2021

مدى تحقق قانون أوكن في الاقتصاد المصري خلال الفترة (1990 - 2019)

"دراسة تحليلية قياسية"

د. علي عبد الوهاب نجا

أستاذ الاقتصاد

كلية الدراسات الاقتصادية والعلوم السياسية – جامعة الإسكندرية

عميد المعهد العالي للعلوم الإدارية المتقدمة والحاسبات بالبحيرة

د. شيرين عادل حسن نصير

أستاذ الاقتصاد المساعد ووكيل الكلية للدراسات العليا والبحوث

كلية الدراسات الاقتصادية والعلوم السياسية – جامعة الإسكندرية

ملخص

يهدف البحث تحليل وقياس العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة، ومن ثم التحقق من مدى انطباق قانون أوكن في الاقتصاد المصري خلال الفترة (1990–2019). وذلك من خلال دراسة العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة في الأدب الاقتصادي، وتطورهما في الاقتصاد المصري خلال فترة الدراسة، ثم من خلال النموذج القياسي الذي يعتمد على أسلوب التكامل المشترك، وباستخدام نموذج (ARDL) ونموذج (ECM) يتم قياس العلاقة بينهما في كل من الأجل الطويل والأجل القصير.

توضح نتائج القياس بالأجل الطويل وجود علاقة تكامل مشترك بين معدل نمو الناتج المحلي والبطالة وفقاً لنموذج الفروق، الأمر الذي يؤكد على تحقق قانون أوكن وأن قيمة معامل أوكن كانت –0.44، أي أن زيادة الناتج المحلي بنسبة 1% يؤدي لانخفاض معدل البطالة بنسبة 0.44%. بينما لم يتحقق قانون أوكن وفقاً لنموذج الفجوة. أما في الأجل القصير كانت قيمة معامل أوكن –0.11 في نموذج الفروق، –0.35 في نموذج الفجوة. الأمر الذي يؤكد على تحقق قانون أوكن وبخاصة في الأجل القصير، وإن كانت القدرة التفسيرية للنموذجين متوسطة، مما يؤكد على وجود أنواع أخرى من البطالة خلاف البطالة الدورية التي يعاني منها الاقتصاد المصري.

الكلمات المفتاحية: قانون أوكن، البطالة، النمو الاقتصادي، معدل البطالة الطبيعي، الناتج المحتمل، مصر.

Abstract

The research aims to analyze and estimate the relationship between economic growth and unemployment in Egypt for the period (1990-2019). Furthermore, the validity of Okun's law is examined in the Egyptian economy. To achieve the research's aims, the relationship between economic growth and unemployment is examined in the literature, and the development of this relationship in the Egyptian economy is analyzed over the period of the study. Finally, the effect of economic growth on the unemployment is estimated using the co-integration approach, especially the ARDL and ECM techniques to estimate the long-run and short-run relationship simultaneously.

The long-run results show the existence of a co-integration relationship between the GDP growth and unemployment according to the “Difference Model”, which confirms the validity of Okun's law. the Okun's coefficient is estimated to be -0.44, which means that a 1% increase in GDP growth tends to decrease the unemployment rate by 0.44%. However, Okun's law is not validated in the long run according to the “Gap Model”. In the short run, the value of Okun’s coefficient is -0.11 in the “Differences Model”, and -0.35 in the “Gap Model”. The latter result confirms the validation of Okun's law, especially in the short term, although the explanatory power of the two models is moderate, which indicate the importance of other types of unemployment- rather than the cyclical unemployment- in the Egyptian economy.

Key words: Okun's law, unemployment, economic growth, natural unemployment rate, potential output, Egypt.

1. المقدمة

تعد البطالة من أهم الظواهر السلبية التي تواجه كافة المجتمعات وبخاصة النامية منها، حيث تعاني من معدلات مرتفعة ومتصاعدة من البطالة، ويترتب عليها عديد من المشكلات الاقتصادية والاجتماعية والسياسية، وهي تنتج بدرجة كبيرة بسبب تباطؤ معدلات النمو الاقتصادي وارتفاع معدلات النمو السكاني (Al-Habees & Abu Rumman, 2012). ويشير ارتفاع معدلات البطالة إلى الاستخدام غير الكفء لعنصر العمل المتاح بالمجتمع، ولذا فإن هدف التوظف الكامل يعد هدفاً رئيسًا لأي مجتمع لما ينطوي عليه من الارتفاع بمعدل النمو الاقتصادي، ومن ثم زيادة رفاهية أفراد المجتمع (Elshamy, 2013). وقد قامت عديد من الدراسات الاقتصادية بدراسة العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة من خلال التحقق من انطباق قانون أوكن في بداية ستينيات القرن الماضي الذي ينص على وجود علاقة سلبية بين معدل النمو الاقتصادي والبطالة، بما يتماشى مع أهمية تلك المشكلتين بالنسبة لأي اقتصاد سواء نظرياً أو تطبيقيًا، حيث يعد تحقيق مستوى مرتفع من النمو الاقتصادي من الأهداف الأساسية لواضعي السياسات الاقتصادية، وذلك لأن الارتفاع بمعدل النمو الاقتصادي يترتب عليه

الارتفاع بكفاءة استغلال الموارد، ومن ثم زيادة مستوى التوظف، وبالتالي الحد من البطالة ويتحقق ذلك في حالات الرواج الاقتصادي، والعكس في حالات الركود الاقتصادي.

رغم توافر عديد من الدراسات التي تتعلق بقانون أوكن، إلا أن معظمها كان يركز على الدول المتقدمة، بينما يوجد عدد محدود إلى حد ما يتعلق بالدول النامية وبخاصة في مصر في هذا السياق. ومن هذا المنطلق فقد تم التركيز في هذا البحث على اختبار مدى تحقق قانون أوكن في الاقتصاد المصري كأحد اقتصاديات الدول النامية، ومن ثم تحليل شكل وطبيعة العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة، حيث يعد الارتفاع بمعدل النمو الاقتصادي والحد من البطالة من أهم التحديات التي واجهها الاقتصاد المصري خلال العقود الثلاثة الماضية شأن معظم الدول النامية. وبالتالي يمكن أن تساعد نتائج هذا البحث في تحديد نوع البطالة الذي يعاني منها الاقتصاد المصري، ومن ثم اتخاذ السياسات الملائمة التي تسهم في الحد من معدلات البطالة والارتفاع بمعدل النمو الاقتصادي مستقبلاً في مصر.

1-1 مشكلة البحث

شهد الاقتصاد المصري تطورات كبيرة خلال العقود الثلاثة الماضية بداية من حالة الركود الاقتصادي وعديد من الاختلالات الهيكلية خلال عقد الثمانينيات بالقرن الماضي، التي كانت السبب في تطبيق برنامج الاصلاح الاقتصادي بدعم من صندوق النقد الدولي والبنك الدولي في بداية تسعينيات القرن الماضي لعلاج تلك الاختلالات. وقد اتسمت هذه الفترة بتراجع معدل النمو الاقتصادي وارتفاع كبير في معدلات البطالة، ورغم تحسن معدل النمو تدريجيًا مع بداية الألفية الجديدة، إلا أنه لم يحدث تراجع يتناسب معه في معدل البطالة. تلى ذلك حدوث الأزمة المالية العالمية في 2008، ثم أحداث ثورة 25 يناير 2011 وما تبعها من عدم الاستقرار السياسي والاقتصادي وتدهور معدل النمو الاقتصادي واقترن هذا بتصاعد كبير في معدل البطالة. وقد بدأ يحدث تحسن تدريجي في هذه المؤشرات بعد تطبيق برنامج الإصلاح النقدي في عام 2016 بدعم من صندوق النقد الدولي، غير أنه لازالت معدلات البطالة مرتفعة إلى حد ما، وبخاصة فيما بين الشباب والخريجين الجدد، حيث كان معدل البطالة 10.4% في المتوسط سنوياً خلال فترة الدراسة (1990 – 2019) (WB, 2020). الأمر الذي يثير عديد من التساؤلات لعل أهمها: إلى أي مدى يؤثر التغير في معدل النمو الاقتصادي على معدل البطالة؟ وهل يفسر ارتفاع معدل البطالة بانخفاض معدل النمو الاقتصادي وعدم استقراره؟

وما هي طبيعة العلاقة بين هذين المتغيرين؟ وأخيرًا هل ينطبق قانون أوكن على واقع الاقتصاد المصري؟

1-2 أهمية البحث وهدفه

إن تحديد العلاقة بين كل من النمو الاقتصادي والبطالة يعد من الأمور المهمة في صياغة وتوجيه السياسات الاقتصادية بالمجتمع، إذ أن العلاقة بين هذين المتغيرين ومدى تأثير كل منهما على الآخر يعكس معلومات حول نوع البطالة بالاقتصاد المصري وما إذا كانت بطالة دورية تدار من خلال جانب الطلب أم غير ذلك. الأمر الذي يعني ضمنيًا إذا كان يمكن تخفيض البطالة عن طريق تعزيز النمو الاقتصادي، أم أنها بطالة هيكلية تتطلب سياسات ومعالجات أخرى، ومن ثم يتم وضع السياسات الملائمة لعلاج تلك المشكلة. وبالتالي فإن هذا البحث يمثل أساس تطبيقي لتدعيم أو رفض قانون أوكن، وإذا تحقق هذا القانون فسوف يتم تحديد معدل النمو الاقتصادي المطلوب للحد من معدل البطالة في مصر، ومن ثم استخدام السياسات الاقتصادية الملائمة لتحقيق ذلك، الأمر الذي تناوله عدد محدود من الأبحاث التطبيقية بمصر.

ووفقاً لذلك فإن **الهدف الأساسي** لهذا البحث يتمثل في تحليل وقياس العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة، ومن ثم التحقق من مدى انطباق قانون أوكن في الاقتصاد المصري خلال الفترة (1990– 2019)، والإجابة على الأسئلة المطروحة في مشكلة البحث، وتحديد إذا كانت البطالة في الاقتصاد المصري بطالة دورية أم غير ذلك، الأمر الذي يساعد في صياغة السياسات الملائمة لعلاجها.

1-3 فرض البحث

يلاحظ من خلال المشاهدات الواقعية وجود علاقة غير مباشرة بين النمو الاقتصادي والبطالة في مصر خلال العقود الثلاثة الماضية، مما يدلل على إمكانية تحقق قانون أوكن في الاقتصاد المصري، ومن ثم يختبر البحث مدى تحقق الفرض التالي:

- يوجد تأثير سلبي للنمو الاقتصادي على البطالة في مصر خلال الفترة (1990 –2019).

1-4 منهج البحث

يستخدم البحث الأسلوب الكمي في التحليل بالاعتماد على المنهج التحليلي القياسي، حيث يتم استقراء البيانات عن النمو الاقتصادي والبطالة في مصر خلال الفترة (1990–2019)، وتحديد العلاقة الاتجاهية بينهما، ثم من خلال النموذج القياسي الذي يعتمد على أسلوب التكامل المشترك، وباستخدام نموذج (ARDL)، ونموذج تصحيح الخطأ (ECM) يتم قياس العلاقة بينهما في كل من الأجل الطويل والأجل القصير.

1-5 خطة البحث

ينقسم البحث إلى أربعة أقسام – فضلاً عن المقدمة – تتناول على الترتيب: العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة في الأدب الاقتصادي، ودراسة تطور العلاقة بينهما في الاقتصاد المصري خلال الفترة (1990–2019)، وقياس العلاقة الكمية بينهما في مصر خلال تلك الفترة، والنتائج والتوصيات.

2. العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة في الأدب الاقتصادي

حظيت دراسة العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة على اهتمام كبير فيما بين المتخصصين من الاقتصاديين وصانعي السياسات الاقتصادية، وذلك منذُ توصل أوكن إلى وجود علاقة عكسية بينهما في الولايات المتحدة الأمريكية في بداية ستينيات القرن الماضي، وعرفت هذه العلاقة باسم "قانون أوكن Okun Low"، الذي ينص على أن ارتفاع معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 3% يقابله انخفاض في معدل البطالة بنسبة 1%، والعكس صحيح (Tumanoska, 2019). وبالتالي تعني هذه العلاقة أن معدل نمو الناتج المحلي يجب أن يكون مساويًا لمعدل نمو الناتج المحتمل للحفاظ على معدل ثابت للبطالة، ومن ثم فإنه للحد من البطالة يجب أن يكون معدل نمو الناتج المحلي أعلى من معدل نمو الناتج المحلي المحتمل (Kreishan, 2011)، ومن ثم تنجح الشركات في توليد العوائد الكافية لتمويل القوة العاملة الزائدة.

تناولت عديد من الدراسات العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة في محاولة منها لإثبات صحة أو خطأ قانون أوكن، حيث يعد الارتفاع بمعدل النمو الاقتصادي من الأهداف الأساسية لواضعي السياسات الاقتصادية، وذلك لأنه يترتب عليه الارتفاع بكفاءة استغلال الموارد، ومن ثم زيادة

مستوى التوظف، وبالتالي الحد من البطالة والفقر بالمجتمع ويتحقق ذلك في حالات الرواج الاقتصادي، ويحدث العكس في حالات الركود الاقتصادي (Tumanoska, 2019). كما أن الارتفاع بمعدل النمو الاقتصادي يعد شرطًا ضروريًا لتحقيق أهداف التنمية الاقتصادية والارتفاع بمستوى رفاهية أفراد المجتمع. وسيتم تناول هذا القسم من خلال بندين فرعيين يتم تناولهم كما يلي: الأدبيات النظرية للعلاقة بين هذين المتغيرين، والأدبيات التطبيقية التي تتعلق بهما.

2-1 الأدبيات النظرية

يعد النمو الاقتصادي والبطالة من أهم القضايا الاقتصادية التي يجب أن يركز عليها صانعو السياسات الاقتصادية لأنها مرتبطة بالأحداث الاقتصادية والاجتماعية وتؤثر بشكل مباشر على رفاهية أفراد المجتمع (Pata, et al., 2018). ويتمثل النمو الاقتصادي في تحقيق زيادة مستمرة في الناتج المحلي الحقيقي وزيادة متوسط نصيب الفرد منه عبر الزمن، أي أنه يتمثل في زيادة قدرة المجتمع على إنتاج كمية أكبر من السلع والخدمات، وهو يعد أحد الطرق الرئيسة التي ترفع من مستوى المعيشة، ولذا فإن كافة الدول تهدف إلى الارتفاع بمعدلات النمو باستمرار. وتعد الزيادة في عوامل الإنتاج ورفع كفاءتها والتقدم التكنولوجي القوة الدافعة للنمو الاقتصادي، ويجب أن يكون هناك اتساق بين هذه الموارد لتحقيق النمو الاقتصادي. ويعد عنصر العمل أحد أهم هذه العناصر الذي يتفاعل بصورة مستمرة مع النمو الاقتصادي. ولذا تعد البطالة متغيرًا في الاقتصاد الكلي له تأثير مهم على البنية الاقتصادية والاجتماعية بالدولة (Ibid, 2018).

تعرف البطالة بأنها الحالة التي لا يستطيع فيها الأفراد في سن العمل والقادرين على العمل والراغبين فيه والباحثين عنه أن يجدون فرص العمل المتاحة لهم، أي الحالة التي يكون فيها العمال خارج العمل بشكل لا إرادي، ومن ثم تتمثل البطالة في فائض العرض بسوق العمل (Seth, et al., 2018). وتظهر البطالة في كافة الاقتصاديات سواء المتقدمة أو النامية لأسباب مختلفة، حيث عادة تكون البطالة في الدول النامية بسبب القصور في رأس المال، بينما في الدول المتقدمة تكون بسبب التقدم التكنولوجي، وعلى الرغم من وجود عامل رئيس واحد غير أنه غالبًا ما تكون البطالة لأسباب متعددة ومختلفة من مجتمع لأخر. وتعد التقلبات الدورية والأحداث الموسمية والتطورات التكنولوجية من بين أهم أسباب البطالة (Pata, et al., 2018). وزيادة معدلات البطالة تؤثر سلبًا على الاقتصاد نتيجة لما يترتب عليها من انخفاض في مستويات الدخول، ومن ثم انخفاض الطلب الكلي، وبالتالي

عديد من المشكلات الاقتصادية والاجتماعية والأخلاقية بالدولة (Ibid, 2018). ولذا يسعى واضعو السياسات إلى رفع معدل النمو الاقتصادي باستخدام أدوات السياسة المالية المناسبة، مما يترتب عليه من زيادة استغلال الموارد ورفع مستوى التوظف، ومن ثم الحد من البطالة، مما يؤدي بدوره إلى زيادة مستوى الرفاهية الاقتصادية والاجتماعية لأفراد المجتمع (Pata, et al., 2018; Khobai, 2018).

أكدت عديد من الدراسات على وجود علاقة بين معدلات النمو الاقتصادي ومعدلات البطالة السائدة في الاقتصاد. نظريًا يؤدي ارتفاع معدل النمو الاقتصادي إلى زيادة مستوى العمالة، مما يؤدي لانخفاض معدل البطالة. ولكن هذه العلاقة ليست صحيحة دائمًا بالضرورة، حيث إن النمو الاقتصادي يحدث نتيجة لسببين مختلفين (Alamro & Al-dalaien, 2016): الأول هو زيادة إنتاجية عنصر العمل تلك التي لا تؤدي إلى خلق وظائف إضافية، وبالتالي رغم تحقيق الدولة لمعدلات نمو اقتصادي مرتفعة لا يزداد مستوى التوظف، وهو ما يعرف بفرضية النمو بدون تشغيل. والثاني، مرتبط بزيادة عرض العمل، مما يؤدي إلى خلق مزيد من الوظائف الإضافية، وبالتالي يقل معدل البطالة في الاقتصاد.

يعد قانون أوكن تحليل كينزي مهم في الاقتصاد الكلي نظريًا وتجريبيًا، فمن الناحية النظرية، فإن هذا القانون يربط بين سوق السلع أي العرض الكلي وسوق العمل، حيث يصف العلاقة بين التغيرات قصيرة الأجل في الناتج المحلي والتغيرات في معدل البطالة. ومن الناحية التجريبية فإن معامل أوكن يساعد في التنبؤ ووضع السياسات الاقتصادية الملائمة، حيث وفقاً له فإن زيادة الناتج المحلي بنسبة 1% يقابلها انخفاض في معدل البطالة بنسبة 0.3%. وقد أثبتت عديد من الدراسات التطبيقية صحة هذه العلاقة وبخاصة في الدول المتقدمة، ومن ثم فإنه يعد أحد أكثر العلاقات استقرارًا في الاقتصاد الكلي، ولذا يهتم به صانعو السياسات الاقتصادية. ويفسر هذا القانون ببساطة مقدار الخسارة في الناتج المحلي عندما يكون معدل البطالة الفعلي أعلى من المعدل الطبيعي للبطالة – المقابل لمستوى الناتج المحتمل– مما يؤدي إلى أن تكون هناك حاجة إلى الارتفاع بمعدل نمو الناتج المحلي أكثر من 3% لخفض معدل البطالة بنسبة 1%. وقد لوحظ انخفاض هذه النسبة بين نمو الناتج المحلي والبطالة إلى 2 : 1 ، تلك التي أصبحت أكثر تمثيلا لقانون أوكن في الفترات الأخيرة (Bahat, et al., 2019). وتختلف هذه العتبة فيما بين الدول لأنها تتأثر بعدد من العوامل الخاصة بسوق العمل مثل: السكان النشطين اقتصاديًا، وإنتاجية عنصر العمل، ومدى مرونة سوق العمل،..إلخ.

ومن المعروف أن قيمة معامل أوكن ترتفع إذا كانت مؤسسات سوق العمل مرنة نسبيًا وتزداد درجة المنافسة بسوق العمل. ومن أهم العوامل التي تؤثر في قيمة معامل أوكن كذلك الوسيلة المستخدمة في قياس التقلبات الدورية في كل من الناتج المحلي ومعدل البطالة (Lal, et al., 2010; El Andari & Bouaziz, 2015).

2 -1-1 صيغ قانون أوكن

لقد طُورت فرضية أوكن وقدمت في عدة صيغ جديدة في كثير من الدراسات لتعبر عن التغيرات في معدلات البطالة كمتغير تابع والناتج أو معدل نموه كمتغير مستقل، وعمومًا هذه الدراسات جاءت لتقديم الدعم العملي لصحة العلاقة السابقة. ولكن تقديرات معامل أوكن شهدت تفاوتًا كبيرًا فيما بين دول العالم، وعلى مر الزمن، رغم أن معظم الدراسات في الدول المتقدمة أثبتت صحة العلاقة السابقة التي توصل إليها أوكن، وإن اختلفت معنويتها وقيمتها من دولة لأخرى (أدريوش، 2013).

وينطوي قانون أوكن على أربعة صيغ مختلفة وهي: صيغة الفروق، وصيغة الفجوة، والصيغة الديناميكية، وصيغة دالة الإنتاج، وكل صيغة لها إيجابياتها وسلبياتها وفقًا للافتراضات التي تقوم عليها، ولكن عادة فإن الصيغتين الأولى والثانية هما الأكثر استخدامًا في معظم الأبحاث التطبيقية. وسوف نعرض الصيغ السابقة بإيجاز كما يلي (Alamro & Al-dalaien, 2016; Lin & Javeid, 2012).

2-1-1-1 صيغة الفروق (The Difference Version Approach)

$$(U_t - U_{t-1}) = \alpha + \beta(Y_t - Y_{t-1}) \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (1)$$

حيث إن: (U_t) تمثل معدل البطالة في الفترة الزمنية t، (U_{t-1}) تمثل معدل البطالة في الفترة الزمنية السابقة. (Y_t) تمثل معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي في الفترة t، (Y_{t-1}) تمثل معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي في الفترة الزمنية السابقة.

توضح هذه الدالة كيف يتغير معدل البطالة مع تغير معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي وفقًا لقيمة معامل أوكن (β) ذات القيمة السالبة، وهذا يعني أن زيادة معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي سيؤدي إلى انخفاض معدل البطالة، والعكس صحيح، وبالتالي فإن هذه الصيغة توضح العلاقة بين التحركات في نمو الناتج المحلي الحقيقي والتحركات في نمو البطالة، ومن ثم تربط النمو السريع في

الناتج المحلي الحقيقي بانخفاض معدل البطالة، والنمو البطيء في الناتج المحلي الحقيقي بارتفاع معدل البطالة (El Andari & Bouaziz, 2015).

2-1-1-2 صيغة الفجوة (The Gap Version Approach)

$$(U_t - U^*) = \beta(Y_t - Y^*) \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (2)$$

حيث إن: (U^*) تمثل معدل البطالة الطبيعي، (Y^*) تمثل الناتج المحلي المحتمل الحقيقي في الفترة t.

وفقاً لهذه المعادلة فإن فجوة البطالة تلك التي تقاس بالفرق بين معدل البطالة الفعلي ومعدل البطالة الطبيعي، تكون دالة عكسية في فجوة الناتج تلك التي تقاس بالفرق بين مستوى الناتج المحلي الإجمالي الفعلي والناتج المحلي الإجمالي المحتمل وهو يمثل أقصى ناتج يمكن تحقيقه في حالة التوظف الكامل غير التضخمي الذي يناظر الحد الأدنى من البطالة الذي يعرف بمعدل البطالة الطبيعي. ولذا فإن فجوة الناتج تجسد المستوى الدوري للناتج وعلى نفس المنوال تجسد فجوة البطالة معدل البطالة الدوري. وعادة ما يكون الناتج الفعلي أقل من الناتج المحتمل، ومن ثم يكون معدل البطالة الفعلي أكبر من معدل البطالة الطبيعي، ولذا تكون قيمة معامل أوكن (β) التي تقيس التغير بين الفجوتين سالبة.

3-1-1-2 الصيغة الديناميكية (The Dynamic Version Approach)

$$\Delta U_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_t + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \beta_3 \Delta Y_{t-2} + \beta_4 \Delta U_{t-1} + \beta_5 \Delta U_{t-2} \dots\dots\dots\dots\dots (3)$$

حيث إن: (ΔU_{t-1}) تمثل التغير في معدل البطالة في الفترة الزمنية السابقة، (ΔU_{t-2}) تمثل التغير في معدل البطالة بفترتين تباطؤ زمني، (ΔY_{t-1}) تمثل التغير في معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي في الفترة الزمنية السابقة، (ΔY_{t-2}) تمثل التغير في معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي بفترتين تباطؤ زمني.

وفقًا لهذه الدالة فإن المستوى الحالي من التغير في البطالة يتأثر بكل من التغير في الناتج المحقق في الفترة الحالية والفترتين السابقتين، وكذلك التغير في مستوى البطالة المحقق في الفترتين السابقتين. وبالتالي يشير تحليل أوكن وفقًا لهذه الصيغة إلى أن التغير في الناتج الحالي والسابق يؤثر سلبيًا على التغير في البطالة.

جدير بالذكر أن هذه الصيغة تتشابه مع صيغة الفروق إلا أن الفرق بينهما يتمثل في أن صيغة الفروق تفترض وجود علاقة بين التغير في معدل البطالة والتغير في معدل النمو الخاص بنفس الفترة الزمنية فقط، ولكن الصيغة الديناميكية تقيس التغيرات في معدل البطالة الناتج عن التغيرات في

معدلات النمو في فترات سابقة أيضًا بجانب التغيرات في نفس الفترة الزمنية أي أنها تعكس الأثر الديناميكي للتغير في النمو على تغيرات البطالة (Rahman & Mustafa, 2015; Onakoya & Victor, 2020).

2-1-1-4 صيغة دالة الإنتاج (The Production-Function Version Approach)

$$Y_t = \alpha (k + c) + \beta(\gamma n + \delta h) + T \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (4)$$

حيث إن: (Y) معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي في الفترة t، (k) الكمية المستخدمة من رأس المال، (c) معدل الاستخدام لرأس المال، (n) عدد العاملين، (h) عدد ساعات العمل، (α & β) مرونتي الناتج بالنسبة لعنصري العمل ورأس المال، (γ) مساهمة ساعة العمل في الناتج نسبة إلى إجمالي ساعات العمل، (δ) مساهمة العامل في الناتج بالنسبة للكمية المستخدمة من عنصر العمل، (T) مساهمة التقدم التكنولوجي.

تستند هذه الصيغة إلى فكرة دالة إنتاج كب– دوجلاس، وهو أن حجم الناتج يتأثر بالمدخلات لكل من عنصري العمل ورأس المال والمستوى التكنولوجي، وبالتالي يتأثر التغير في الناتج ومعدل النمو به بكل هذه المدخلات، والتغيرات في العمالة تمثل جزء من التأثير في الناتج، ومن ثم يكون عنصر العمل هو أحد المدخلات التي تؤثر في مستوى الناتج (Rahman & Mustafa, 2015).

2 – 2 الأدبيات التطبيقية

استحوذت دراسة العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة على اهتمام كبير من قبل الباحثين وواضعي السياسات الاقتصادية، وقد قامت عديد من الدراسات التطبيقية بالتحقق من انطباق قانون أوكن في عديد من الاقتصاديات باستخدام بيانات ربع سنوية أو سنوية واستخدام صيغة أو أكثر للتعبير عن قانون أوكن. وقد اهتمت بعض الدراسات بقياس وتقدير أثر النمو الاقتصادي على البطالة من ناحية (Kreishan, 2011; Lin, 2012 ; Rahman & Mostafa, 2015; Alamro & Al-dalaien, 2016; Daniel, et al., 2018; Yahia, 2018; Al-Omaari, 2019; Bhat, et al., 2019; Onakoya & Victor, 2020)، فضلاً عن أثر البطالة على النمو الاقتصادي (Lal, et al., 2010; Elshamy, 2013; El Andari & Bouaziz, 2015; Seth, et al., 2018) من ناحية أخرى، بينما أهتمت دراسات أخرى بتقدير العلاقة السببية بين المتغيرين لتحديد اتجاه هذه العلاقة قياسيًا (Hassan & Hossain, 2013; Pata, et al., 2018). وعلى الرغم مما سبق يوجد غموض كبير في النتائج التطبيقية التي تعرضت لدراسة تلك العلاقة، حيث يوجد ثلاث

اتجاهات في المرجعيات المتاحة، الأولى تؤيد واقعية قانون أوكن، والثانية تؤكد على ضعف هذه العلاقة أو حتى عدم وجودها، والأخيرة لم تؤيد صحة قانون أوكن بل أيدت وجود علاقة ايجابية بين النمو الاقتصادي والبطالة. وسوف يتبنى البحث هذا التصنيف مع التركيز على الدراسات التي تتعلق بالدول النامية والاقتصاديات التي تمر بالمراحل الانتقالية قدر الإمكان، للاستفادة بها في واقع الاقتصاد المصري وبما يتماشى مع هدف البحث.

2-2-1 الدراسات التي تؤيد صحة قانون أوكن

- تهدف دراسة Lal, et al. (2010) إلى التحقق من انطباق قانون أوكن في خمس دول آسيوية وهي: باكستان، الهند، بنجلاديش، سيرلانكا، الصين باستخدام أسلوب التكامل المشترك ونموذجي (FMOLS)، (ECM) خلال الفترة (1980- 2008). وتوصلت النتائج إلى وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين في الأجل الطويل، وأن قانون أوكن ينطبق في الهند، بينما كانت قيمة معاملات أوكن ضعيفة في كل من باكستان وبنجلاديش.
- تهدف دراسة Lin (2012) إلى اختبار مدى صحة قانون أوكن للانطباق على باكستان خلال الفترة (1980- 2005) باستخدام أسلوب التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ (ECM). وتوضح النتائج وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين في الأجل الطويل، وأن زيادة الناتج المحلي بنسبة 1% تؤدي إلى انخفاض معدل البطالة بنسبة 2.8% في الأجل الطويل، بينما بينت الدراسة أن أثر نمو الناتج المحلي غير معنوي على معدل البطالة في الأجل القصير، ومن ثم صحة قانون أوكن للانطباق في باكستان في الأجل الطويل فقط.
- تهدف دراسة Elshamy (2013) إلى اختبار قانون أوكن وصلاحيته للتطبيق في مصر خلال الفترة (1970- 2010)، من خلال تقدير العلاقة بين فجوة الناتج وفجوة البطالة باستخدام أسلوب التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ (ECM). وتوضح النتائج وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين في الأجل الطويل، كما تؤكد على وجود علاقة عكسية بين فجوة الناتج وفجوة البطالة، ومن ثم صلاحية قانون أوكن للانطباق في الاقتصاد المصري وإن كانت قيمة معاملات أوكن ضعيفة جداً، حيث إن زيادة فجوة البطالة بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض فجوة النمو بحوالي 0.022% في الأجل الطويل، 0.021% في الأجل القصير.

- تهدف دراسة El Andari & Bouaziz (2015) التحقق من صحة قانون أوكن في تونس باستخدام بيانات ربع سنوية خلال الفترة (1990– 2014) بتطبيق أسلوب التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ (ECM) وجرانجر للسببية. وتوضح النتائج وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من البطالة إلى الناتج المحلي الإجمالي، وأنه توجد علاقة سلبية بين البطالة والناتج في الأجل الطويل، وتراوحت قيمة معامل أوكن ما بين –0.75 إلى –1.4 وفقًا لصيغتي الفروق والفجوة على التوالي، الأمر الذي يدعم صحة قانون أوكن في تونس.
- تهدف دراسة Rahman & Mostafa (2015) التحقق من مدى صحة قانون أوكن في 13 دولة متقدمة خلال الفترة (1970– 2013) باستخدام أسلوب التكامل المشترك ونموذجي (DOLS)، (ECM). وتوضح النتائج وجود علاقة تكامل مشترك بين معدل البطالة ومعدل نمو الناتج، فضلاً عن صحة قانون أوكن في 12 دولة من دول الدراسة. كما جاءت قيمة معامل أوكن قريبة من القيم التي توصل إليها أوكن في كل من الولايات المتحدة الأمريكية، وكوريا الجنوبية، بينما كانت قيمته ضعيفة في كل من: كندا، فنلندا، فرنسا، اليابان، إيطاليا، هولندا، نيوزيلندا، السويد، المملكة المتحدة، استراليا.
- هدفت دراسة Alamro & Al–dalaien (2016) قياس أثر النمو الاقتصادي على البطالة خلال الفترة (1980– 2011)، والتحقق من صحة قانون أوكن بالأردن، من خلال أسلوب التكامل المشترك ونموذجي (ARDL)، (ECM). وتوضح النتائج وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين في الأجل الطويل، وأن النمو الاقتصادي له تأثير سلبي ضعيف على البطالة في الأجلين القصير والطويل، ومن ثم صحة قانون أوكن بالأردن وإن كانت قيمة معاملات أوكن ضعيفة جداً (–0.007 بالأجل الطويل، –0.003 بالأجل القصير).
- هدفت دراسة .Pata, et al (2018) إلى بحث العلاقة السببية بين النمو الاقتصادي ومعدل البطالة في تركيا في ثلاث فئات عمرية (15 –24) ، (25 –54) ، (15 –64) سنة، والتحقق من صحة قانون أوكن خلال الفترة (2000– 2014) ، باستخدام أسلوب التكامل المشترك ونموذج (Unrestricted VAR) وجرانجر للسببية. وتوضح النتائج وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من الناتج المحلي الإجمالي إلى البطالة لكل الفئات العمرية، وأن زيادة الناتج المحلي

الإجمالي تقلل البطالة لكل الفئات العمرية وإن كان بين الشباب بنسبة أكبر، الأمر الذي يدعم صحة قانون أوكن في تركيا.

- تهدف دراسة Daniel, et al. (2018) التحقق من صحة قانون أوكن في الاقتصاد الروماني خلال الفترة (2000 –2018)، من خلال استخدام أسلوب التكامل المشترك والانحدار بطريقة المربعات الصغرى العادية (OLS). وتوضح النتائج وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين في الأجل الطويل، وأن قيمة معامل أوكن = –0.218، حيث إن زيادة النمو في الناتج بمعدل 1% يؤدي إلى انخفاض معدل البطالة بحوالي 0.218% ومن ثم فإن قانون أوكن ينطبق على الاقتصاد الروماني.
- تهدف دراسة Yahia (2018) التحقق من قانون أوكن في الجزائر خلال الفترة (1970 – 2015)، باستخدام أسلوب التكامل المشترك، واستخدام نموذج (ARDL) ونموذج (Bayesian) للانحدار الخطي. وتوضح النتائج تحقق قانون أوكن وكانت قيمة معامل أوكن تساوي –0.19، – 0.20 في النموذجين السابقين على التوالي، كما توجد علاقة سببية أحادية الاتجاه تتمثل في أن الناتج المحلي يسبب البطالة.
- تهدف دراسة Bhat, et al. (2019) تحديد إذا كان قانون أوكن ينطبق على الاقتصاد الهندي أم لا؟ خلال الفترة (1983 –2013)، باستخدام أسلوب التكامل المشترك، ونموذج (VECM). وتوضح النتائج وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين، وأن قيمة معامل أوكن = –0.47، حيث إن زيادة النمو في الناتج بمعدل 1% يؤدي إلى انخفاض معدل البطالة بحوالي 0.47%، وبالتالي ينطق قانون أوكن على الاقتصاد الهندي.
- يهدف بحث كل من Onakoya & Victor (2020) التحقق من انطباق قانون أوكن في كل من نيجيريا وجنوب أفريقيا والولايات المتحدة الأمريكية خلال الفترة (1980 –2018) باستخدام صيغة الفروق والصيغة الديناميكية لقانون أوكن، ومن خلال الانحدار بطريقة المربعات الصغرى العادية (OLS). وتوضح النتائج انطباق قانون أوكن في كل من جنوب أفريقيا والولايات المتحدة الأمريكية، وأن قيمة معامل أوكن تكون أكبر في الصيغة الديناميكية مقارنة بصيغة الفروق في الدولتين.

2-2-2 الدراسات التي تؤيد عدم تحقق قانون أوكن

- تهدف دراسة Kreishan (2011) إلى بحث العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة، واختبار مدى صحة قانون أوكن بالأردن خلال الفترة (1970– 2013)، من خلال استخدام أسلوب التكامل المشترك والانحدار بطريقة المربعات الصغرى العادية (OLS). وتوضح النتائج وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين في الأجل الطويل، ورغم أن قيمة معامل أوكن سالبة إلا أنها غير معنوية احصائياً، ومن ثم لا يمكن تأكيد تحقق قانون أوكن بالأردن، ولا يمكن تفسير ارتفاع معدلات البطالة بانخفاض معدل النمو الاقتصادي.
- تهدف دراسة كل من Hassan & Hossain (2013) إلى التحقق من انطباق قانون أوكن في بنجلاديش خلال الفترة (1977 –2010)، باستخدام أسلوب التكامل المشترك والانحدار بطريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) واختبار السببية لجرانجر. وتوضح النتائج عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين في الأجل الطويل، وأن الناتج يسبب البطالة وليس العكس، وضعف انطباق قانون أوكن، ومن ثم فإن الزيادة في الناتج يكون لها تأثير محدود على البطالة.
- يهدف بحث كل من Onakoya & Victor (2020) التحقق من انطباق قانون أوكن في كل من نيجيريا وجنوب أفريقيا والولايات المتحدة الأمريكية كما سبق بيانه. وتوضح النتائج عدم انطباق قانون أوكن في نيجيريا بسبب الاعتماد المتزايد على النفط كمصدر رئيس للناتج.
- تهدف دراسة Rahman & Mostafa (2015) التحقق من مدى صحة قانون أوكن في 13 دولة متقدمة كما سبق بيانه، وتبين من النتائج عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين البطالة ونمو الناتج في المانيا، وأن قانون أوكن لا ينطبق على المانيا رغم انطباقه على باقي دول الدراسة.
- باستخدام أسلوب التكامل المشترك ونموذجي (FMOLS)، (ECM) خلال الفترة (1980–2008) للتحقق من انطباق قانون أوكن في خمس دول أسيوية، توصلت دراسة Lal, et al. (2010) إلى عدم انطباق قانون أوكن على كل من الصين وسيرلانكا.

2-2-3 الدراسات التي تؤيد وجود علاقة ايجابية بين النمو الاقتصادي والبطالة

- تهدف دراسة Seth, et al. (2018) بحث أثر البطالة على النمو الاقتصادي في نيجيريا خلال الفترة (1986– 2015) ، من خلال أسلوب التكامل المشترك واستخدام نموذج (ARDL) ونموذج تصحيح الخطأ (ECM). وتوضح النتائج عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين في

الأجل الطويل، وتوجد علاقة إيجابية بين البطالة والنمو الاقتصادي في الأجل القصير، ومن ثم لا يسري قانون أوكن على نيجيريا سواء في الأجل القصير أو الطويل.

- تهدف دراسة Al-Omaari (2019) تحديد نوع البطالة في سلطنة عُمان، من خلال بيانات سنوية خلال الفترة (2000 -2017)، وإذا كان قانون أوكن ينطبق على عُمان أم لا؟ باستخدام الانحدار بطريقة المربعات الصغرى العادية (OLS). وتوضح النتائج أن قيمة معامل أوكن موجبة وإن كانت غير معنوية إحصائياً، ومن ثم لا ينطق قانون أوكن على الاقتصاد العُماني.

يتضح مما سبق، أنه لم يكن هناك اتفاق في النتائج التي تم التوصل إليها من خلال الدراسات التطبيقية عن طبيعة العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة، فضلاً عن اختلاف قوة هذه العلاقة من دراسة إلى أخرى ومن دولة إلى أخرى، كما يختلف ذلك في نفس الدولة من فترة زمنية إلى أخرى، الأمر الذي يتطلب إجراء دراسة كل حالة على حدة لبيان مدى انطباق قانون أوكن على دولة معينة خلال فترة زمنية معينة.

يجدر بالذكر أن البحث الحالي يختلف عن الدراسات السابقة في عدة جوانب لعل أهمها:

- يجمع بين الجانبين التحليلي والقياسي لدراسة العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة.
- يستخدم منهج قياسي يجمع بين تقدير العلاقة بين المتغيرات في الأجلين القصير والطويل.
- ندرة مثل هذه الدراسات في المنطقة العربية بصفة عامة والاقتصاد المصري بصفة خاصة.
- يتناول فترة أحدث نسبيًا مقارنة بمعظم الدراسات السابقة.

3. تطور النمو الاقتصادي والبطالة والعلاقة بينهما في مصر خلال الفترة (1990–2019)

واجه الاقتصاد المصري عديدًا من الاختلالات الداخلية والخارجية خلال عقد الثمانينيات من القرن الماضي وأسهمت في تراجع معدل النمو الاقتصادي وارتفاع معدل البطالة (Monem, 2011)، فضلاً عن تفاقم عديد من المشكلات الأخرى. ونتيجة لذلك اتجهت الحكومة المصرية إلى تطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي في عام 1991، بدعم من صندوق النقد الدولي والبنك الدولي (UNDP, 2002)، بهدف علاج تلك الاختلالات وزيادة التحرر والانفتاح على العالم الخارجي وزيادة دور القطاع الخاص وزيادة تدفقات الموارد الأجنبية..إلخ (Khorshid, et al., 2011). وأسهمت هذه السياسات في الحد من المشكلات النقدية قصيرة الأجل لفترة من الزمن، مثل:

انخفاض كل من معدل التضخم، وعجز الموازنة العامة، وعجز ميزان المدفوعات،..إلخ (Kenawy, 2009)، غير أنها لم تؤد نفس الدور بالنسبة للجوانب الحقيقية مثل رفع معدل النمو الاقتصادي وزيادة مستوى التوظف والحد من البطالة. ويعزى ارتفاع معدلات البطالة في الاقتصاد المصري خلال فترة الدراسة بدرجة كبيرة إلى انخفاض معدل النمو الاقتصادي، فضلاً عن عدم استقراره، وتراجع قدرة القطاع العام على توفير مزيد من فرص العمل، وانخفاض قدرة القطاع الخاص على استيعاب مزيد من العمالة بسبب تواضع دوره في النشاط الاقتصادي، وعدم توافق مخرجات التعليم والتدريب مع متطلبات سوق العمل،..إلخ.

يستعرض هذا القسم تطور معدل نمو الناتج المحلي ومعدل البطالة في الاقتصاد المصري خلال فترة الدراسة المشار إليها، ويمكن تقسيمها إلى ثلاث فترات جزئية، وذلك كما هو مبين **بالجدول رقم (1)، والشكل رقم (1).**

جدول رقم (1)

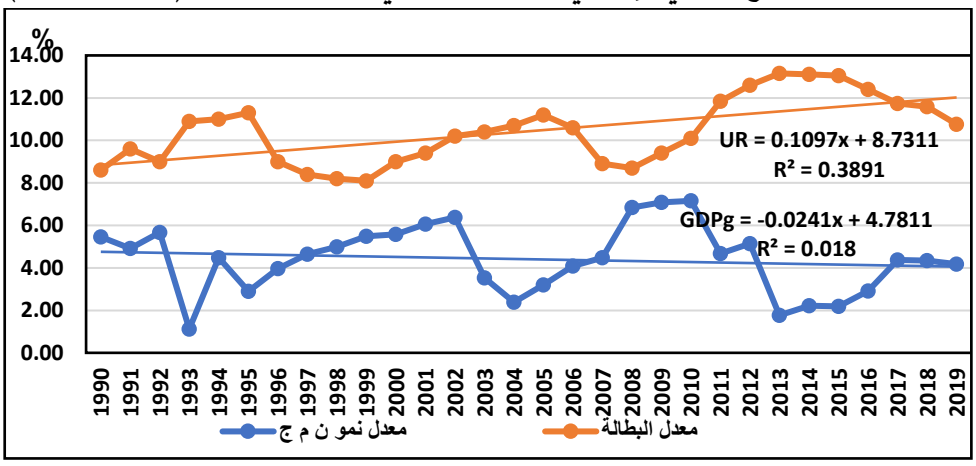
متوسط حجم الناتج المحلي والبطالة ومعدلاتهما في مصر خلال الفترة (1990– 2019)

البيان / الفترة	الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي			البطالة	
	القيمة بالمليون دولار	القيمة بالمليون جنيه	معدل النمو %	الحجم (مليون فرد)	معدل %
1999 - 1990	94981.5	1213007.6	4.5	1.7	9.4
2009 - 2000	149668.5	1911413.6	5.0	2.3	9.8
2019 - 2010	236096.1	3006179.8	3.8	3.5	12.0
2019 - 1990	160248.7	2043533.7	4.4	2.5	10.4

المصدر: إعداد الباحثين اعتمادًا على الجدول رقم (1)م وبيانات (WB, WDI, 2020).

شكل رقم (1)

تطور معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي ومعدل البطالة في مصر خلال الفترة (1990– 2019)



المصدر: إعداد الباحثين اعتمادًا على الجدول رقم (1)م وبيانات (WB, WDI, 2020).

يلاحظ من الجدول والشكل السابقين ما يلي:

- ارتفعت قيمة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي من حوالي1007 مليار جنيه وبما يمثل 78.8 مليار دولار في عام 1990 إلى 3763 مليار جنيه وبما يمثل 301.7 مليار دولار في عام 2019، بزيادة تعادل 3.8 مثل في نهاية الفترة مقارنة بما كانت عليه في بدايتها.
- شهد عقد التسعينيات بداية تطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي الذي بدأ في مايو 1991، وما تضمنه من سياسات مالية ونقدية انكماشية بهدف علاج الاختلالات النقدية قصيرة الأجل، الأمر الذي ترتب عليه تراجع معدل نمو الناتج المحلي محققًا معدل نمو قدر بحوالي 4.5% في المتوسط سنويًا خلال عقد التسعينيات، وقد حدث تحسن تدريجي بمعدل نمو الناتج المحلي خلال العقد الأول من الألفية الثالثة، وقد كان معدل النمو خلال ذلك العقد 5% في المتوسط سنويًا، وفي بداية العقد الثاني من الألفية الثالثة تراجع معدل النمو بدرجة كبيرة، نتيجة لأحداث ثورة 25 يناير 2011 وما تبعها من عدم الاستقرار السياسي والاقتصادي الذي امتد لثلاث سنوات تقريبًا، وبدأ يحدث الاستقرار السياسي والاقتصادي بداية من عام 2014، وقد أسهم هذا في حدوث تحسن تدريجي في معدل نمو الناتج المحلي وبخاصة بعد برنامج الإصلاح النقدي الذي تم في نهاية عام 2016 بدعم من صندوق النقد الدولي، وقد كان متوسط معدل نمو الناتج المحلي خلال ذلك العقد 3.8% في المتوسط سنويًا.

- يوضح التحليل الاتجاهي تراجع معدل نمو الناتج المحلي عبر الزمن كما هو مبين من معادلة خط الاتجاه العام ذات الميل السالب، التي توضح انخفاض معدل نمو الناتج المحلي بحوالي 0.02% في المتوسط سنويًا، كما توضح عدم استقراره عبر الزمن ويتضح ذلك من انخفاض القدرة التفسيرية لمعادلة الاتجاه العام (R^2= 0.02).
- عرف المجتمع المصري عديدًا من صور البطالة سواء أكانت بطالة سافرة أم بطالة مقنعة أم بطالة اختيارية، وتتمثل البطالة السافرة في فائض العرض في سوق العمل، وترجع إلى ارتفاع معدل نمو السكان، ومن ثم ارتفاع معدل نمو قوة العمل بما يفوق قدرة الاقتصاد القومي على توفير فرص العمل الكافية (Peeters, 2011)[1]. فقد شهد الاقتصاد المصري ارتفاعًا كبيرًا في معدل البطالة خلال عقد التسعينيات نتيجة لما ارتبط بتطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادي من سياسات مالية ونقدية انكماشية، وبالتالي رغم نجاح هذه السياسات في الحد من عديد من المشكلات النقدية قصيرة الأجل، إلا أنها لم يكن لها تأثير إيجابي على النمو الاقتصادي، ومن ثم لم تسهم في زيادة فرص العمل بما يتماشى مع الزيادة في نمو قوة العمل التي قدرت بحوالي 3.2% في المتوسط سنويًا، الأمر الذي ترتب عليه ارتفاع كبير في معدل البطالة الذي قدر بحوالي 9.4%، وبما يمثل حوالي 1.7 مليون عاطل في المتوسط سنويًا خلال ذلك العقد (Touny, 2013).
- استمر معدل البطالة في التزايد خلال العقد الأول من الألفية الثالثة مع استمرار الحكومة في تطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادي وتطبيق عمليات الخصخصة وتراجع دورها في النشاط الاقتصادي، حيث كان معدل البطالة حوالي 9.8% وبما يمثل 2.3 مليون عاطل في المتوسط سنويًا خلال ذلك العقد. واستمر هذا لاتجاه في أعقاب ثورة 25 يناير نتيجة لعدم الاستقرار السياسي والاقتصادي وتراجع معدلات الاستثمار والنمو الاقتصادي،..إلخ. حيث ارتفع معدل البطالة ووصل إلى 13.2% في عام 2013 وبما يمثل 3.9 مليون عاطل، غير أنه مع تحسن الظروف الاقتصادية منذ عام 2014 بدأت معدلات البطالة في التراجع تدريجيًا وبصورة أكبر مع

[1] للمزيد من التفصيل عن أسباب البطالة وأنواعها في مصر خلال عقدي الثمانينيات والتسعينيات يمكن الرجوع في ذلك إلى: (نجا، 2018، الفصلين الثاني والرابع).

تطبيق برنامج الإصلاح النقدي في عام 2016، وقد كان معدل البطالة 12% وبما يمثل 3.5 مليون عاطل في المتوسط سنويًا خلال ذلك العقد.

- يوضح التحليل الاتجاهي عبر الزمن ارتفاع مستمر في معدل البطالة وهو ما يبينه الميل الموجب لمعامل الزمن، حيث يعكس ارتفاع معدل البطالة بحوالي 0.11% في المتوسط سنويًا خلال فترة الدراسة، ويعزى ذلك إلى الزيادة في عرض القوة العاملة نتيجة لارتفاع معدلات النمو السكاني، وارتفاع مستوى التعليم وزيادة نسبة الإناث في القوة العاملة، في الوقت نفسه لم يزد الطلب على العمل بدرجة كبيرة نتيجة لانخفاض معدلات الاستثمار، وتراجع الطلب الخارجي على العمالة المصرية بمنطقة الخليج العربي، والاعتماد على أساليب انتاجية مكثفة لرأس المال في ظل زيادة دور القطاع الخاص، وتراجع دور الحكومة والقطاع العام في النشاط الاقتصادي.
- يتضح من متابعة تطور معدل نمو الناتج المحلي ومعدل البطالة عبر الزمن خلال فترة الدراسة أنه رغم ارتفاع معدل نمو الناتج في بعض الفترات إلا أنه لم يتمتع بالاستقرار والاستدامة، ومن ثم لم يسهم بشكل فعال في الحد من البطالة، حيث إنه مع تراجع معدل نمو الناتج في بداية تسعينيات القرن الماضي كان هناك ارتفاع في معدل البطالة، ومع تحسن نمو الناتج في نهاية ذلك العقد كان هناك تراجع في معدل البطالة، وتكرر ذلك بعد عمليات الإصلاح النقدي في عام 2003 وحدوث تحسن في معدل نمو الناتج اقترن بتراجع في معدل البطالة. وبعد الأزمة المالية العالمية في عام 2008 ثم أحداث ثورة يناير 2011، تراجع معدل نمو الناتج بدرجة ملحوظة اقترن هذا بارتفاع كبير في معدلات البطالة. ومع تحسن معدلات نمو الناتج تدريجيًا مع عودة الاستقرار السياسي والاقتصادي بداية من عام 2014 قابله تراجع في معدلات البطالة. وبالتالي يتضح من هذا، أنه قد ارتفعت معدلات البطالة في السنوات التي تباطء فيها معدل النمو الاقتصادي، والعكس صحيح، وهذا مؤشرًا لوجود علاقة عكسية بين معدلات نمو الناتج المحلي ومعدلات البطالة في مصر على مدى الفترات الزمنية المختلفة، مما يدلل على امكانية تحقق قانون أوكن في الاقتصاد المصري.
- بصفة عامة توضح معادلتي خط الاتجاه العام مع الزمن أنه توجد علاقة عكسية بين معدل نمو الناتج المحلي ومعدل البطالة خلال فترة الدراسة، حيث إنه في الوقت الذي كان يتراجع فيه معدل نمو الناتج المحلي كما هو موضح من معادلة خط الاتجاه العام سالبة الميل، كان معدل البطالة

يرتفع كما توضحه معادلة خط الاتجاه العام موجبة الميل، الأمر الذي يوضح الأثر السلبي لنمو الناتج المحلي على معدل البطالة بمصر خلال فترة الدراسة.

4. قياس العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة في مصر

يهدف هذا البحث إلى تحديد العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة في الاقتصاد المصري خلال الفترة (1990 – 2019)، وبالتالي، التحقق من مدى انطباق قانون أوكن في مصر، ولتحقيق هذا الهدف **يغطي هذا القسم النقاط التالية: تعيين نموذجي الدراسة، المنهج القياسي المستخدم، وأخيرًا النتائج القياسية للدراسة.**

4 – 1 تعيين نموذجي الدراسة

يتضمن هذا الجزء تحديد المتغيرات ومؤشراتها ومصادر البيانات المستخدمة في نموذجي الدراسة، فضلاً عن توصيف هذين النموذجين.

تنطوي الدراسة على متغيرين أساسيين هما: معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي كمؤشر للنمو الاقتصادي، ومعدل البطالة. وسوف يتم استخدام الصيغتين الأكثر استخدامًا في الدراسات التطبيقية للتعبير عن قانون أوكن وهما صيغة الفروق، وصيغة الفجوة، وذلك من خلال تقدير نموذجين مختلفين، وبالتالي يكون لدينا أربع متغيرات، **وقد كانت المتغيرات والمؤشرات المعبرة عنها كما يلي:**

- **معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي (GDPG):** كمؤشر للنمو الاقتصادي وارتفاعه يعني ارتفاع معدل النمو الاقتصادي، ومن ثم زيادة فرص العمل المتاحة، وبالتالي الحد من البطالة، ولذا يتوقع أن يكون تأثيره سلبي على معدل البطالة.
- **معدل البطالة (UNR):** يقاس بنسبة عدد العاطلين إلى قوة العمل، ويتوقع أن يرتبط بمعدل نمو الناتج بعلاقة سلبية.
- **فجوة الناتج المحلي الإجمالي (GDPGAP):** وتقاس بالفرق بين الناتج المحلي الفعلي والناتج المحلي المحتمل، منسوب للناتج المحتمل، وكلما انخفض الناتج الفعلي عن الناتج المحتمل تزداد فجوة البطالة، والعكس صحيح.
- **فجوة البطالة (UNRGAP):** تقاس بالفرق بين معدل البطالة الفعلي ومعدل البطالة الطبيعي المناظر لمستوى الناتج المحتمل، وزيادة هذه الفجوة يعني انخفاض أكبر في حجم الناتج الفعلي عن الناتج المحتمل، والعكس صحيح.

يستخدم البحث بيانات سنوية تغطي الفترة (1990 –2019)، وقد تم تجميع هذه البيانات من المصادر الدولية، من خلال مؤشرات التنمية الدولية World Development Indicators (WDI) للبنك الدولي لعام 2020، وقد روعي أن يكون كل من المتغيرين في صورة معدل مراعاة للتجانس وكذلك يكون أثر كل متغير على الآخر في صورة نسبة مئوية، كما تم استخدم الصيغة اللوغاريتمية في نموذج الفروق، ومن ثم تعبر قيمة المعلمات المقدرة عن المرونة.

4–1–1 تعيين نموذج الفروق (The Difference Version Approach)

$$(\mathbf{UNR}_t - \mathbf{UNR}_{t-1}) = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\beta}\,(\mathbf{GDPG}_t - \mathbf{GDPG}_{t-1}) + \mathbf{u}_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (5)$$

حيث إن: $(\mathbf{UNR}_t)$ تمثل معدل البطالة في الفترة الزمنية t، $(\mathbf{GDPG}_t)$ تمثل معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي في الفترة t، (u_t) حد الخطأ العشوائي في الفترة t، α تمثل الحد الثابت في الدالة، β تمثل المعلمة الانحدارية التي توضح مقدار التغير في معدل البطالة نتيجة تغير معدل نمو الناتج المحلي، أي أنها تمثل قيمة معامل أوكن وعادة ما تكون سالبة.

4–1–2: تعيين نموذج الفجوة (The Gap Version Approach)

$$(\mathbf{UNR_t} - \mathbf{UNR}^*) = \boldsymbol{\beta}\left(\frac{\mathbf{GDP_t} - \mathbf{GDP}^*}{\mathbf{GDP}^*} \times \mathbf{100}\right) + \mathbf{u_t} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (6)$$

$$\mathbf{UNRGAP_t} = \boldsymbol{\beta}\,\mathbf{GDPGAP_t} + \mathbf{u_t} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (7)$$

حيث إن: (UNR^*) تمثل معدل البطالة الطبيعي، (GDP^*) تمثل الناتج المحلي الإجمالي المحتمل، (GDP_t) تمثل الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي مقاسًا بالأسعار الثابتة وبالعملة المحلية في الفترة t، (u_t) حد الخطأ العشوائي في الفترة t، β تمثل المعلمة الانحدارية أي أنها تمثل قيمة معامل أوكن التي تقيس التغير بين الفجوتين وعادة ما تكون سالبة. غير أن هذه الصيغة تتطلب بيانات إضافية عن معدل البطالة الطبيعي ومن خلالها يتم الحصول على فجوة البطالة، وكذلك بيانات عن الناتج المحلي الحقيقي المحتمل ومن خلاله يتم الحصول على فجوة الناتج كما يلي:

أولاً: فجوة البطالة

يتم تقدير معدل البطالة الطبيعي من علاقة منحنى فيلبس المطورة[2]، تلك التي تربط بين معدل التضخم والبطالة كما في الصورة التالية:

[2] يمكن تقدير معدل البطالة الطبيعي بطريقة أخرى من معدله الفعلي الذي يكون كمتغير تابع ومعدل النمو الاقتصـــادي كمتغير مســـتقل، وبالتالي فإن ثابت الدالة يعبر عن معدل البطالة الطبيعي عندما يكون معدل النمو الاقتصـــادي كمتغير مستقل مساويًا للصفر، غير أن الطريقة المستخدمة في البحث أكثر دقة (أدريوش، 2013).

$$\mathbf{inf_t - inf_{t-1} = \alpha + \beta UN}\boldsymbol{R}_\mathbf{t} + \boldsymbol{u_t} \quad \ldots \ldots \quad (8)$$

$$\Delta\ \mathbf{inf_t = \alpha + \beta UNR_t} + \boldsymbol{u_t} \quad \ldots \ldots \quad (9)$$

يعرف هذا بمنحنى فيلبس المطور أو المنحنى الفني الذي يربط بين معدل البطالة غير المسرع لمعدل التضخم، حيث عندما يكون معدل البطالة مستقر ومنخفض لا يكون هناك ارتفاع في معدلات التضخم، والعكس صحيح. وبما أن معدل البطالة الطبيعي ($\boldsymbol{UNR^*}$) هو معدل البطالة الفعلي عند استقرار أو عدم تغير الأسعار، أي عندما يكون ($\boldsymbol{\Delta inf_t = 0}$)، وبالتالي من المعادلة السابقة يكون:

$$\mathbf{U}\boldsymbol{NR}^* = \frac{\mathbf{-\alpha}}{\mathbf{\beta}} \quad \ldots \ldots \quad (10)$$

ومن ثم تكون: فجوة البطالة = معدل البطالة الفعلي – معدل البطالة الطبيعي

$$\mathbf{UNRGAP}_{\boldsymbol{t}} = \mathbf{UNR}_{\boldsymbol{t}} - \mathbf{UNR^*} \quad \ldots \ldots \quad (11)$$

ثانيًا: فجوة الناتج

يتم تقدير الناتج المحتمل باستخدام مرشح أو فلتر هودريك بريسكوت (Hodrick-Prescott filter) الذي يُعد من أشهر الطرق الاحصائية المستخدمة في تمهيد السلاسل الزمنية وتحديد الاتجاه العام لهذه السلاسل[3]، حيث يستخدم في الدراسات الاقتصادية الكلية على نطاق واسع من أجل اشتقاق سلسلة زمنية للقيم التوازنية في الأجل الطويل، ومن ثم يستخدم في قياس الناتج المحتمل. تقوم هذه الطريقة بتمهيد السلسلة الزمنية الفعلية للناتج، مما يؤدي إلى إزالة التغيرات قصيرة الأجل والإبقاء على القيم التوازنية طويلة الأجل للناتج كما يتضح من الصيغة العامة لهذا المرشح كما يلي:

$$\boldsymbol{Min}\left(\sum_{t=1}^{T}(\boldsymbol{GDP_t - \tau_t})^2 + \boldsymbol{\lambda}\sum_{t=2}^{T-1}[(\boldsymbol{\tau_{t+1} - \tau_t}) - (\boldsymbol{\tau_t - \tau_{t-1}})]^2\right) \ldots \ldots (12)$$

يقوم مرشح هودريك بريسكوت على حساب السلسلة الزمنية للناتج المحتمل (τ_t) من السلسلة الأصلية للمتغير (GDP_t) بحيث يكون تباين السلسلة الزمنية للناتج المحتمل أقل ما يمكن حول الفرق الثاني لها، حيث إن λ هي معامل الانسياب، فعندما يؤول إلى الصفر، فإن السلسلة الممهدة (τ_t)

[3] توجد عدة أساليب أخرى لتقدير الناتج المحتمل مثل: أسلوب الإتجاه الخطي (Linear Trend)، وأسلوب الاتجاه الخطي اللوغاريتمي (Log Linear Trend)، وأسلوب الإتجاه الأسي (Exponential Trend)، وأسلوب دالة إنتاج كب-دوجلاس (Cobb-Dauglas) (أدريوش، 2013).

تكون منطبقة على السلسلة الأصلية، بينما عندما يؤول إلى مالانهاية فإن سلسلة الناتج المحتمل تصبح خطية (المرعي، المصبح،2017)،(Hodrick & Prescott, 1997; Grech, 2014) .

وفقًا لذلك فقد تم تمهيد وحساب الناتج المحتمل ($\mathbf{GDP^*}$) باستخدام مرشح أو فلتر هودريك بريسكوت، ثم حساب فجوة الناتج ($GDPGAP_t$) كما يلي:

$$GDPGAP_t = \frac{\mathbf{GDP_t - GDP^*}}{\mathbf{GDP^*}} \times 100 \quad \dots\dots (13)$$

4 – 2 المنهج القياسي

تعتمد الدراسات التطبيقية الحديثة في دراسة العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية على نماذج الانحدار التي تجمع بين علاقات الأجل الطويل والأجل القصير، وتُستخدَم هذه النماذج عندما تتصف المتغيرات بخاصية التكامل المشترك، حيث يفترض أن المتغيرات الاقتصادية تتجه في الأجل الطويل عادة نحو حالة من الاستقرار يطلق عليها وضع التوازن (Steady-State Equilibrium). ونظرًا لأنه في كثير من الأحيان أغلب بيانات السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية تكون غير مستقرة (Non stationary)، وفي مثل هذه الحالة لا تصلح نماذج الانحدار التقليدية في دراسة العلاقات بين المتغيرات وهي في صورتها الأصلية (Level)، حيث يؤدي ذلك إلى ما يسمي بالانحدار الزائف (Spurious Regression)، وبالتالي فإن الاختبارات الإحصائية العادية (R^2, DW, F, T) لا يمكن الاعتماد عليها. ويمكن التغلب على هذه المشكلة من خلال أخذ الفرق الأول لجميع المتغيرات، إلا أن ذلك يؤدي إلى فقدان العلاقات طويلة الأجل بين المتغيرات (Sultan, 2011)، تلك التي تتميز بأهميتها الكبيرة خاصة لدى متخذي السياسات الاقتصادية وبخاصة في العلاقات التي تتعلق بقرارات التوظف والنمو الاقتصادي،..إلخ، التي هي بطبيعتها علاقات طويلة الأجل (Christopoulos & Tsionas, 2004).

غير أنه إذا كانت بيانات السلاسل الزمنية للمتغيرات غير مستقرة كل على حدة، ولكنها تتصف بخاصية التكامل المشترك فيما بينها كمجموعة، فإن البواقي تكون مستقرة، مما يعني أن متغيرات النموذج تتحرك معًا في نفس الاتجاه، وبالتالي يتحقق لها التوازن في الأجل الطويل، ومن ثم يمكن قياس العلاقات بين المتغيرات بدون أخذ الفرق الأول لتحديد العلاقات طويلة الأجل بين المتغيرات، بالإضافة إلى تحديد العلاقات بين المتغيرات في الأجل القصير من خلال نموذج تصحيح الخطأ (ECM) (Vazakidis & Adamopoulos, 2010).

لذا، سوف يتم استخدام أسلوب التكامل المشترك في قياس أثر النمو الاقتصادي على البطالة في مصر خلال العقود الثلاثة الماضية، ويوجد في الأدب الاقتصادي عديد من الطرق لإجراء اختبارات التكامل المشترك، وأكثر هذه الطرق استخدامًا بصفة عامة اختبار: (Engle – Granger two stage)، (Johansen Maximum Likelihood). وتتطلب هذه الطرق أن تكون كافة متغيرات النموذج لها نفس رتبة التكامل (Integration Order)، كما أنه في حالة صغر حجم العينة لوحظ ضعف هذه الأساليب. غير أنه قد ظهر مؤخرًا مدخل بديل للتكامل المشترك يتجنب مثل هذه القيود، من خلال اختبارات الحدود (Bound Tests)، المعروف باسم نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الموزعة (ARDL)، الذي يعتمد على نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM) Unrestricted Error Correction Model الذي تكون له خصائص إحصائية أفضل في معالجة البواقي في الأجل القصير، وقد تم تطويره منذ عام 1995 وقدم في عام 2001 من قبل (Pesaran, Pesaran et al., 2001).

يعد تحليل (ARDL) نموذج انحدار ديناميكي، حيث ينطوي على وجود فترات تباطؤ زمني، الأمر الذي يمكن من خلاله قياس العلاقات في كل من الأجل الطويل والأجل القصير، ويستخدم هذا النموذج طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS). يتضمن أسلوب ARDL **إتباع الخطوات الثلاث التالية:**

أولاً: تحليل التكامل المشترك بين متغيرات النموذج، تلك التي تتم على مرحلتين، تتمثل **المرحلة الأولى** في اختبار جذر الوحدة (Unit Root Test)، و**المرحلة الثانية:** اختبار مدي توافر خاصية التكامل المشترك (Co-integration) بين متغيرات النموذجين من خلال اختبارات الحدود (Bound Tests). هذا بعد تحديد فترات التباطؤ الزمني المثلى (Optimal Lag Length) لمتغيرات النموذج باستخدام اختبار (AIC).

ثانيًا: تقدير العلاقات في الأجل الطويل بين متغيرات النموذجين من خلال نموذج (ARDL).

ثالثًا: تقدير العلاقات في الأجل القصير بين متغيرات النموذجين من خلال نموذج (ECM).

4-2-1: تحليل التكامل المشترك

4-2-1-1: اختبار جذر الوحدة (Unit Root Test)

يبدأ اختبار جذر الوحدة بنموذج الانحدار الذاتي للمتغير AR(k)، حيث إن المتغيرات المستقلة هي المتغير التابع بفترات تباطؤ k، وللتخلص من الارتباط الذاتي للبواقي يتم إدراج فترات تباطؤ للمتغير التابع في صيغة الفروق كمتغيرات مستقلة بالمعادلة المراد تقديرها كما يلي:

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (14)$$

حيث Y_t هو المتغير المراد تحديد درجة تكامله، t اتجاه زمني، ΔY_{t-i} فترات تباطؤ للمتغير التابع في صيغة الفروق، ε_t الخطأ العشوائي. باستخدام المعادلة رقم (14) يتم اختبار فرض العدم: $H_0: \rho = 0$ ، في مقابل الفرض البديل $H_1: \rho < 0$. إذا كانت قيمة إحصائية t المحسوبة للمعلمة ρ أكثر سالبية من القيمة الحرجة لديكي فولر الموسع، يمكننا رفض فرض العدم بأن المتغير يحتوي على جذر الوحدة، أي أن المتغير مستقر (Stationary Variable). أما إذا كانت قيمة إحصائية t المحسوبة للمعلمة ρ أقل سالبية من القيمة الحرجة لديكي فولر الموسع، لا يمكننا رفض فرض العدم بأن المتغير يحتوي على جذر الوحدة، ويكون المتغير غير مستقر (Non-Stationary) في المستوى، ولابد في هذه الحالة من تكرار إجراء اختبار جذر الوحدة على الفرق الأول للمتغير. فإذا ثبت أن الفرق الأول للمتغير لا يحتوي على جذر الوحدة، مما يعني أن المتغير أصبح مستقرًا بعد أخذ الفرق الأول له، فإننا نستنتج أن هذا المتغير متكامل من الدرجة الأولى أي متغير $I(1)$ (Koop, 2000).

4-2-1-2: اختبارات الحدود (Bound tests)

يتم أولاً اختيار الحجم الأمثل لفترات التباطؤ لكل متغير في النموذج مستعينًا بمعايير المعلومات المناسبة مثل AIC. ثم يتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM) لاختبار مدى وجود علاقة توازنية مستقرة في الأجل الطويل بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية بالنموذج كما يتضح من معادلتي اختبار الحدود التاليتين:

معادلة صيغة الفروق

$$\Delta UNR_t = \sigma_0 + \sum_{i=1}^{p} \sigma_{1i} \Delta UNR_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \sigma_{2i} \Delta GDPG_{t-i} + \rho UNR_{t-1} + \theta\, GDPG_{t-1} + \epsilon_t \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (15)$$

معادلة صيغة الفجوة

$$\Delta UNRGAP_t = \sigma_0 + \sum_{i=1}^{p} \sigma_{1i}\, \Delta UNRGAP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \sigma_{2i}\, \Delta GDPGAP_{t-i} + \rho UNRGAP_{t-1} + \theta\, GDPGGAP_{t-1} + \epsilon_t \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (16)$$

حيث إنه في النموذجين على التوالي فإن p, q تمثل العدد الأمثل لفترات التباطؤ الزمني التي تم تحديدها من خلال اختبار (AIC) في الخطوة السابقة، (Δ) تشير إلى الفرق الأول للمتغيرات، σ_{1i} ، σ_{2i} تمثل المعلمات الخاصة بالأجل القصير، بالإضافة إلى معلمة الحد الثابت σ_0، بينما ρ , θ فهي تمثل المعلمات الخاصة بالأجل الطويل، ϵ_t تمثل حد الخطأ العشوائي.

وبالاعتماد على اختبار (Wald Test) وإيجاد قيمة (F-statistics) المحسوبة، ومن خلال مقارنة هذه القيمة بالقيم الجدولية لها لاختبار فرض العدم في مواجهة الفرض البديل:

$H_0: \rho = \theta = 0$

$H_1: \rho \neq 0\ \theta \neq 0$

فإذا كانت القيمة المحسوبة لإحصائية F أكبر من الحد الأقصى للقيم الحرجة التي وضعها Pesaran, et al. (2001)، يمكن رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل بأن هناك علاقة تكامل مشترك بين متغيرات النموذج. أما إذا كانت القيمة المحسوبة لإحصائية F أصغر من الحد الأدنى للقيم الحرجة فلا يمكن رفض فرض العدم، ومن ثم يُستنتج أنه لا توجد علاقة تكامل مشترك بين متغيرات النموذج. وأخيرًا إذا كانت القيمة المحسوبة لإحصائية F تقع ما بين الحد الأقصى والحد الأدنى للقيم الحرجة، فإن النتيجة تكون غير محسومة ولا يمكننا الجزم بأن المتغيرات متكاملة معًا أم لا. ومن الجدير بالذكر أن هذه القيم الحرجة تعتمد على عدد المتغيرات التفسيرية في النموذج، فضلاً عما إذا كان نموذج ARDL يحتوي على ثابت الدالة فقط أم ثابت واتجاه زمني (Pesaran, et al., 2001).

4-2-2 تقدير علاقات الأجل الطويل

بعد التأكد من وجود خاصية التكامل المشترك بين متغيرات النموذج في الخطوة السابقة، فإنه يتم قياس العلاقة طويلة الأجل بحساب معلمات الأجل الطويل من معادلة اختبار الحدود – المعادلة 15، والمعادلة 16- كما يلي: معلمة الأجل الطويل $\beta = \frac{-\theta}{\rho}$ ، حيث تعبر β عن معلمة الأجل الطويل للمتغير التفسيري وهي تعبر عن معامل أوكن في الأجل الطويل.

4-2-3 تقدير علاقات الأجل القصير

تتمثل الخطوة التالية في منهج ARDL للتكامل المشترك في تقدير المعلمات الخاصة بالأجل القصير من خلال تطبيق نموذج تصحيح الخطأ (ECM)، وذلك بأن يتم أخذ حد الخطأ من معادلة الانحدار المقدرة في الأجل الطويل، وإدراجها في معادلة الأجل القصير مع أخذ فترة إبطاء لها، بالإضافة إلى الفرق الأول مع مراعاة فترات الإبطاء السابقة لكل متغير، وذلك كما يتضح من المعادلة رقم (17)، التي تمثل الصيغة العامة لمعادلة نموذج تصحيح الخطأ كما يلي:

$$\Delta UNR_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{1i} \Delta UNR_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \gamma_{2i} \Delta GDPG_{t-i} + \varphi ECT_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots\dots (17)$$

حيث إن Δ تمثل الفرق الأول للمتغيرات، γ_{1i}, γ_{2i} تمثل المعلمات المراد تقديرها في الأجل القصير، $\boldsymbol{\varphi}$ تمثل سرعة التعديل (Speed of Adjustment) في الأجل القصير للوصول إلى حالة التوازن المستقر وتمثل الفترة الزمنية التي يحتاجها معدل البطالة لكي يتحقق له التوازن مع معدل نمو الناتج في الأجل الطويل.

4-2-4 اختبار مدى ملائمة وجودة النموذج

يمكن إجراء مجموعة من الاختبارات يتم الحكم من خلالها على مدى ملائمة النموذج المستخدم في قياس المعلمات المقدرة، ولعل أهم هذه الاختبارات هي كما يلي:

الاختبار الأول: اختبار الارتباط الذاتي (Autocorrelation)، رغم أن إحصائية ديربن- واتسون (DW) تكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي للبواقي من الرتبة الأولى، فهي لا توضح إذا كان هناك ارتباط ذاتي من رتبة أعلى من الأولى، ولذا يتم إجراء الاختبار الخاص بذلك من خلال Breusch-Godfrey(BG) والمعروف باختبار (LM Test).

الاختبار الثاني: اختبار عدم ثبات التباين (Heteroscedasticity Test)، وذلك بهدف التأكد من تحقق افتراض ثبات تباين البواقي الذي يمثل أحد الافتراضات الأساسية التي تبنى عليها طريقة المربعات الصغرى (OLS)، وهذا يضمن أن تكون المعلمات المقدرة تتسم بالكفاءة، وبالتالي تكون اختبارات الفروض دقيقة وتكون المعلمات المقدرة أكثر مصداقية في عمليات التنبؤ، ومن ثم يمكن الاعتماد عليها في وضع السياسات الاقتصادية، ويتم ذلك من خلال اختبار (ARCH Test).

الاختبار الثالث: استقرار النموذج وأخطاء تعيينه، وذلك بهدف التأكد من أن النموذج قد تم تعيينه بصورة سليمة، فضلاً عن عدم وجود متغيرات محذوفة منه، ومن ثم يتمتع النموذج بالاستقرار الهيكلي

ويتم استخدامه في وضع السياسات الاقتصادية والتنبؤ في المستقبل، ويتم ذلك من خلال اختبار (Ramsey RESET test).

4 – 3 النتائج القياسية للدراسة

يتناول هذا الجزء تقدير معدل البطالة الطبيعي، والناتج المحتمل لحساب متغيري نموذج الفجوة: فجوة البطالة، وفجوة الناتج، ثم التعرف على خصائص متغيرات نموذجي الدراسة ودرجة استقرارهم وتكاملهم معًا، ثم تقدير معامل أوكن في كل من الأجل الطويل والأجل القصير خلال فترة الدراسة (1990–2019).

4–3–1 حساب فجوة البطالة وفجوة الناتج

- **تقدير معدل البطالة الطبيعي**

تم تقدير معدل البطالة الطبيعي في الاقتصاد المصري خلال الفترة (1990 – 2019)، وجاءت النتائج كما يلي:

$$\inf_t - \inf_{t-1} = -25.457 + 3.283\mathrm{UNR}_t \quad \ldots\ldots (18)$$

$$UNR^* = 7.753 \qquad [-2.002] \qquad [2.334]$$

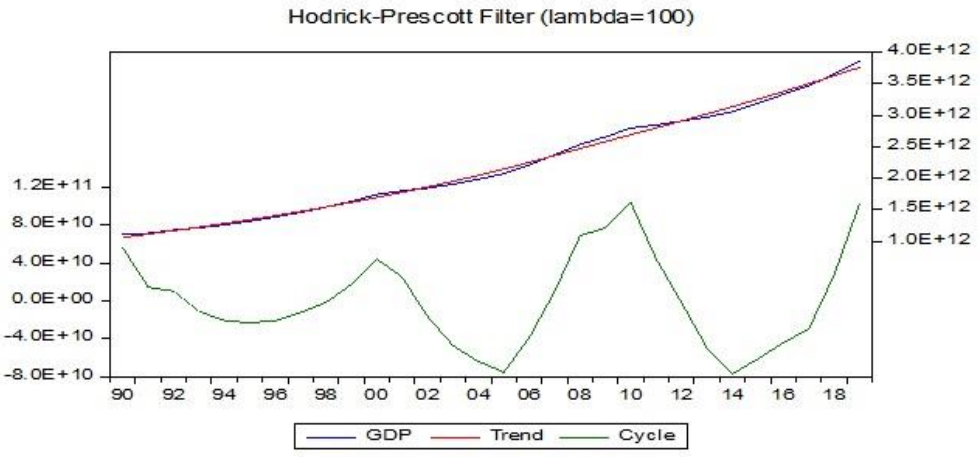
الأرقام ما بين القوسين [ ] تعبر عن إحصائية t بعد تصحيح المعادلة من الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى، ثم تم حساب متغير فجوة البطالة $(\boldsymbol{UNRGAP_t})$ كما بالمعادلة رقم (11).

- **تقدير الناتج المحتمل**

باستخدام مرشح أو فلتر هودريك بريسكوت تم تقدير الناتج المحتمل كما يتضح من **الشكل رقم (2)** الذي يوضح الناتج الفعلي (GDP_t) والناتج المحتمل (GDP*)، فضلاً عن التغيرات الدورية أو الفجوة بينهما (GDPGAP) خلال فترة الدراسة. ثم تم حساب متغير فجوة الناتج كما بالمعادلة رقم (13).

شكل رقم (2)

الناتج المحلي الإجمالي الفعلي (GDP_t) والناتج المحلي المحتمل (Trend) وفجوة الناتج (Cycle)



المصدر: إعداد الباحثين باستخدام البرنامج الإحصائي (EViews)، اعتماداً على بيانات (WB, WDI, 2020).

4-3-2 خصائص متغيرات نموذجي الدراسة والعلاقة بينها

يوضح **جدول رقم (2)** الإحصاءات الوصفية لهذه المتغيرات كما يلي:

جدول رقم (2)

الإحصاءات الوصفية لمتغيرات النموذجين

UNRGAP	GDPGAP	UNR	GDPG	Variables
2.678	0.028	10.432	4.424	**Mean**
2.746	-0.474	10.500	4.472	**Median**
5.400	5.257	13.154	7.156	**Maximum**
0.346	-3.522	8.100	1.125	**Minimum**
1.549	2.184	1.549	1.588	**Std. Dev.**
0.231	0.505	0.231	-0.193	**Skewness**
1.939	2.510	1.939	2.342	**Kurtosis**
1.673	1.575	1.673	0.727	**Jarque-Bera**
0.433	0.455	0.433	0.695	**Probability**
80.338	0.838	312.953	132.717	**Sum**
69.547	138.379	69.547	73.116	**Sum Sq. Dev.**
30	30	30	30	**Observations**

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام البرنامج الإحصائي (EViews)، اعتمادًا على الجدول رقم (1)م وبيانات (WB, WDI, 2020).

- أن متوسط معدل نمو الناتج المحلي كان 4.42%، وأن أدنى معدل لنمو الناتج المحلي كان 1.13% وقد تحقق ذلك في أعقاب تطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادي في بداية تسعينيات القرن الماضي وما تتضمنه من عديد من السياسات الاقتصادية الانكماشية، وكذلك في عام 2011 نتيجة لأحداث ثورة 25 يناير في هذا العام، وأن أقصى معدل لنمو الناتج لمحلي كان 7.12% وقد تحقق في عامي 2007، 2008 نتيجة للسياسات النقدية التحررية التي طبقت في عام 2003 وزيادة ايرادات مصر الدولارية.
- أن متوسط معدل البطالة كان 10.4%، وأن أدنى معدل للبطالة كان 8.1% وقد تحقق ذلك في نهاية عقد التسعينيات، وأقصى قيمة لمعدل البطالة كانت 13.2% وتحقق ذلك في عام 2013 في أعقاب ثورة 25 يناير وما تبعها من عدم الاستقرار السياسي والاقتصادي.
- أن متوسط فجوة الناتج كانت حوالي 0.03%، بينما متوسط فجوة البطالة كانت 2.7%، وأن الحد الأدنى لفجوة الناتج كانت قيمته سالبة، بينما كانت لمعدل البطالة موجبة.
- استنادًا إلى اختبار (Jarque-Bera) يلاحظ أن سلاسل البيانات للمتغيرات الأربعة غير معنوية إحصائيًا، وبالتالي تأخذ شكل التوزيع المعتدل الطبيعي في ظل وجود تباين ثابت وتغاير يساوي الصفر.

توضح بيانات الجدول رقم (3) مصفوفة معاملات الارتباط لكل من نموذج الفروق ونموذج الفجوة، ويتضح منهما وجود ارتباط عكسي بين المتغيرين في النموذجين وإن كانت قوة الارتباط تقريبًا متوسطة، غير أنها كانت أعلى في نموذج الفروق مقارنة بنموذج الفجوة.

جدول رقم (3)

مصفوفة معاملات الارتباط في النموذجين

	المتغير	GDPG	UNR
النموذج الأول: نموذج الفروق	GDPG	1	-0.531
	UNR	-0.531	1
	المتغير	GDPGAP	UNRGAP
النموذج الثاني: نموذج الفجوة	GDPGAP	1	-0.486
	UNRGAP	-0.486	1

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام البرنامج الإحصائي (EViews)، اعتمادًا على الجدول رقم (1)م

4-3-3 نتائج اختبار جذر الوحدة (Unit Root Test)

يوضح **الجدول رقم (4)** النتائج الموجزة لاختبار جذر الوحدة سواء للمتغيرات في صورتها الأصلية أو بعد إجراء الفروق عليها، وذلك من خلال اختباري: ديكي – فولار الموسع Augmented Dickey-Fuller (ADF) ، وفيليبس بيرون Phillips-Perron (PP).

يلاحظ من بيانات هذا الجدول ما يلي:

- عدم استقرار كل من معدل البطالة وفجوة البطالة في صورتهما الأصلية (Level) عند مستوى معنوية 5%، بينما يكون المتغيران مستقران بعد اجراء الفرق الأول وفقاً للاختبارين عند مستوى معنوية 1%، وبالتالي يكون تكاملهما من الرتبة الأولى I(1).
- استقرار كل من معدل نمو الناتج المحلي وفجوة الناتج المحلي في صورتهما الأصلية (Level) عند مستوى معنوية 5%، وبالتالي يكون تكاملها من الرتبة الصفرية I(0).
- وفقاً لهذه النتائج يمكن الاستمرار وإجراء اختبارات التكامل المشترك من خلال اختبارات الحدود التي تسمح بأن تكون رتبة التكامل I(0)، I(1) بنفس النموذج.

جدول رقم (4)

نتائج اختبار استقرار متغيرات النموذج (UR)

البيان / المتغير	المتغير في وضعه الأصلي (Level)			المتغير في الفرق الأول (First Difference)			رتبة المتغير
	الاتجاه الزمني المعنوي	(ADF)	(PP)	الاتجاه الزمني المعنوي	(ADF)	(PP)	
LnUNR	Constant	-2.084 (0.252)	-1.865 (0.343)	None	-4.222 (0.000)	-4.139 (0.000)	I(1)
LnGDPG	Constant	-3.717 (0.009)	-3.741 (0.009)	-	-	-	I(0)
UNRGAP	Constant	-2.062 (0.260)	-1.795 (0.376)	None	-4.090 (0.000)	-4.042 (0.000)	I(1)
GDPGAP	Constant	-5.785 (0.000)	-2.961 (0.051)	None	-	-3.483 (0.001)	I(0)

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام البرنامج الإحصائي EViews. الأرقام ما بين القوسين () تعبر عن معنوية إحصائية *t*.

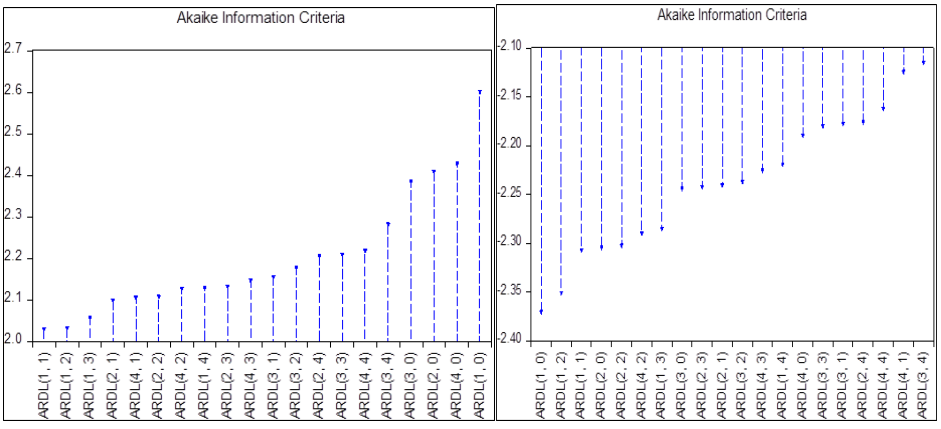
يتطلب إجراء اختبارات التكامل المشترك وتقدير المعلمات في كل من الأجل الطويل والأجل القصير تحديد فترات التباطؤ الزمني المثلى (Optimal Lag Length) للمتغيرات الداخلة بالنموذج كما هو موضح **بالشكل رقم (3)**.

تم إجراء ذلك باستخدام (AIC) بافتراض حد أقصى 4 فترات تباطؤ، تبين أن فترات التباطؤ المثلى هي فترة تباطؤ واحدة لكلا المتغيرين في نموذج الفجوات، بينما هي فترة واحدة لمعدل البطالة وبدون فترات تباطؤ لمعدل النمو الاقتصادي في نموذج الفروق ولكن تم اختيار ثاني أفضل فترات تباطؤ لهذا النموذج وهي فترة تباطؤ واحدة لمعدل البطالة وفترتين تباطؤ لمعدل النمو وذلك كي نتمكن من قياس معامل أوكن في الأجل القصير.

شكل رقم (3)

تقدير فترات التباطؤ وفقاً لنموذج ARDL

نموذج الفروق (lnUNR – lnGDPG) **نموذج الفجوة (UNRGAP –GDPGAP)**



المصدر: إعداد الباحثين باستخدام البرنامج الإحصائي (EViews)، اعتمادًا اعتمادًا على الجدول رقم (1)م .

4-3-4 نتائج اختبارات التكامل المشترك (Co-integration Tests)

يوضح **الجدول رقم (5)** ملخص نتائج اختبارات الحدود (Bound Tests)، يلاحظ أن قيمة (F-statistics) المحسوبة أكبر من الحد الأعلى للقيمة الجدولية في صيغة الفروق عند مستوى معنوية 1%، ولذا فإنه يتم رفض فرض العدم (H_0) بعدم وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج وقبول الفرض البديل (H_1)، مما يعني وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج الأول – نموذج الفروق – وبالتالي، يتم متابعة الخطوات التالية في تحليل (ARDL) في مثل هذه الحالة.

جدول رقم (5)

نتائج اختبارات الحدود للتكامل المشترك (Bounds Test)

القيم الحرجة	مستوى المعنوية		قيمة F المحسوبة	قيمة F المحسوبة
	%5	%1	نموذج الفروق (lnUNR – lnGDPG)	نموذج الفجوة (UNRGAP – GDPGAP)
الحد الأدنى I(0)	3.62	4.94	6.918	1.938
الحد الأقصى I(1)	4.16	5.58		

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام برنامج EViews، القيم الحرجة محسوبة عند متغير مستقل واحد، النموذج يتضمن حد ثابت وبدون اتجاه زمني.

أما في النموذج الثاني – نموذج الفجوة – فإنه يتم قبول فرض العدم (H_0) بعدم وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج ورفض الفرض البديل (H_1) لأن قيمة (F) المحسوبة أقل من القيم الحرجة عند مستوى معنوية 5%، مما يعني عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات نموذج الفجوة، وهذا يعني عدم انطباق قانون أوكن في الأجل الطويل بالاقتصاد المصري وفقاً لهذا النموذج، حيث إن معدل النمو لا يسهم إيجابيًا في خلق وظائف جديدة، وهذا يتفق مع فرضية النمو بدون تشغيل، غير أنه يتم أخذ الفرق الأول للمتغيرات لتقدير العلاقة قصيرة الأجل بين متغيرات هذا النموذج والتحقق من مدى انطباق قانون أوكن بالأجل القصير.

4-3-5 تقدير معامل أوكن

وسيتم في هذا الجزء تقدير معامل أوكن في كل من الأجلين الطويل والقصير كلما أمكن في نموذجي الفروق والفجوة كما يلي:

4-3-5-1 تقدير معامل أوكن باستخدام نموذج الفروق[4]

باستخدام اختبار الحدود، تبين وجود تكامل مشترك بين متغيري النموذج، ومن ثم يمكن **تقدير معادلة الأجل الطويل ومعامل أوكن في الأجل الطويل** كما بالمعادلة رقم (19):

$$\ln UNR = 2.974 - 0.438 \ln GDPG \quad \ldots (19)$$

[17.833] [-3.861]

الأرقام ما بين القوسين تعبر عن إحصائية t.

(4) جدير بالذكر انه باستخدام نموذج (ARDL) تتحول صيغة الفروق المستخدمة في تقدير معامل أوكن الى الصيغة الديناميكية.

يتضح من المعادلة السابقة أن المعلمات المقدرة معنوية احصائيًا، الأمر الذي يعني وجود تأثير معنوي لمعدل نمو الناتج المحلي على معدل البطالة، فضلاً عن أن معامل أوكن سالب كما هو متوقع، مما يعني تحقق قانون أوكن بالاقتصاد المصري في الأجل الطويل، وتشير قيمة المعلمة المقدرة أن ارتفاع معدل نمو الناتج المحلي بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض معدل البطالة بنسبة 0.44% في الأجل الطويل. وهذا يعني أن رفع معدل نمو الناتج يسهم إيجابيًا في علاج البطالة في مصر، وأنه لتقليل معدل البطالة بأكثر مما كان عليه يتطلب أن يكون معدل نمو الناتج أعلى من معدل نمو الإنتاجية، وهذا يتطلب من الحكومة المصرية زيادة معدل نمو الناتج المحلي بمعدل أعلى مما هو عليه الآن من خلال تشجيع الاستثمار الخاص المحلي والأجنبي والاستثمار العام بهدف الحد من البطالة.

ومن خلال تطبيق نموذج تصحيح الخطأ (ECM)، يتم تقدير **علاقات الأجل القصير** كما يتضح من بيانات **الجدول رقم (6)**.

جدول رقم (6)

نتائج تقدير علاقات الأجل القصير بنموذج الفروق وفقاً لنموذج (ECM)*

المتغير (ΔlnUNR) هو المتغير التابع	
المتغيرات	**المعلمات المقدرة**
$\Delta \ln GDPG_t$	−0.105*** [−3.840]
$\Delta \ln GDPG_{t-1}$	0.059* [1.834]
φ_{t-1}	−0.388*** [−4.734]
R^2	0.545

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام البرنامج الإحصائي (EViews)، اعتمادًا على الجدول رقم (1)م.

الأرقام بين القوسين تعبر عن إحصائية t. تعبر *** عن أن المعلمة المقدرة معنوية عند 1%، ** معنوية عند 5%، * معنوية عند 10%.

يلاحظ من هذا التقدير أن التغير في الناتج المحلي يكون له تأثير سلبي على معدل البطالة رغم ضعف قيمة معامل أوكن، حيث تشير قيمة المعلمة المقدرة إلى أن زيادة الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 1% تؤدي إلى انخفاض معدل البطالة بنسبة 0.11% في نفس الفترة الزمنية وذلك عند مستوى معنوية 1%، الأمر الذي يؤكد على تحقق قانون أوكن بالاقتصاد المصري في الأجل القصير، وإن كانت قيمة معامل أوكن ضعيفة إلى حد كبير في الأجل القصير، ويرجع ذلك إلى انخفاض مرونة سوق العمل بالاقتصاد المصري كما أن جزء كبير من البطالة هي بطالة هيكلية واحتكاكية، وبالتالي تنشأ البطالة من أن العاطلين عن العمل ليس لديهم المهارات والمؤهلات المطلوبة للقيام بالوظائف المتاحة، وكذلك عدم توافر المعلومات الكافية لدى العاطلين عن فرص التوظف التي تتناسب معهم، فضلاً عن ذلك فإن الحكومة مازالت هي المصدر الرئيس للتوظف في سوق العمل المصري. وهذا يتطلب تحسين ظروف العمل وتشجيع العمل الحر واليدوي، ومن ثم تركز السياسات في جزء كبير منها على احداث التغيرات الهيكلية وإصلاح سوق العمل.

أن معامل سرعة التعديل لأي صدمات تحدث في سوق العمل في الأجل القصير ذات قيمة سالبة ومعنوية احصائيًا عند مستوى 1%، وتشير قيمة المعلمة المقدرة إلى أن سرعة التعديل تمثل حوالي 0.39 في المتوسط سنويًا، الأمر الذي يعني استعادة التوازن لسوق العمل لأي صدمات تحدث به في غضون سنتين ونصف تقريبًا. كما أن المقدرة التفسيرية للنموذج تمثل حوالي 55%، مما يعني أنه يمكن تفسير 55% من التغيرات في معدل البطالة في مصر من خلال التغيرات في معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي.

4-3-5-2 تقدير معامل أوكن باستخدام نموذج الفجوة

نظرًا لعدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات هذا النموذج، وعدم استقرار متغيراته كما اتضح من الجدول رقم (4) والجدول رقم (5)، ومن ثم لا ينطبق قانون أوكن في الأجل الطويل، كما أنه يتعين أخذ الفرق الأول لمتغيرات النموذج لتحويلها إلى متغيرات مستقرة حتى يمكن قياس معامل أوكن في الأجل القصير كما هو موضح في **الجدول رقم (7)**.

جدول رقم (7)

نتائج تقدير علاقات الأجل القصير بنموذج الفجوة وفقًا لطريقة المربعات الصغرى العادية (OLS)

المتغير (ΔUNRGAP) هو المتغير التابع	
المتغيرات	**المعلمات المقدرة**
constant	0.044 [0.325]
$\Delta GDPGAP_t$	−0.345*** [−3.845]
R^2	3540.
D−W	1.811

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام البرنامج الإحصائي (EViews)، اعتمادًا على الجدول رقم (1)م.

الأرقام بين القوسين تعبر عن إحصائية *t*. تعبر *** عن أن المعلمة المقدرة معنوية عند 1%، ** معنوية عند 5%، * معنوية عند 10%.

يلاحظ من هذا التقدير أن التغير في فجوة الناتج المحلي يكون له تأثير سلبي ومعنوي على معدل البطالة، حيث تشير قيمة المعلمة المقدرة إلى أن زيادة فجوة الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 1% تؤدي إلى انخفاض فجوة البطالة بنسبة 0.35% وذلك عند مستوى معنوية 1%، الأمر الذي يؤكد على تحقق قانون أوكن بالاقتصاد المصري في الأجل القصير، وهذا يتفق مع النتيجة المحققة في الأجل القصير من خلال نموذج الفروق وإن كانت قيمة معامل أوكن في هذه الحالة أكبر منها في نموذج الفروق. كما أن المقدرة التفسيرية للنموذج تمثل حوالي 35%، مما يعني أنه يمكن تفسير 35% من التغيرات في معدل البطالة في مصر من خلال التغيرات في معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي، وبالتالي فإن هذا يعني أن هناك عوامل أخري يكون لها تأثير في البطالة خلاف النمو الاقتصادي.

جدير بالذكر أن اختلاف قيمة معامل أوكن في النموذجين يرجع إلى اختلاف الصيغة المستخدمة في القياس من ناحية – كما تم بيانه في الجزء (4 – 1)– وإلى اختلاف أسلوب القياس المستخدم من ناحية أخرى، فبينما تم استخدام التحليل الديناميكي لتقدير نموذج الفروق، والذي يأخذ في اعتباره تأثير التغير في معدل نمو الناتج في الوقت الحاضر وفي الفترات السابقة على معدل

البطالة في الفترة الحالية، كان أسلوب القياس المستخدم في تقدير نموذج الفجوة استاتيكي ساكن لا يأخذ عنصر الزمن في الحسبان.

يتضح من التحليل السابق في النموذجين، وجود علاقة سلبية بين معدل نمو الناتج ومعدل البطالة أي تحقق قانون أوكن في الاقتصاد المصري وبخاصة في الأجل القصير، ومن ثم يكون لسياسات إدارة الطلب من خلال دعم النمو الاقتصادي دور إيجابي في التخفيف من معدل البطالة، من خلال إتباع السياسات المالية والنقدية التوسعية، هذا فضلاً عن سياسات التغير والإصلاح الهيكلي لسوق العمل بهدف زيادة مرونة سوق العمل، الأمر الذي يسهم إيجابيًا في ارتفاع قيمة معامل أوكن.

4-4-5: اختبار مدى ملائمة وجودة نموذجي الدراسة

لقد تم إجراء مجموعة من الاختبارات القياسية للحكم على مدى ملائمة نموذجي الدراسة في قياس المعلمات المقدرة، وتبين من **الجدول رقم (8)** أن بواقي النموذجين لا تعاني من وجود ارتباط ذاتي من درجات أعلى من الدرجة الأولى عند مستوى معنوية 5%. كما تبين أن بواقي النموذجين لا يوجد بهما مشكلة عدم ثبات التباين، فضلاً عن عدم وجود أخطاء في تعيين النموذج عند مستوى معنوية 5%. ومما سبق توضح نتائج الاختبارات السابقة ملائمة النموذجين المستخدمين في التحليل، وأن نتائجهما تتسم بجودة توفيق مرتفعة.

جدول رقم (8)

نتائج الاختبارات الإحصائية والقياسية للنموذجين

الاختبار	إحصائية	النموذج الأول (الفروق)		النموذج الثاني (الفجوة)	
		القيمة	Prob.	القيمة	Prob.
الارتباط الذاتي Breusch-Godfrey LM test	F-statistic	1.251	0.305	0.105	0.901
عدم ثبات التباين Breusch-Pagan-Godfrey	F-statistic	0.461	0.503	0.299	0.589
أخطاء تعيين النموذج Ramsey RESET test	F-statistic	2.930	0.100	0.101	0.753

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام البرنامج الإحصائي (EViews)، استنادًا إلى مخرجات النموذجين.

5. النتائج والتوصيات والبحوث المستقبلية

5 – 1: النتائج، تتمثل أهم النتائج التي توصل إليها البحث بإيجاز فيما يلي:

- وفقاً للأدبيات النظرية والتطبيقية أن قانون أوكن الذي ينص على وجود علاقة سلبية بين النمو الاقتصادي والبطالة قد شهد تطورات كبيرة فيما بين الدول وعبر الزمن، حيث تؤيد عديد من الدراسات صحة هذا القانون وبخاصة في الدول المتقدمة، وبعضها يؤكد على ضعف هذه العلاقة أو حتى عدم وجودها وبخاصة في الدول النامية، كما أن هناك بعض منها توصل إلى وجود علاقة ايجابية بين النمو الاقتصادي والبطالة.
- توضح دراسة تطور مشكلة البطالة في الاقتصاد المصري أنه عانى من ارتفاع كبير في معدل البطالة، بسبب عدم التوافق بين عرض العمل والطلب عليه، وأنه توجد علاقة عكسية بين معدلات نمو الناتج المحلي ومعدلات البطالة في مصر على مدى الفترات الزمنية المتقطعة، مما يشير إلى انطباق قانون أوكن في الاقتصاد المصري، ورغم ارتفاع معدل نمو الناتج في بعض الفترات إلا أنه لم يتمتع بالاستقرار والاستدامة، ومن ثم لم يسهم بشكل فعال في الحد من البطالة.
- توضح نتائج القياس في الأجل الطويل وجود علاقة تكامل مشترك بين معدل نمو الناتج المحلي والبطالة وفقاً لنموذج الفروق، الأمر الذي يؤكد على تحقق قانون أوكن وأن قيمة معامل أوكن كانت –0.44، أي أن زيادة الناتج المحلي بنسبة 1% يؤدي لانخفاض معدل البطالة بنسبة 0.44%. بينما لم يتحقق ذلك في نموذج الفجوة، ومن ثم لم يتحقق قانون أوكن في الأجل الطويل وفقاً لهذا النموذج.
- توضح نتائج القياس في الأجل القصير تحقق قانون أوكن وأن قيمة معامل أوكن كانت –0.11 في نموذج الفروق، –0.35 في نموذج الفجوة، الأمر الذي يؤكد على تحقق قانون أوكن وبخاصة في الأجل القصير، وإن كانت القدرة التفسيرية للنموذجين متوسطة، مما يؤكد على وجود أنواع أخرى من البطالة خلاف البطالة الدورية التي يعاني منها الاقتصاد المصري.

5 – 2: التوصيات، في ضوء النتائج التي تم التوصل إليها تتمثل أهم التوصيات التي يمكن أن تسهم في علاج البطالة في الاقتصاد المصري مستقبلاً فيما يلي:

- نظرًا لأن النتائج تشير إلى انطباق قانون أوكن في الاقتصاد المصري وبخاصة في الأجل القصير، فإن هذا يشير إلى أن السياسات التي تتعلق بإدارة الطلب يكون لها دور فعال في الحد

من البطالة من خلال كل الوسائل التي ترفع من معدل النمو الاقتصادي، من خلال تهيئة المناخ وبيئة الاستثمار المناسبة التي تسهم في زيادة معدلات الاستثمار، ومن ثم معدل النمو الاقتصادي.

- اتباع سياسة مالية توسعية من خلال زيادة الإنفاق الحكومي وتخفيض معدلات الضرائب، وكذلك سياسة نقدية توسعية من خلال خفض سعر الفائدة وتسهيل الاقتراض لتمويل الاستثمارات الحقيقية، مع مراعاة تحقيق التنسيق بين السياستين المالية والنقدية، فضلاً عن الشفافية في تطبيق القوانين والقرارات ومحاربة الفساد والروتين بالأجهزة الحكومية، بما يعمل علي توفير البيئة الملائمة لزيادة الاستثمار وزيادة تدفقات رؤوس الأموال الأجنبية، الأمر الذي يسهم ايجابيًا في الارتفاع بمعدل النمو الاقتصادي وتوفير مزيد من فرص العمل، ومن ثم الحد من البطالة.
- يجب الاهتمام بإجراء الإصلاحات الهيكلية في سوق العمل بما يعمل على زيادة مرونته، ومن ثم الارتفاع بقيمة معامل أوكن، من خلال تشجيع القطاع الخاص والعمل الحر، وتنمية ريادة الأعمال، وتخفيض القيود على التوظف، وخفض تكلفة رأس المال التجارية والصناعية من خلال تقديم الدعم المالي والنقدي لهذه الأنشطة، هذا فضلاً عن تنمية وتطوير القطاع غير الرسمي وتقديم كافة أوجه الدعم له ومساعدته على الاندماج في القطاع الرسمي من خلال تخفيض قيود الانضمام وتقديم المزايا المختلفة له لتحقيق ذلك.
- بالرغم من أن زيادة معدل نمو الناتج تسهم إيجابيًا في الحد من البطالة إلا أن القدرة التفسيرية لنموذجي الدراسة ضعيفة، مما يعني أن زيادة معدل نمو الناتج ليس الأداة الوحيدة اللازمة للحد من البطالة في مصر، حيث إن هناك عديد من العوامل الأخرى لابد من أخذها في الحسبان، مثل العمل على خلق وظائف جديدة، والارتفاع بكفاءة ومهارة الأيدي العاملة من خلال تطوير نظم التعليم والتدريب، والاعتماد على الأساليب الإنتاجية المكثفة للعمالة وبخاصة من خلال الاهتمام ودعم المشروعات الصغيرة،..إلخ.

5 – 3: البحوث المستقبلية: من البحوث التي يمكن دراستها مستقبلاً في هذا المجال هو تقدير العلاقة بين البطالة والنمو الاقتصادي في مصر ومجموعة من الدول العربية كدراسة مقارنة، وكذلك مجموعة من الدول النامية والدول المتقدمة من خلال تحليل (Panel Data). كما يمكن دراسة العلاقة بين البطالة والنمو الاقتصادي والتضخم، سواء على مستوى دولة واحدة أو أكثر من دولة،..إلخ.

قائمة المراجع

1) Al- Omari B. K. (2019), " An Empirical Analysis of Unemployment, in Oman", ***Global Scientific Journals,*** Vol. 7, Iss. 3, PP. 201-214, www.globalscientificjournal.com.
2) Alamro H & Al-dalaien Q. (2016), "Validity of Okun's Law Empirical Evidence from Jordan", ***Dirasat, Administrative Sciences,*** Vol. 43, No. 1, PP. 315-324, https://www.researchgate.net/.
3) Al-Habees M. A. & Abu Rumman M. (2012), "The Relationship Between Unemployment and Economic Growth in Jordan and Some Arab Countries", ***World Applied Sciences Journal,*** Vol. 18, No. 5, PP. 673-680, https://scholar.google.co.uk/.
4) Bahat T. A., Lone T. A. & Din T. M. (2019), "The validity of Okun's Law: Evidences from Indian economy", ***Theoretical and Applied Economics***, Vol. XXVI, No. 4, PP. 273-278, https://econpapers.repec.
5) Christopoulos D. K. & Tsionas E. G. (2004), "Financial development and economic growth: evidence from panel unit root and co integration tests", ***Journal of Development Economics***, Vol. 73, PP. 55–74, www.elsevier.com/locate/econbase.
6) Ciprian-Ionel T. (2017), "Okun's Law for Romania during 1992-2004***",*** ***MPRA Paper No. 10638***, Online at https://mpra.ub.uni-muenchen.
7) Daniel L. (2018), "Is Okun's Law Valid in Romanian Economy? An Empirical Approach of Unemployment Rate and GDP Relation from 2000 to 2018", ***Economic Sciences Series,*** Vol. XVIII, ISS. 2, PP. 279-284, https://ideas.repec.org/a/ovi/oviste/.
8) El Andari C. & Bouaziz R. (2015), "Is the Okun's law valid in Tunisia?", ***MPRA Paper No. 67998***, Online at https://mpra.ub.uni-muenchen.
9) Elshamy H. (2013), "The Relationship Between Unemployment and Output in Egypt", ***Social and Behavioral Sciences***, Vol. 81, PP. 22-26, online at www.sciencedirect.com.
10) Grech A. G. (2014), "Investigating potential output using the Hodrick-Prescott filter: An Application for Malta", ***CBM Working Papers, No. WP/02/2014***, Central Bank of Malta, http://hdl.handle.net/.
11) Hassan M. M. & Hossain K. (2013), "The Labor Market and Output in Bangladesh: Does Okun's Law Stand Still?", ***European Journal of Social Sciences,*** Vol. 73, No. 3, PP. 417-426,

http://www.europeanjournalofsocialsciences.com.

12) Hodrick R. T. & Prescott E. C. (1997), "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation ", ***Journal of Money, Credit and Banking*** , Vol. 29, No. 1, pp. 1-16, https://about.jstor.org/terms.

13) Kenawy E. M. (2009), "The Economic Development in Egypt During the 1952-2007 Period**",** ***Australian Journal of Basic and Applied Sciences***, Vol. 3, No. 2, PP. 588-603, http://ks3096608.kimsufi.com/gifiles/attach/.

14) Khobai H. (2018), "The effect of unemployment on economic growth in South Africa (1994-2016)", ***MPRA Paper No. 85305***, Online at https://mpra.ub.uni-muenchen.

15) Khorshid M., Kamaly A., El-Laithy H. & El-Enein S. A. (2011), ***Assessing Development Strategies to Achieve the MDGGs in the Arab Republic of Egypt***, United Nations Department for Social and Economic Affairs, http://www.un.org/en/.

16) Koay Y. Y. & Choong C. K. (2013), "The Nexus Between Worker Remittances and Economic Growth in Malaysia", ***PROSIDING PERKEM VIII, JILID 1***, PP. 507-5015, http://www.ukm.my/fep/perkem/.

17) Koop, G. (2000), ***Analysis of Economic Data***, Chichester: John Wiley, England: UK.

18) Kreishan F. (2011), "Economic Growth and Unemployment: An Empirical Analysis", ***Journal of Social Sciences,*** Vol. 7, No. 2, PP. 228-231, https://www.researchgate.net/.

19) Lal I., Muhammad S. D., Jalil M. A. & Hussain A. (2010), "Test of Okun's Law in Some Asian Countries Co-Integration Approach", ***European Journal of Scientific Research,*** Vol. 40, No. 1, PP. 73-80, http://www.eurojournals.com/ejsr.htm.

20) Lin X. & Javeid U. (2012), "Validity of Okun's Law Empirical Evidence from Pakistan (1981-2005)", ***Digitala Vetenskapliga Arkivet,*** Södertörn University, School of Social Sciences, https://www.diva-portal.org/smash/record.

21) Monem H. A. (2011), Inflation Dynamics: The Case of Egypt, ***Social Science Research Network***, No. 15, http://papers.ssrn.com/.

22) Narayan P. K. & Narayan S. (2005), "Estimating Income and Price Elasticities of Imports for Fiji in A Co integration Framework", ***Economic Modeling***, Vol. 22, Iss. 3, PP. 423-438,

http://www.sciencedirect.com.

23) Onakoya A. B. & Victor S. A. (2020), "Economic Growth and Unemployment Nexus: Okun's Two-Version Case for Nigeria, South Africa and United States of America", ***Journal of Economics and Behavioral Studies***, Vol. 12, No. 1, PP. 55-65, https://ojs.amhinternational.com/index.

24) Pata U. K., Yurtkuran S & Kalca A. (2018), "A revisited causality analysis of Okun's Law: The case of Turkey", ***Theoretical and Applied Economics***, Vol. XXV, No. 4, PP. 117-130, https://ideas.repec.org/.

25) Peeters M. (2011), "Modelling unemployment in the presence of excess labour supply: An application to Egypt", ***Journal of Economics and Econometrics***, Vol. 54, No. 2, PP. 58-92, http://depot.knaw.nl/.

26) Pesaran M. H., Shin Y. & Smith R. J. (2001) "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", ***Journal of Applied Econometrics***, Vol. 16, Iss. 3, PP. 289-326, http://onlinelibrary.wiley.com/.

27) Rahman M. & Mustafa M. (2015), "Okun's law: evidence of 13 selected developed countries", ***Journal of Economics and Finance,*** Vol. 41, PP. 297-310, https://link.springer.com/article/.

28) Rahman M. M. & Salahuddin M. (2000), ***The determinants of economic growth in Pakistan: Does stock market development play a major role?***, http://eprints.usq.edu.au/.

29) Seth A., John M. A. & Dalhatu A. Y., (2018), "The Impact of Unemployment on Economic Growth in Nigeria: An Application of Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Bound Testing", ***Sumerianz Journal of Business Management and Marketing***, Vol. 1, No. 2, PP. 37-46, *https*://www.sumerianz.com

30) Shahbaz M., Ahmad K. & Chaudhary A. R. (2008), "Economic Growth and Its Determinants in Pakistan", ***The Pakistan Development Review***, Vol. 47, No. 4, Part II, PP. 471–486, http://www.pide.org.

31) Suleiman S. H., Kassim S. T. & Hemed I. M. (2017), "Unemployment and Economic Growth in Tanzania", ***Journal of Economics, Management and Trade***, Vol. 20, No. 2, PP. 1-8, https://www.researchgate.net/.

32) Touny M. A. (2013), "Investigate the Long-Run Trade-Off between Inflation and Unemployment in Egypt", ***International Journal of Economics and Finance***, Vol. 5, No. 7, PP. 115-125, http://www.ccsenet.org/.

33) Tumanoska D. (2019), "The Validityof Okun's Law in North Macedonia", ***Business and Economic Research***, Vol. 9, No. 2, PP. 160-168, http://ber.macrothink.org

34) UNDP (2002), ***Egypt Human Development Report 2001/2002,*** executed by: United Nations Development Programme (UNDP), and The Institute of National Planning (INP), Egypt, http://www.undp.org.eg.

35) Vazakidis A. & Adamopoulos A. (2010), "A Causal Relationship between Financial Market Development and Economic Growth", ***American Journal of Applied Sciences***, Vol. 7, PP. 575-583, http://scipub.org.

36) Vazakidis A. & Adamopoulos A. (2010), "A Causal Relationship Between Financial Market Development and Economic Growth", ***American Journal of Applied Sciences***, Vol. 7, PP. 575-583, http://scipub.org.

37) World Bank (2020), ***World Development Indicators (WDI),*** online at: http://data.worldbank.org/.

38) Yahia A. K. (2018), "Estimation of Okun Coe_cient for Algeria", ***MPRA Paper No. 83707***, Online at https://mpra.ub.uni-muenchen.

39) أدريوش، دحماني، (2013)، "النمو الاقتصادي والبطالة في الجزائر: دراسة قياسية"، ***مجلة علوم النجاح للأبحاث (العلوم الإنسانية)***، م 27، ع 6. ص ص 1293 – 1322.

40) المرعي، محمد عبد الكريم، المصبح، عماد الدين أحمد، (2016)، "تقدير فجوة الناتج في الاقتصاد السعودي خلال الفترة (1970 –2012): دراسة تطبيقية باستخدام مرشحي هودرك بريسكوت وكالمن متعدد المتغيرات"، ***مجلة بحوث اقتصادية عربية***، الجمعية العربية للبحوث الاقتصادية، العددان 47–75 . ص ص 159 – 175.

41) نجا، علي عبد الوهاب، (2018)، ***مشكلة البطالة وأثر برنامج الإصلاح الاقتصادي عليها "دراسة تحليلية تطبيقية"***، دار فاروس للطبعة والنشر، الاسكندرية، جمهورية مصر العربية.

الملحق الإحصائي

جدول رقم (1)م

متغيرات النموذج والمتغيرات المستخدمة في التحليل في مصر خلال الفترة (1990–2019)

البيان / السنه	الرقم القياسي للأسعار	معدل التضخم على أساس أسعار المستهلك %	معدل البطاله %	فجوة البطاله %	معدل نمو الناتج المحلي %	فجوة معدل نمو الناتج المحلي %
1990	19.1	16.76	8.60	0.85	5.46	2.80
1991	22.9	19.75	9.60	1.85	4.92	-0.36
1992	26.1	13.64	9.00	1.25	5.67	-0.20
1993	29.2	12.09	10.90	3.15	1.13	-1.55
1994	31.6	8.15	11.00	3.25	4.47	-1.96
1995	36.6	15.74	11.30	3.55	2.90	-1.83
1996	39.2	7.19	9.00	1.25	3.97	-1.48
1997	41.0	4.63	8.40	0.65	4.64	-0.74
1998	42.6	3.87	8.20	0.45	4.99	0.03
1999	43.9	3.08	8.10	0.35	5.49	1.23
2000	45.1	2.68	9.00	1.25	5.58	2.74
2001	46.1	2.27	9.40	1.65	6.05	1.51
2002	47.4	2.74	10.20	2.45	6.37	-0.81
2003	49.5	4.51	10.40	2.65	3.54	-2.36
2004	55.1	11.27	10.70	2.95	2.39	-3.09
2005	57.8	4.87	11.20	3.45	3.19	-3.49
2006	62.2	7.64	10.60	2.85	4.09	-1.70
2007	68.0	9.32	8.90	1.15	4.47	0.42
2008	80.4	18.32	8.70	0.95	6.84	2.80
2009	89.9	11.76	9.40	1.65	7.09	2.99
2010	100.0	11.27	10.10	2.35	7.16	3.86
2011	110.1	10.06	11.85	4.10	4.67	1.57
2012	117.9	7.11	12.60	4.84	5.15	-0.08
2013	129.1	9.47	13.15	5.40	1.76	-1.65
2014	142.1	10.07	13.10	5.35	2.23	-2.47
2015	156.8	10.37	13.05	5.30	2.19	-1.89
2016	178.4	13.81	12.41	4.65	2.92	-1.32
2017	231.1	29.51	11.74	3.98	4.37	-0.86
2018	264.4	14.40	11.59	3.84	4.35	0.74
2019	280.2	12.60	10.76	3.01	4.18	2.71

المصدر: (World Bank, World Development Indicator, 2020).

– معدل نمو فجوة الناتج المحلي = معدل نمو الناتج المحلي المحتمل – معدل نمو الناتج المحلي الفعلي.

– فجوة معدل البطالة = معدل البطالة الفعلي – معدل البطالة الطبيعي (7.8%).