الأدنى للأجور<br>M W                                   | المتغيرات المستقلة |
|   | معدل البطالة  |                    |
| قاعدة بيانات البنك<br>الدولي ووزارة المالية | معدل التضخم $In_{t,at}$                                     |                    |

المصدر: إعداد الباحثين.

وبالتالي فإن الشكل الرياضي للنموذج المراد تقديره يظهر كالتالي:

$$= + + (1)$$

وبإضافة المتغير العشوائي للمعادلة السابقة يُصبح النموذج قياسياً ويأخذ

الشكل التالي:

$$= + + ET (2)$$

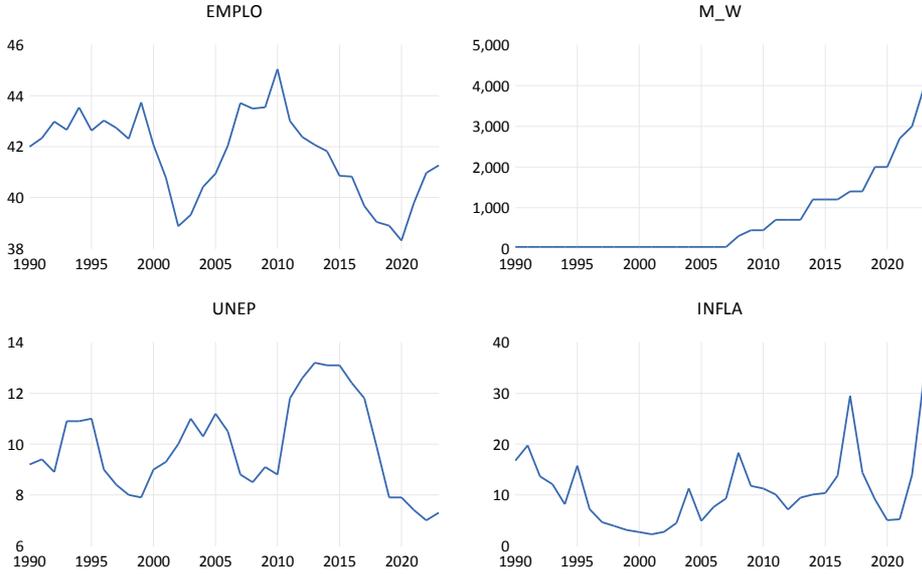
$$t=1,2,3,\dots,T$$

$ET$  حد الخطأ أو الخطأ العشوائي  $t$  = الفترة الزمنية  $T$  = عدد المشاهدات  $\infty$

الحد الثابت  $\beta$  = معاملات.

الرسم البياني، حيث يتضح من الشكل رقم (١) تطورات اتجاهات السلاسل الزمنية

لمتغيرات البحث خلال الفترة الزمنية (١٩٩٠-٢٠٢٣)،



شكل رقم (١) الرسم البياني لمتغيرات البحث

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام برنامج EViews 12..

اختبارات جذر الوحدة، ويوضح الجدول رقم (٢) أن جميع المتغيرات استقرت في الفرق الأولي للاختبار، وهي (نسبة التشغيل إلى عدد السكان، وقيمة الحد الأدنى للأجور ومعدل البطالة، ومعدل التضخم)، حيث إن قيمة المعنوية (P-value) أقل من ٥% مما يشير إلى قبول الفرض العدمي بعدم وجود جذر وحدة في السلاسل الزمنية للمتغيرات محل البحث، ورفض الفرض البديل القائل بوجود جذر وحدة بينهما.

### جدول رقم (٢) نتائج اختبار جذر الوحدة باستخدام ديكي فولر الموسع

| المتغير | فترة التباطؤ | قيمة إحصائية ADF المحسوبة | قيمة P-value | درجة التكامل | التعليق   |
|---------|--------------|---------------------------|--------------|--------------|---|
| EMPLO   | 0            | -4.919195                 | 0.0004       | I(1)         | تم اختبار السلسلة ولم تكن مستقرة في المستوى لتستقر في الفرق الأولي.   |
| MW      | 0            | -6.148137                 | 0.0001       | I(0)         | تم اختبار السلسلة وتبين أنها غير مستقرة في المستوى وتم أخذ الفرق الأولي مع وجود قاطع زمني لتصبح مستقرة في الفرق الأولي. |
| UNEP R  | 0            | -4.285134                 | 0.0021       | I(1)         | تم اختبار السلسلة ولم تكن مستقرة في المستوى لتستقر في الفرق الأولي.   |
|         | 0            | -3.200094                 | 0.0293       | I(0)         | تم اختبار السلسلة وقد تبين أنها مستقرة في المستوى.  |

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام برنامج EViews 12.

وعليه، فإنه لا توجد متغيرات متكاملة في الفرق الثاني، مما يعني إمكانية استخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة ARDL، كما يلي:

تقدير طريقة المربعات الصغرى العادية OLS، حيث يتبين أن معامل التفسير R-squared قد سجل نسبة منخفضة ٢٩٪. ومن ثم فإن المتغيرات المستقلة تُفسر ٢٩٪ من التغيرات التي تحدث في المتغير التابع، بينما تُعزى النسبة المتبقية ٧١٪ إلى متغيرات أخرى غير مدرجة في النموذج. ومن ثم فقد ظهرت قيمة الاحتمالية معنوية لكل من متغير (قيمة الحد الأدنى للأجور، والتضخم)، بينما لم تكن معنوية في بقية متغيرات النموذج (معدل البطالة UNEP\_R). وقد ظهر النموذج معنوياً حيث سجلت قيمة إحصائية فيشر F-statistic الاحتمالية ٤,١٢١٤٤٦ (F-statistic) وذلك بقيمة احتمالية معنوية (٠,٠١٤٦٣٦). فيما سجلت

قيمة Durbin-Watson stat (٠,٥٢٣٥٢٨) ممَّا يُشير إلى عدم احتمالية وجود مشكلة ارتباط تسلسلي بين الأخطاء، فيما تم التأكُّد من عدم وجود مشكلة ثبات التباين بين متغيرات البحث.

جدول رقم (٣) تقدير طريقة المربعات الصغرى العادية OLS

| Dependent Variable: EMPLO  |             |                       |             |        |
|----------------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| Method: Least Squares      |             |                       |             |        |
| Date: 11/09/24 Time: 16:19 |             |                       |             |        |
| Sample: 1990 2023          |             |                       |             |        |
| Included observations: 34  |             |                       |             |        |
| Variable                   | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
| M_W                        | -0.001046   | 0.000298              | -3.510125   | 0.0014 |
| UNEP                       | -0.175936   | 0.149639              | -1.175741   | 0.2489 |
| INFLA                      | 0.071640    | 0.040888              | 1.752095    | 0.0900 |
| C                          | 43.38651    | 1.548122              | 28.02525    | 0.0000 |
| R-squared                  | 0.291857    | Mean dependent var    | 41.67718    |        |
| Adjusted R-squared         | 0.221043    | S.D. dependent var    | 1.674302    |        |
| S.E. of regression         | 1.477714    | Akaike info criterion | 3.729001    |        |
| Sum squared resid          | 65.50919    | Schwarz criterion     | 3.908573    |        |
| Log likelihood             | -59.39302   | Hannan-Quinn criter.  | 3.790240    |        |
| F-statistic                | 4.121446    | Durbin-Watson stat    | 0.523528    |        |
| Prob(F-statistic)          | 0.014636    |                       |             |        |

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام برنامج 12 EViews..

اختيار فترات الإبطاء، يوضِّح الجدول رقم (٤) أن فترات الإبطاء في النموذج تمثَّلت في فترتين فقط. أي: أن النموذج مع اختيار فترتي إبطاء هو الأكثر ملاءمة لتحليل المتغيرات المدروسة (نسبة التشغيل إلى عدد السكان، قيمة الحد الأدنى للأجور، معدَّل البطالة، معدَّل التضخُّم) حيث قد يُعطي توقُّعات وتحليلات دقيقة للبيانات المتاحة.

### الجدول رقم (٤) اختيار فترات الإبطاء

| VAR Lag Order Selection Criteria           |           |           |           |           |           |           |
|--|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Endogenous variables: EMPLO M_W UNEP INFLA |           |           |           |           |           |           |
| Exogenous variables: C                     |           |           |           |           |           |           |
| Date: 11/09/24 Time: 16:24                 |           |           |           |           |           |           |
| Sample: 1990 2023                          |           |           |           |           |           |           |
| Included observations: 32                  |           |           |           |           |           |           |
| Lag  | LogL      | LR        | FPE       | AIC       | SC        | HQ        |
| 0  | -488.0253 | NA        | 2.66e+08  | 30.75158  | 30.93480  | 30.81231  |
| 1  | -388.8158 | 167.4159  | 1483339.  | 25.55099  | 26.46708* | 25.85465  |
| 2  | -366.2928 | 32.37694* | 1039344.* | 25.14330* | 26.79225  | 25.68988* |

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام برنامج EViews 12..

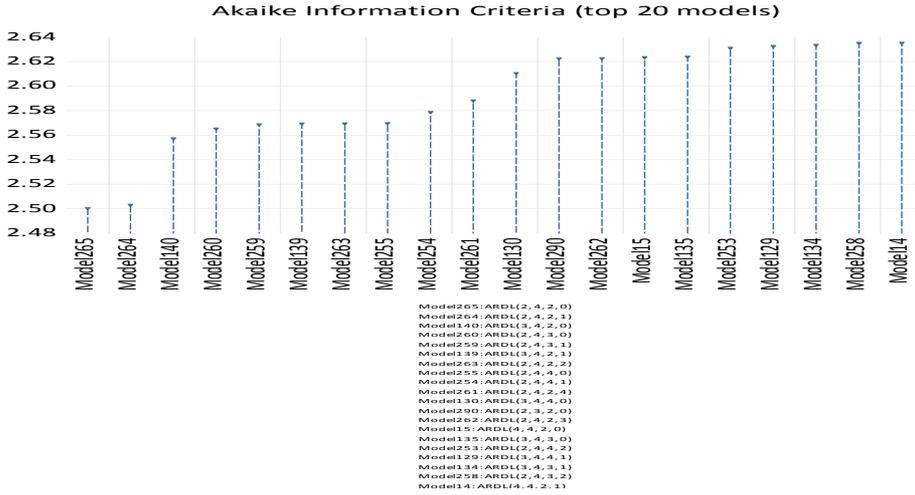
تقدير نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة ARDL، فقد ظهرت نتائج التقدير كالتالي، حيث تبين أن قيمة R-squared سجّلت ٠.٨٩١٨٦٧، ممّا يُشير إلى قوة تفسيرية كبيرة للمتغيرات المستقلة المختارة في تفسير التغيرات التي تحدث في المتغير التابع، وهو معدّل الفقر. كما أن النموذج من ناحية اختبار فيشر جاء معنوياً (F-statistic) والتي سجّلت (١٣,٤٩٦٥٦)، بمستوى معنوية ٠.٠٠٠٠٠٠٢.

جدول رقم (٥) تقدير نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة ARDL

| Dependent Variable: EMPLO                              |             |                       |             |          |
|--|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| Method: ARDL   |             |                       |             |          |
| Date: 11/09/24 Time: 16:24                             |             |                       |             |          |
| Sample (adjusted): 1994 2023                           |             |                       |             |          |
| Included observations: 30 after adjustments            |             |                       |             |          |
| Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)        |             |                       |             |          |
| Model selection method: Akaike info criterion (AIC)    |             |                       |             |          |
| Dynamic regressors (4 lags, automatic): M_W UNEP INFLA |             |                       |             |          |
| Fixed regressors: C                                    |             |                       |             |          |
| Number of models evaluated: 500                        |             |                       |             |          |
| Selected Model: ARDL(2, 4, 2, 0)                       |             |                       |             |          |
| Variable   | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.*   |
| EMPLO(-1)  | 1.045316    | 0.208829              | 5.005597    | 0.0001   |
| EMPLO(-2)  | -0.389057   | 0.185406              | -2.098405   | 0.0502   |
| M_W  | 0.001263    | 0.001082              | 1.167031    | 0.2584   |
| M_W(-1)  | 0.001835    | 0.001192              | 1.540156    | 0.1409   |
| M_W(-2)  | 0.000776    | 0.001415              | 0.548474    | 0.5901   |
| M_W(-3)  | -0.003152   | 0.001339              | -2.354410   | 0.0301   |
| M_W(-4)  | -0.003179   | 0.001645              | -1.932954   | 0.0691   |
| UNEP   | -0.783909   | 0.170432              | -4.599542   | 0.0002   |
| UNEP(-1)   | 1.062406    | 0.253020              | 4.198903    | 0.0005   |
| UNEP(-2)   | -0.367703   | 0.171529              | -2.143684   | 0.0460   |
| INFLA  | -0.013780   | 0.028500              | -0.483515   | 0.6346   |
| C  | 15.38982    | 4.979548              | 3.090605    | 0.0063   |
| R-squared  | 0.891867    | Mean dependent var    |             | 41.56817 |
| Adjusted R-squared                                     | 0.825786    | S.D. dependent var    |             | 1.751306 |
| S.E. of regression                                     | 0.730977    | Akaike info criterion |             | 2.500304 |
| Sum squared resid                                      | 9.617880    | Schwarz criterion     |             | 3.060783 |
| Log likelihood   | -25.50455   | Hannan-Quinn criter.  |             | 2.679606 |
| F-statistic  | 13.49656    | Durbin-Watson stat    |             | 2.352202 |
| Prob(F-statistic)                                      | 0.000002    |                       |             |          |

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام برنامج EViews 12.

## شكل رقم (٢) اختبار المفاضلة بين فترات الإبطاء



المصدر: إعداد الباحثين باستخدام برنامج EViews 12.

ويُظهر الجدول رقم (٦) قيمة F-static، التي تُساوي (٣,٦٤٩٨٤٣) وهي أعلى من القيمة الجدولية عند مستوى معنوية ٢,٥ ٪، و١٠ ٪ وبفترتي إبطاء - بينما لا يتحقق ذلك التكامل عند مستوى المعنوية عند ١٠ ٪- أي: أنها أعلى من الحد الأدنى للقيمة الحرجة. وهو ما يعني رفض فرض العدم القائل: بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات وقبول الفرض البديل القائل: بوجود تكامل مشترك بين المتغيرات محل البحث.

أي: أن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات البحث. ومن ثم فالتكامل المشترك كأسلوب اقتصاد قياسي يُقدّر العلاقة طويلة المدى بين سلسلتين زمنيتين أو أكثر. ويتم استخدامه لتحديد طبيعة العلاقة، حيث تتحرك السلاسل الزمنية معاً بمرور الوقت. ويعتمد التكامل المشترك على فكرة أن بعض السلاسل الزمنية تكون «متكاملة» أو غير ثابتة، ممّا يعني أن لديها اتجاهها أو عنصراً آخر غير عشوائي يُؤدّي إلى تحركها بمرور الوقت. وهو ما يُشير إلى التغيرات التي تحدث في المتغيرات المستقلة محل البحث (قيمة الحد الأدنى للأجور، ومعدّل البطالة، ومعدّل التضخم) هي المسؤولة عن التغيرات التي تحدث في المتغير التابع، وهو نسبة التشغيل إلى عدد السكان.

وفي عبارة أخرى، فإن تصاحب السلاسل الزمنية محل البحث حيث تؤدي التقلبات في إحداها لإنهاء التقلبات في السلسلة الأخرى، وهذا يعني أنه يمكن أنهما تكونان ساكنتين أو مستقرتين مثل العلاقة طويلة الأجل بين مجموعة المتغيرات، وتعتبر مفيدة في التنبؤ بقيم المتغير التابع بدلالة المتغير المستقل أو مجموع المتغيرات المستقلة.

جدول رقم (٦) نتائج اختبار الحدود للتكامل المشترك Bound test

| قيمة F المحسوبة | القيم الحرجة        | مستوى المعنوية 10% | مستوى معنوية 5% | مستوى معنوية ٢,٥% | مستوى المعنوية 1% |
|-----------------|---------------------|--------------------|-----------------|-------------------|-------------------|
|                 | الحد الأدنى<br>I(0) | ٢,٣٧               | ٢,٧٩            | ٣,١٥              | 3.65              |
| (٣,٦٤٩٨٤3)      | الحد الأعلى<br>I(1) | ٣,٢                | ٣,٦٧            | ٤,٠٨              | ٤,٦٦              |

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام برنامج EViews 12 .

ويأخذ شكل المعادلة ما يلي:

$$EC = EMPLO - (-0.0071 * M\_W - 0.2595 * UNEP - 0.0401 * INFLA + 44.7715)$$

ويُلخّص الجدول رقم (١٠) أثر المتغيرات المستقلة على المتغير التابع في الأجل الطويل، حيث يتبين ما يلي:

يتبين من الإشارة السالبة للمعامل الخاص بمتغير قيمة الحد الأدنى للأجور M\_W أنه يوجد علاقة سالبة (علاقة عكسية)، حيث كان معامل الانحدار -٠,٠٠٧١٤٦. وهو يتضمّن أن متغير الحد الأدنى للأجور إذا تزايد بوحدة واحدة سوف تؤدي إلى نفس التشغيل بمقدار ٠,٠٠٧ وحدة. وكانت قيمة احتمالية هذا المتغير معنوية حيث سجّلت (٠,٠٠٧٥) وهي أقل من ٥٪.

يتبين من الإشارة السالبة للمعامل الخاص بمتغير معدّل البطالة UNEP\_R أنه يوجد علاقة سالبة (علاقة عكسية)، حيث كان معامل الانحدار -٠,٢٥٩٥١٧.

وهو يتضمّن أن متغير البطالة إذا تزايد بوحدة واحدة يُؤدّي إلى نفس التشغيل بمقدار ٠,٢٥ وحدة. فيما لم يكن قيمة احتمالية هذا المتغير معنوية حيث سجّلت (٠,٤٢٦٢). وهي أكبر من ٥٪.

يتبيّن من الإشارة السالبة للمعامل الخاص بمعدل التضخّم INFLA أن هناك علاقة سالبة (علاقة عكسية) بين معدّل التضخّم ونسبة التشغيل إلى عدد السكان، حيث تبلغ قيمة المعلمة -٠,٠٤٠٠٨٩ عند مستوى معنوية ٥٪ بدرجة ثقة ٩٥٪، وتبيّن تلك المعلمة INFLAT أن زيادة قيمتها بمقدار وحدة واحدة تُؤدّي إلى خفض نسبة التشغيل إلى عدد السكان بـ ٠,٠٤ وحدة. فيما لم يكن قيمة احتمالية هذا المتغير معنوية حيث سجّلت (٠,٦٥٣٠)، وهي أكبر من ٥٪..

وعليه، تظهر علاقة عكسية في الأجل الطويل بين كافة متغيرات النموذج والمتغير التابع، ومن ثمّ فإنّ متغيرات (معدل البطالة، والتضخّم) ليس لها تأثير معنوي إحصائي على المتغير التابع في الأجل الطويل، فيما كان متغير الحد الأدنى للأجور ذا دلالة معنوية عند ٠,٠٠٧٥، وهي أقل من ٥٪.

#### جدول رقم (٧) نتائج تقدير الانحدار الذاتي في الأجل الطويل

| Levels Equation                          |             |            |             |        |
|--|-------------|------------|-------------|--------|
| Case 2: Restricted Constant and No Trend |             |            |             |        |
| Variable                                 | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.  |
| M_W                                      | -0.007146   | 0.002372   | -3.012272   | 0.0075 |
| UNEP                                     | -0.259517   | 0.318780   | -0.814094   | 0.4262 |
| INFLA                                    | -0.040089   | 0.087674   | -0.457254   | 0.6530 |
| C  | 44.77146    | 3.164866   | 14.14640    | 0.0000 |

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام برنامج EViews 12.

ومن ثمّ يُمكن تفسير النتائج من الناحية الاقتصادية، حيث التحديد الإداري للأجور وعدم تركها لقوى العرض والطلب، بالإضافة إلى ضعف الأجور الحقيقي في مصر وعدم القدرة على السيطرة على التضخّم، بالإضافة إلى أن معدّل البطالة يُسجّل في الغالب رقمين. وقد شهدت تطوُّراً في سوق العمل المصري، حيث تزايد متوسط الأجر النقدي الأسبوعي لمنشآت القطاعين العام والخاص

خلال فترة البحث من ٥٥ جنيهاً في الأسبوع عام ١٩٩٠ إلى ١٠٥٣ جنيهاً عام ٢٠٢٢، ممّا يُشير إلى تضاعفه بمقدار ١٩ ضعفاً خلال ثلاثة عقود.

وعلى صعيد الحد الأدنى للأجور، فبعد غياب عقود طويلة أدرك صانعو السياسات الاقتصادية أهميته وقامت برفع هذا الحد الأدنى للأجر الحكومي خلال العقد الماضي في عام ٢٠١٢ حيث تم تحديده عند ٧٠٠ جنيه ليتزايد إلى ١٢٠٠ عام ٢٠١٤، واستمرّ عدة سنوات على هذه القيمة حتى تم زيادته إلى ٢٠٠٠ جنيه عام ٢٠١٩. كما تم رفعه إلى ٢٤٠٠ و ٢٧٠٠ عامي ٢٠٢١ و ٢٠٢٢ على التوالي. كما تم الإعلان في مارس ٢٠٢٣ عن زيادة الحد الأدنى للعاملين بالحكومة إلى ٣٦٠٠ جنيهاً. وقد أعلن مجلس الوزراء عن رفع الحد الأدنى للأجور إلى ٤٠٠٠ مع بداية نوفمبر ٢٠٢٣، ثم ما لبث أن أعلن في فبراير ٢٠٢٤ عن زيادته إلى ٦٠٠٠ جنيه مصري بدءاً من مارس ٢٠٢٤. وفي ٢٦ من أكتوبر عام ٢٠٢٢ تم زيادة الحد الأدنى للقطاع الخاص إلى ٣٠٠٠ جنيه مصري، وذلك مقابل ٢٧٠٠ جنيه للقطاع الخاص يبدأ العمل بها في يناير ٢٠٢٣ (مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار، ٢٠٢٢). وفي نوفمبر ٢٠٢٣ قرّر المجلس القومي للأجور زيادة الحد الأدنى لرواتب العاملين في القطاع الخاص إلى ٣٥٠٠ جنيه بدلاً من ٣٠٠٠ جنيه، على أن يتمّ التطبيق اعتباراً من يناير ٢٠٢٤.

وإذا كانت السلاسل الزمنية غير ساكنة، كلُّ على حدة، ولكنهما تتصفان بخاصية التكامل المشترك كمجموعة فإن النموذج الأكثر ملاءمة لتقدير العلاقة بينهم هو نموذج تصحيح الخطأ ( Error Correction Model ECM). ويأخذ نموذج تصحيح الخطأ في الاعتبار كلاً من العلاقة طويلة الأجل (وذلك باحتوائها على متغيرات ذات فجوة زمنية Lagged Variables) والعلاقة قصيرة الأجل (وذلك بإدراجها فوارق السلاسل الزمنية).

وتُشير نتائج نموذج تصحيح الخطأ ECM في الجدول رقم (١١) إلى إمكانية تصحيح الأخطاء قصيرة الأجل للعودة إلى الوضع التوازني طويل الأجل، ونظراً لأن حدّ تصحيح الخطأ معنوي عند مستوى معنوية ٥٪، كما أنه ظهر بإشارة سالبة، ممّا يؤكّد وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل، فالنسبة للنموذج الأول

بلغت ECT (-0.082675)، وبهذا فإن أي صدمة قصيرة الأجل سوف يتم تصحيحها خلال أقل من شهر تقريباً. مع الإشارة إلى أنه من المعروف أن تأثير الصدمة مؤقت فقط إذا كانت الصدمة نفسها مؤقتة، بحيث يمكن أن يتغير أحد المتغيرات المضرة أو المستقلة أو المتغير إلى وضع مستقر. أما إذا استمرت الصدمة، فستظل آثارها على معدل الفقر قائمة، ولن يكون هناك توازن طويل الأجل إلا بتغير في العوامل الأساسية.

جدول (٨) نتائج نموذج تصحيح الخطأ ARDL Error Correction Regression

|  |            |        |         |          |
|--|------------|--------|---------|----------|
| Vector Error Correction Estimates            |            |        |         |          |
| Date: 11/09/24 Time: 17:02                   |            |        |         |          |
| Sample (adjusted): 1993 2023                 |            |        |         |          |
| Included observations: 31 after adjustments  |            |        |         |          |
| Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ] |            |        |         |          |
| Cointegrating Eq:                            | CointEq1   |        |         |          |
| EMPLO(-1)                                    | 1.000000   |        |         |          |
| M_W(-1)                                      | 0.010222   |        |         |          |
|  | (0.00149)  |        |         |          |
|  | [ 6.85258] |        |         |          |
| UNEP(-1)                                     | 0.188153   |        |         |          |
|  | (0.40257)  |        |         |          |
|  | [ 0.46738] |        |         |          |
|  |            |        |         |          |
| INFLA(-1)                                    | -0.393993  |        |         |          |
|  | (0.13190)  |        |         |          |
|  | [-2.98702] |        |         |          |
| C  | -46.39013  |        |         |          |
| Error Correction:                            | D(EMPLO)   | D(M_W) | D(UNEP) | D(INFLA) |

|              |            |            |            |            |
|--------------|------------|------------|------------|------------|
| CointEq1     | -0.082675  | 38.03310   | -0.046307  | 0.910506   |
|              | (0.06657)  | (9.31651)  | (0.06916)  | (0.34350)  |
|              | [-1.24195] | [ 4.08233] | [-0.66952] | [ 2.65067] |
| D(EMPLO(-1)) | 0.327133   | 24.68854   | 0.291882   | 2.686490   |
|              | (0.24426)  | (34.1848)  | (0.25378)  | (1.26039)  |
|              | [ 1.33929] | [ 0.72221] | [ 1.15013] | [ 2.13147] |
| D(EMPLO(-2)) | -0.204787  | 31.85192   | 0.078775   | -0.082504  |
|              | (0.27392)  | (38.3362)  | (0.28460)  | (1.41346)  |
|              | [-0.74761] | [ 0.83086] | [ 0.27679] | [-0.05837] |
| D(M_W(-1))   | 0.002142   | -0.887831  | 0.001262   | -0.020626  |
|              | (0.00205)  | (0.28626)  | (0.00213)  | (0.01055)  |
|              | [ 1.04738] | [-3.10147] | [ 0.59381] | [-1.95424] |
| D(M_W(-2))   | 0.002951   | -0.087885  | 0.001162   | -0.008940  |
|              | (0.00195)  | (0.27316)  | (0.00203)  | (0.01007)  |
|              | [ 1.51174] | [-0.32174] | [ 0.57317] | [-0.88767] |
| D(UNEP(-1))  | 0.289986   | -14.15309  | 0.267392   | 1.408662   |
|              | (0.24330)  | (34.0508)  | (0.25279)  | (1.25545)  |
|              | [ 1.19188] | [-0.41565] | [ 1.05778] | [ 1.12203] |
| D(UNEP(-2))  | -0.307325  | -36.46923  | 0.206193   | 0.670304   |
|              | (0.25169)  | (35.2241)  | (0.26150)  | (1.29871)  |
|              | [-1.22107] | [-1.03535] | [ 0.78851] | [ 0.51613] |
| D(INFLA(-1)) | -0.003843  | 6.648065   | -0.038814  | 0.063706   |
|              | (0.03878)  | (5.42702)  | (0.04029)  | (0.20009)  |
|              | [-0.09909] | [ 1.22499] | [-0.96339] | [ 0.31838] |
| D(INFLA(-2)) | 0.008173   | 9.735228   | -0.052154  | 0.084339   |
|              | (0.03945)  | (5.52055)  | (0.04098)  | (0.20354)  |
|              | [ 0.20721] | [ 1.76345] | [-1.27256] | [ 0.41436] |
| C            | -0.507269  | 225.4025   | -0.247788  | 3.698815   |
|              | (0.39498)  | (55.2783)  | (0.41038)  | (2.03811)  |

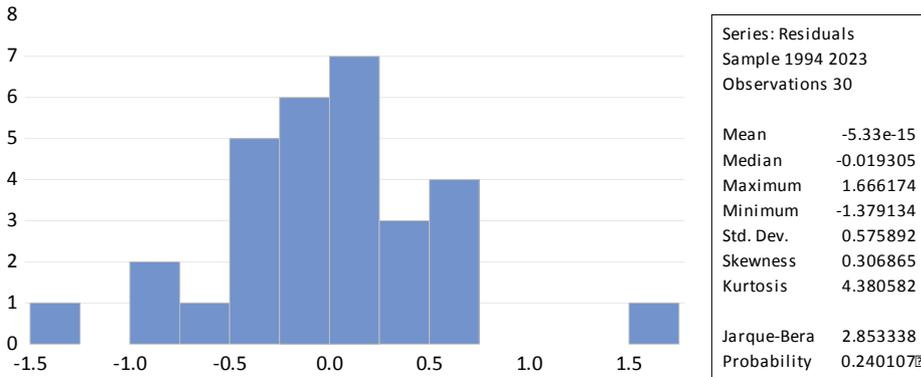
|   |            |            |            |            |
|---|------------|------------|------------|------------|
|   | [-1.28430] | [ 4.07760] | [-0.60381] | [ 1.81482] |
| R-squared                               | 0.202547   | 0.737171   | 0.231795   | 0.516955   |
| Adj. R-squared                          | -0.139219  | 0.624530   | -0.097436  | 0.309935   |
| Sum sq. resids                          | 25.21849   | 493950.6   | 27.22320   | 671.4763   |
| S.E. equation                           | 1.095847   | 153.3671   | 1.138570   | 5.654649   |
| F-statistic                             | 0.592648   | 6.544427   | 0.704051   | 2.497130   |
| Log likelihood                          | -40.78774  | -193.9683  | -41.97337  | -91.65721  |
| Akaike AIC                              | 3.276628   | 13.15924   | 3.353121   | 6.558530   |
| Schwarz SC                              | 3.739205   | 13.62182   | 3.815697   | 7.021106   |
| Mean dependent                          | -0.055516  | 127.9032   | -0.051613  | 0.653141   |
| S.D. dependent                          | 1.026706   | 250.2905   | 1.086852   | 6.807078   |
| Determinant resid covariance (dof adj.) |            | 673091.0   |            |            |
| Determinant resid covariance            |            | 141743.8   |            |            |
| Log likelihood                          |            | -359.8059  |            |            |
| Akaike information criterion            |            | 26.05199   |            |            |
| Schwarz criterion                       |            | 28.08733   |            |            |
| Number of coefficients                  |            | 44         |            |            |

المصدر: إعداد الباحثان باستخدام برنامج EViews 12.

#### الاختبارات التشخيصية لجودة النموذج:

التوزيع الطبيعي: يُبين الشكل البياني رقم (٢) أن النموذج المقدر يتبع التوزيع الطبيعي، إضافة إلى ذلك نتائج اختبار (Jarque-Bera) التي جاءت القيمة الاحتمالية له بنسبة (٠,٢٤) أكبر عند مستوى ١% ومنه يُمكن قبول الفرض الذي ينصُّ على أن البواقي تتوزع توزيعاً طبيعياً.

شكل رقم (٢) نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للنموذج



المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج EViews 12.

اختبار ثبات التباين: تُوجد عدة اختبارات للكشف عن مشكلة اختلاف التباين، حيث استعان الباحث باختباري (Breusch-Pagan-Godfrey) و (White) لهذه البحث، حيث سجّل مستوى المعنوية (٠,٣٥) وهي أعلى من مستوى الدلالة ٥% في اختبار ARCH بينما هي أعلى عند مستوى ١% في اختبار Breusch-Pagan-Godfrey. وبالتالي فإن فرضية وجود ارتباط تسلسلي في سلسلة البواقي تم رفضها، كما أن القيم المحسوبة لمضاعف لاجرانج (LM) جاءت أقل من القيم الحرجة البالغة قيمتها (٢,١١٤٣١٢).

جدول رقم (٩) نتائج اختبار ثبات التباين

| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:            |          |                     |        |
|--|----------|---------------------|--------|
| Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags |          |                     |        |
| F-statistic  | 1.114227 | Prob. F(٢,١٦)       | 0.3523 |
| Obs*R-squared  | 3.667543 | Prob. Chi-Square(٢) | 0.1598 |

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام برنامج EViews 12.

وعلى صعيد اختبار عدم التجانس، فقد سجّلت قيمة الاحتمالية (٠,٦٠)، وهي أعلى من مستوى المعنوية عند ٥%، بما يعني عدم وجود مشكلة عدم التجانس في النموذج.

### جدول رقم (١٠) نتائج اختبار عدم التجانس Breusch-Pagan-Godfrey

| Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey |          |                      |        |
|--|----------|----------------------|--------|
| Null hypothesis: Homoskedasticity              |          |                      |        |
| F-statistic                                    | 0.841910 | Prob. F(11,18)       | 0.6049 |
| Obs*R-squared                                  | 10.19149 | Prob. Chi-Square(11) | 0.5132 |
| Scaled explained SS                            | 6.201571 | Prob. Chi-Square(11) | 0.8596 |

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج EViews 12.

ومن خلال اختبار عدم التجانس ل ARCH فقد تبين أن مستوى الاحتمالية هو ٠,٢٠، وهو أكبر من ٥٪، مما يعني خلو النموذج من المشكلات الخاصة بالتجانس.

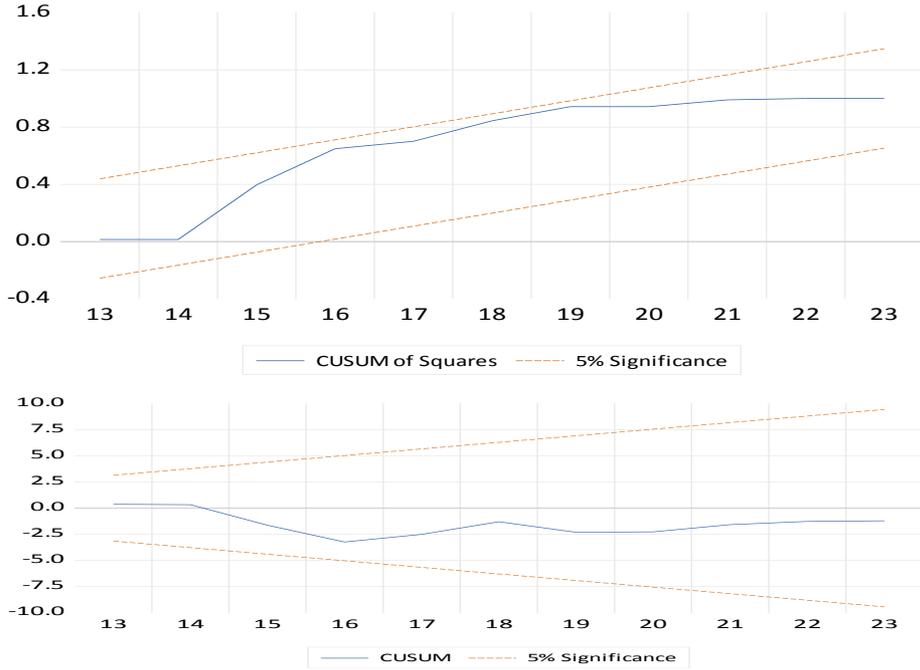
### جدول رقم (١١) نتائج اختبار عدم التجانس Heteroskedasticity Test: ARCH

| Heteroskedasticity Test: ARCH |          |                     |        |
|-------------------------------|----------|---------------------|--------|
| F-statistic                   | 1.661699 | Prob. F(1,27)       | 0.2083 |
| Obs*R-squared                 | 1.681312 | Prob. Chi-Square(1) | 0.1948 |

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج EViews 12.

اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج: يتضح من خلال الشكل رقم (٤) أن المعاملات المقدرة للنموذج المستخدم مستقر هيكلياً عبر الفترة محل البحث، مما يؤكد وجود استقرار بين متغيرات البحث وانسجام في النموذج، حيث وقع الشكل البياني لإحصاء الاختبارين المذكورين لهذا النموذج داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية ٥٪.

شكل رقم (٤) اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج



المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج EViews. 12

## النتائج:

هدف البحث الحالي إلى تقدير أثر الحد الأدنى للأجور على التشغيل في مصر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٣). وعبر المنهج القياسي المعتمد على نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة ARDL، فقد تبين ما يلي:

استقرار النموذج وجودته من حيث الاختبارات التشخيصية.

وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع.

أظهر البحث وجود أثر سلبي (علاقة عكسية)، بين قيمة الحد الأدنى للأجور ونسبة التشغيل إلى عدد السكان في مصر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٣).

أظهر البحث وجود أثر سلبي (علاقة عكسية)، بين معدّل البطالة ونسبة التشغيل إلى عدد السكان في مصر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٣).

أظهر البحث وجود أثر سلبي (علاقة عكسية)، بين معدّل التضخم ونسبة التشغيل إلى عدد السكان في مصر خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٣).

أشارت نتائج نموذج تصحيح الخطأ ECM إلى إمكانية تصحيح الأخطاء قصيرة الأجل للعودة إلى الوضع التوازني طويل الأجل، ونظراً لأن حد تصحيح الخطأ معنوي عند مستوى معنوية ٥٪، كما أنه ظهر بإشارة سالبة، مما يؤكد وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل، فالنسبة للنموذج الأول بلغت ECT (٠,٠٨٢٦٧٥-)، وبهذا فإن أي صدمة قصيرة الأجل سوف يتم تصحيحها خلال أقل من شهر تقريباً.

## قائمة المراجع:

١. بسيوني، م. (٢٠٢٢). معضلة تطبيق الحد الأدنى للأجور في مصر. <https://alsifr.org/minimum-wages>
٢. عاشي، أ. (٢٠١٤). الحد الأدنى للأجور في البلدان العربية. يناير. <https://arab-countries-in-2014/carnegieendowment.org/posts/need-of-minimum-wage-reform?lang=ar>
٣. قناوي، ع م. (٢٠١٨). أثر سياسة الحد الأدنى للأجور على الإنفاق الاستهلاكي والفقير في مصر. التجارة والتمويل. ٣٨ (٤) ، ٣٣٧-٣٦٨. Doi: ٢١٦٠٨، ١٠، ١٢٦٣٢٠.caf/٢٠١٨.
٤. محمد، ح. ح. (٢٠١٨). استهداف الأجور كآلية لزيادة إنتاجية العمل والحد من البطالة في مصر. مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية، مج. ٢٠، ع. ١، ص ص ٣٧-٧٠.
5. Andreas, G.(2008). "Efficiency Wages and the Economic Effects of the Minimum Wage: Evidence from a Low-Wage Labour Market," CEP Discussion Papers dp0857, Centre for Economic Performance.
6. Basu,R and Tateno,Y,(2013). Minimum wage policies to boost inclusive growth Macroeconomic Policy and Development Division, United Nations Economic and Social Commission for Asia and the Pacific, no16 August.
7. Bhorat Haroon, Ravi Kanbur and Natasha Mayet,(2013). The impact of sectoral minimum wage Laws on Employment, wages, and hours of work in South Africa. IZA Journal of Labor & Development, Vol 2, No1, p22.
8. David W. Berger & Kyle F. Herkenhoff & Simon Mongey, )2022(. "Minimum Wages, Efficiency and Welfare," Opportunity and Inclusive Growth Institute Working Papers 058, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

9. Dickens, R. (2023). How are Minimum Wages set? IZA World of Labor 2023: 211 doi: 10.15185/izawol. 211.v2
10. Engborn, J.,and Moser, C.(2022). “Earnings Inequality and Minimum Wage: Evidence from Brazil” American Economic Review 112:12. pp3903-3847.
11. Gindling, T. (2024). Does increasing the Minimum Wage reduce Poverty In Developing Countries? IZA World of Labor: 30 doi: 10.15185/izawol.30. v3.
12. Gustafson, M and Kotter, J D.,(2022). Higher Minimum Wages Reduce Capital Expenditures (March 18, 2022). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2914598> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2914598> .
13. Ham, A.(2018). “The consequences of legal minimum wages in Honduras.” World Development 102. Pp 135–157.
14. Joseph J Sabi, (2015). Do Minimum Wages Stimulate Productivity and Growth?IZA,World of Labour, December,p9.<http://www.journals.uchicago.edu/toc/jpe/2015/123/2>
15. Kalenkoski, C.(2016). The effects of minimum wages on youth employment and income. IZA World of Labor.243 Doi: 10.15185/izawol.243.
16. Machin, S., & Wilson, J. (2004). Minimum Wages in a Low-Wage Labour Market: Care Homes in the UK. The Economic Journal, 114(494), C102–C109. <http://www.jstor.org/stable/3590311>
17. Naastepad, R. (2006).Technology, Demand and Distribution: accumulative growth model with an application to productivity slowdown, Cambridge Journal of Economics, vol, 30, No 3.
18. Neumark, D.(2018). Employment effects of Minimum Wages. IZA World of Labor: 6 doi: 10.15185/izawol.6.v2.

19. Pan, Rui and Zeng, Dao-Zhi. (2022). Goods-Market Desirability of Minimum Wages. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4088010> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4088010> .
20. Piyaporn, S and Gabriel, S. (2019). Does a Minimum Wage Help Workers? IMF. <https://www.imf.org/en/Publications/fandd/issues/2019/03/does-a-minimum-wage-help-workers-basics>.
21. Richards, Timothy J. and Paudel, Ujjwol.(2024).Minimum Wages and Pass-Through (May 19, 2024). Kilts Center at Chicago Booth Marketing Data Center Paper Forthcoming, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4833521> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4833521> .
22. UNDP. (2021). Implications of Minimum Wage Policies for Labor Markets with High Informality and Frictions. <https://www.undp.org/latin-america/publications/implications-minimum-> .
23. Valentine, T. (1996). The Minimum Wage Debate: Politically Correct Economics? The Economic and Labour Relations Review, 7(2), 188–197. doi:10.1177/103530469600700202.
24. Vergeer, R, And A, Kleinknecht. (2010). The impact of labour Market Deregulation on Productivity: a panel data Analysis of 19 OECD countries (1960-2004), Journal of Post Keynesian Economics, No 33.
25. Ximena, D Ca, Nguyen, HA and Choon Wang L,(2012). Does the Minimum Wage affect Employment? Evidencefrom The manufacturing sector In Indonesia, Policy Research Working Paper, No6147, Washington, D.C.: World Bank.