أثر سعر الصرف الحقيقي الفعال على البطالة في مصر: دراسة قياسية باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL للفترة (١٩٨٣- ٢٠١٨)

د. حسنى إبراهيم عبد الواحد
مدرس الاقتصاد بالمعهد العالى للعلوم الإدارية – ٦ أكتوبر

الملخص:

تهدف الدراسة لقياس أثر سعر الصرف الحقيقى الفعال على البطالة فى مصر للفترة (١٩٨٣-٢٠١٨) وكذلك تحديد ما إذا كانت العلاقة طردية أو عكسية ، وذلك لوجود خلاف بين الدراسات حول هذه العلاقة. بالتالى تتمثل فرضية الدراسة فى وجود علاقة سلبية فى الأجلين الطويل والقصير بين سعر الصرف الحقيقى الفعال والبطالة فى مصر. واستخدمت الدراسة فى اختبار الفرضية السابقة نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL للتكامل المشترك واختبار الحدود لاختبار وجود علاقة فى الأجل الطويل نظراً لأنه تبين أن المتغير التابع وهو البطالة ساكن عند الفرق الأول I(1)، وأن جميع المتغيرات المستقلة ساكنة عند المستوى I(0)، ثم قياس العلاقات فى الأجل القصير باستخدام نموذج تصحيح الخطأ وفقاً لنموذج ARDL. واستنتجت الدراسة أن سعر الصرف الحقيقي الفعال له تأثير سلبى ومعنوى على البطالة فى الأجل الطويل في مصر. كما أنه توجد علاقة سلبية ومعنوية بين البطالة وكل من النمو وسعر الفائدة الحقيقى ومعدل نمو رأس المال الثابت، بينما كان تأثير الانفتاح الاقتصادى على البطالة إيجابياً ومعنوياً. أى أن النتائج أثبتت صحة فرضية الدراسة بشكل تام.

الكلمات الرئيسية: سعر الصرف الحقيقى الفعال - البطالة – نموذج ARDL – اختبار الحدود – نموذج تصحيح الخطأ وفقاً لنموذج ARDL - اختبار Wald.

Abstract:

The study aims to measure the effect of the real effective exchange rate on unemployment in Egypt for the period (1983-2018) and also to determine whether the relationship is direct or inverse, due to the existence of a dispute between studies on this relationship. Hence, the study hypothesis is that there is a negative relationship in the long and short run between the effective real exchange rate and unemployment in Egypt. The study used in the previous hypothesis test the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model for Cointegration and the bound test to test for a long-run relationship because it was found that the dependent variable, which is unemployment, stationary at the first difference I(1), and that all independent variables are stationary at the level I(0), Then, measure the short-run relationships using the ARDL-ECM model. The study concluded that the effective real exchange rate has a negative and significant effect on unemployment in the long term in Egypt. There is also a negative and significant relationship between unemployment, growth, real interest rate and fixed capital growth rate, while the effect of economic openness on unemployment was positive and significant. That is, The results proved the validity of the study hypothesis completely.

Keywords: Real Effective Exchange Rate – unemployment – ARDEL Model – Bound test – ARDL-ECM – Wald test.

مقدمـــة

تُعد مشكلة البطالة من أبرز التحديات الاقتصادية التى تواجه الدول النامية ومنها مصر، حيث يعد ارتفاع معدلات البطالة إهداراً للموارد البشرية بالإضافة للعديد من الآثار السلبية على الجوانب الاجتماعية والسياسية. وأشار العديد من الدراسات إلى أن أهم محددات البطالة: انخفاض الاستثمارات كثيفة العمالة، معدلات النمو، تقلبات سعر الصرف، أسعار الفائدة الحقيقية، تحرير التجارة الخارجية، معدل التضخم وغيرها .

حددت الأدبيات ثلاث قنوات أساسية يتم من خلالها نقل تأثير سعر الصرف الحقيقى الفعال إلى البطالة وهى: قناة الاقتصاد الكلى، قناة التنمية الاقتصادية وقناة كثافة الأيدى العاملة.

وتتعلق قناة الاقتصاد الكلى وقناة التنمية الاقتصادية بتأثير التغيرات في سعر الصرف الحقيقى الفعال على معدل البطالة من خلال تغيير حجم الإنتاج نتيجة التأثير على حجم الصادرات والواردات.

بينما تنقل قناة كثافة العمالة ذلك التأثير من خلال التغير في نسب عوامل الإنتاج المستخدمة فى الإنتاج، حيث يؤدى ارتفاع سعر الصرف إلى زيادة أسعار السلع الرأسمالية المستخدمة فى العملية الانتاجية، مما يدفع المنتجين لاستخدام تقنيات الإنتاج كثيفة العمل.

تشير البيانات المحلية والدولية إلى نجاح مصر في تخفيض معدلات البطالة، حيث انخفض من ١٣,٤% عام ٢٠١٤ إلى ١٠,٩% عام ٢٠١٨، واستمر الانخفاض في عام ٢٠١٩، حيث بلغ معدل البطالة في الربع الأول ٨,١% ثم انخفض في الربع الثانى إلى ٧,٥%. وعلى الرغم من الارتفاع الطفيف في الربع الثالث من عام ٢٠١٩ إلى ٧,٨% ، إلا أنه انخفض بشكل كبير عن نفس الفترة عام ٢٠١٨ والذى سجل ١٠%، ويُعد ذلك أحد المؤشرات الهامة لنجاح برنامج الاصلاح الاقتصادى فى

مصر. وبالنسبة لسعر الصرف الحقيقى الفعال(*)، فقد انخفض من ١٦٨,١٨ عام ٢٠١٥ إلى ١٤١,٣٣عام ٢٠١٦ ، واستمر في الانخفاض عام ٢٠١٧ حيث بلغ ٩٦,٥١. ويعكس ذلك تحسن القدرة التنافسية للصادرات المصرية خاصة بعد تحرير سعر الصرف فى نوفمبر ٢٠١٦.

فيما يتعلق بأثر سعر الصرف الحقيقى الفعال على البطالة، فيوجد خلاف حول هذا الأثر بين الدراسات التطبيقية، بالتالى ستركز الدراسة على تحليل هذه العلاقة فى مصر فى الأجلين الطويل والقصير.

أ ـ مشكلة الدراسة:

يوجد خلاف كبير بين الدراسات التطبيقية فيما يتعلق بالعلاقة بين سعر الصرف الحقيقى الفعال والبطالة وذلك في الأجلين الطويل والقصير. فقد استنتج الكثير من الدراسات وجود أثر معنوى لسعر الصرف الحقيقى الفعال على البطالة، بينما يوجد عدد قليل يشير لعدم وجود هذه العلاقة. كذلك يوجد اختلاف في نتائج القسم الأول من الدراسات حول نوع هذه العلاقة، فقد أثبتت بعض الدراسات أن العلاقة بينهما سلبية، في حين توصلت دراسات أخرى إلى أن العلاقة بينهما طردية.

بالتالى تتمثل مشكلة الدراسة فى الحاجة لتحليل أثر سعر الصرف الحقيقى

(*) يُعرف سعر الصرف الحقيقى بأنه التحركات في سعر الصرف الاسمي معدلة بنسبة التضخم في دولتين. بالتالى يُعد مؤشر للقوة الشرائية لأسعار صرف العملات ويُحدد عدد الوحدات من السلع الأجنبية اللازمة لشراء وحدة واحدة من السلع المحلية، ولذلك فهو مقياس لقدرة الاقتصاد المحلي على المنافسة، كما أن العلاقة بينهما عكسية: فارتفاع سعر الصرف الحقيقي يعني انخفاض قدرة الاقتصاد المحلي على المنافسة والعكس صحيح. وبافتراض أن مستوى الأسعار العام في دولة ما هو P وفي الدولة الأجنبية *p وأن E تشير لسعر الصرف الاسمي بين الدولتين (ويُقصد به سعر وحدة من عملة أجنبية بدلالة وحدات من العملة المحلية ، ويتم تحديده طبقًا لقوى العرض والطلب في سوق الصرف في لحظة زمنية معينة، ولا يأخذ في الحسبان قوة العملة الشرائية)، فإن سعر الصرف الحقيقي Ɛ يتم حسابه كالآتى:(Ɛ= EP*/P). أما سعر الصرف الحقيقى الفعال Real Effective Exchange Rate (REER) فهو متوسط أسعار الصرف الحقيقية الثنائية بين الدولة وكل من شركائها التجاريين مرجحاً بحصص التجارة الخاصة بكل شريك، وهو يقيس التعادل الكلي لعملة ما مع غيرها.

الفعال على البطالة فى مصر وتحديد نوع العلاقة بينهما. أى أن مشكلة الدراسة تتلخص فى الإجابة على التساؤلات التالية:

- ما هو واقع سعر الصرف الحقيقى الفعال فى مصر؟
- ما هو واقع البطالة فى مصر؟
- هل توجد علاقة فى الأجل الطويل بين سعر الصرف الحقيقى الفعال والبطالة فى مصر؟
- هل توجد علاقة فى الأجل القصير بين سعر الصرف الحقيقى الفعال والبطالة فى مصر؟

ب. فرضية الدراسة: Hypothesis

تتمثل فرضية الدراسة فى: "من المتوقع وجود تأثير معنوى سلبى لسعر الصرف الحقيقى الفعال على معدلات البطالة فى مصر فى الأجلين الطويل والقصير".

جـ - هدف الدراسة:

تهدف الدراسة لاختبار فرضية الدراسة والمتمثلة فى قياس أثر التغيرات فى سعر الصرف الحقيقى الفعال على معدلات البطالة فى مصر فى الأجلين الطويل والقصير خلال الفترة (١٩٨٣-٢٠١٨)، وتُعد هذه الدراسة امتداداً للدراسات المهتمة بدراسة هذه العلاقة مع إضافة بعض المتغيرات ومن أهم هذه الدراسات: دراسة Frenkel, R. (2004) عن دول أمريكا الجنوبية، ودراسة Milas & Legrenzi (2006) عن المملكة المتحدة، ودراسة Zahra, B.& Mehrzad, E. (2016) عن إيران، ودراسة Usman, O. & Elsalih, M. (2018) عن البرازيل. وتهدف الدراسة أيضاً لتحليل واقع سعر الصرف الحقيقى الفعال ومعدلات البطالة فى مصر.

د - أهمية الدراسة:

تكمن أهمية الدراسة فى إمداد صانعى السياسة الاقتصادية فى مصر بأثر

التغيرات فى سعر الصرف الحقيقى الفعال على معدلات البطالة، بالتالى أخذ هذه النتائج فى الاعتبار عند رسم السياسات التى تستهدف البطالة وكذلك سعر الصرف. ويُعد من الاسهامات الهامة للدراسة تطبيق نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة(ARDL) Autoregressive Distributed Lag للتكامل المشترك والمعروف أيضاً باختبارات الحدود Bounds Tests والذى عالج أوجه قصور طريقة اختبار جوهانسون للتكامل المشترك Johansen Cointegration Test منها وجود أكثر من متجه للتكامل المشترك وكذلك اختلاف رتب استقرار السلاسل الزمنية، خاصة أن الدراسات القياسية لتحليل العلاقة بين سعر الصرف الحقيقى الفعال على معدلات البطالة تُعد قليلة فى مصر، بالتالى تشجيع الباحثين على إجراء المزيد من الأبحاث فى هذا المجال الهام.

هـ - طريقة المعالجة: Methodology

اعتمدت الدراسة على المنهج الاستنباطى Induction Approach ، حيث ركزت على تحليل العلاقة بين سعر الصرف الحقيقى الفعال والبطالة فى الدراسات السابقة وكذلك واقع الظاهرتين فى مصر. واعتمدت الدراسة أيضاً على المنهج الاستقرائى Deduction Approach وأدواته ، وذلك باستخدام المعادلات الإحصائية القائم عليها نموذج الدراسة ، حيث تم قياس التكامل المشترك باستخدام نموذج ARDL لاختبار وجود علاقة فى الأجل الطويل بين سعر الصرف الفعال والبطالة ، وأيضاً اختبار العلاقة فى الأجل القصير عن طريق استخدام نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM لنموذج ARDL ، وأخيراً قامت الدراسة باختبار الاستقرار الهيكلى لمعاملات ARDL-ECM.

و - فترة الدراسة ومصادر البيانات

امتدت فترة الدراسة من عام ١٩٨٣ وحتى ٢٠١٨ ، وقد تم اختيار عام ١٩٨٣ كبداية لفترة الدراسة باعتباره يمثل بداية ارتفاع سعر الصرف الحقيقى الفعال

فى مصر بمعدلات متسارعة والتى قد ترجع إلى الارتفاع الملحوظ فى معدلات التضخم. وكذلك تم اختيار عام ٢٠١٨ ليكون نهاية فترة الدراسة باعتباره أحدث عام توافرت فيه البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة.

وقد اعتمدت الدراسة على عدد من مصادر البيانات أهمها: مؤشرات التنمية الدولية WDI ، التقارير السنوية لصندوق النقد الدولى، منظمة العمل الدولية ILO، والجهاز المركزى للتعبئة العامة والإحصاء. ويوضح الجدول رقم (م/١) بالملحق الإحصائى توصيف المتغيرات ومصادر البيانات لكل متغير.

ز- خطة الدراسة:

قامت الدراسة بعرض الموضوع فى سبع نقاط رئيسية بالإضافة لنتائج وتوصيات الدراسة. تمثلت تلك النقاط فى: أولاً: الدراسات السابقة، ثانياً: واقع سعر الصرف الحقيقى الفعال فى مصر، ثالثاً: واقع البطالة في مصر، رابعاً: الإطار النظرى للنموذج القياسى للدراسة، حيث تم توضيح كيفية الوصول للصيغة النهائية المختزلة لعلاقة الدراسة وكذلك التعريف بمتغيرات النموذج وتوضيح العلاقة بينهم. خامساً: اختبار التكامل المشترك وفقاً لمنهجية ARDL ، وخطوات قياس العلاقة فى الأجل الطويل. وتتمثل النقطة السادسة فى: نتائج اختبار نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد ARDL-ECM. وأخيراً شملت النقطة السابعة اختبار الاستقرار الهيكلى لمعاملات ARDL-ECM.

١. الدراسات السابقة

يوجد خلاف كبير بين الدراسات التطبيقية حول مسألة وجود علاقة بين سعر الصرف والبطالة في الأجلين الطويل والقصير. كذلك يوجد خلاف بين الدراسات التى أثبتت وجود هذه العلاقة حول طبيعتها، حيث استخلصت بعض الدراسات أن العلاقة بينهما سلبية بينما أكدت دراسات أخرى على وجود علاقة إيجابية بينهما. وسيتم تقسيم الدراسات السابقة وفقاً لوجهتى النظر السابقتين.

أولاً: دراسات توصلت إلى وجود علاقة سلبية بين سعر الصرف الحقيقي الفعال والبطالة

اختبرت دراسة Frenkel, R. (2004) العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي (RER) والبطالة في الأرجنتين والبرازيل وشيلي والمكسيك للفترة (١٩٨٠-٢٠٠٣). واستنتجت الدراسة وجود علاقة عكسية بين المتغيرين عند مستوى معنوية (١%) ، وأن تغير بنسبة ١٠٪ في RER يؤدى إلى تغير في معدل البطالة بعد عامين بنسبة ٥,٦ ٪.

هدفت دراسة Ping, H. (2007) لاختبار أثر سعر الصرف الحقيقي على العمالة الصناعية في الصين باستخدام Panel Data من ٢٩ مقاطعة صينية للفترة (١٩٩٣-٢٠٠٢) باستخدام طريقة المربعات الصغرى. وحددت الدراسة ثلاث قنوات يؤثر من خلالها سعر الصرف الحقيقى على البطالة الصناعية وهى: قناة التكنولوجيا، قناة حجم الصادرات وقناة الكفاءة. استنتجت الدراسة وجود أثر سلبى لسعر الصرف الحقيقى على العمالة الصناعية، وأن الأثر معنوى على القنوات الثلاث وأن قناة التكنولوجيا هى الأكثر أهمية.

كما اختبرت دراسة Ranjbar & Moazen (2009) العوامل التي تؤثر على البطالة في ثماني دول من منظمة التعاون الإسلامي Organization of Islamic Cooperation (OIC) ، وهي إيران ومصر وإندونيسيا وكازاخستان وماليزيا والمغرب وباكستان وتركيا باستخدام بيانات ٧ سنوات من عام ١٩٩٩ إلى ٢٠٠٦. أظهرت نتائج الدراسة أن البطالة لها علاقة غير مباشرة وسلبية مع الناتج المحلي الإجمالي والتصدير الصناعي وسعر الصرف الحقيقي وأن لها علاقة مباشرة وإيجابية مع حجم القوى العاملة. وتوصلت دراسة Zhou (2010) عن هونج كونج لنفس النتيجة وهى أن ارتفاع سعر الصرف ساعد في التوظيف وتخفيف مشكلة البطالة.

كذلك اختبرت دراسة Chang (2011) تأثير أسعار الصرف في ظل عدم التأكد على البطالة في كوريا الجنوبية وتايوان. وأثبتت الدراسة وجود علاقة توازن طويلة الأجل سلبية بين أسعار الصرف في ظل عدم التأكد والبطالة. بينما لم تثبت

معنوية العلاقة بين أسعار الصرف والبطالة في الأجل القصير بغض النظر عن مقياس عدم التأكد الذي تم استخدامه.

استنتجت دراسة He, X., (2013) وجود علاقة سلبية بين معدل البطالة وسعر الصرف الحقيقي الفعال، وذلك في ٢٥ دولة شملتها الدراسة خلال الفترة (١٩٩٤-٢٠٠٩). وتوصلت الدراسة إلى أن هذه العلاقة تنخفض بالنسبة للدول التي تعتمد على إعادة التصدير مثل هولندا وسنغافورة وهونج كونج ، حيث يؤدى تخفيض سعر الصرف الحقيقي بنسبة ١٪ إلى زيادة البطالة بنسبة ٤,١٥٪ في الدول التي تعتمد على إعادة التصدير مقابل ٣,٠٥% في الدول غير المصدرة، كما تتوقف هذه العلاقة على مرونة الطلب على الواردات.

استخدمت دراسة Zahra, B.& Mehrzad, E. (2016) نموذج الاقتصاد القياسي (ARDL) مع انحدار اللوغاريتم المزدوج لاختبار العلاقة بين سعر الصرف و البطالة في إيران للفترة (١٩٨١ - ٢٠١٢). وأثبتت نتائج الدراسة وجود علاقة عكسية بين تقلبات سعر الصرف والبطالة.

اعتمدت دراسة Pentecost & Zarzosa (2016) على منهج التكامل المشترك لجوهانسون لاختبار العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي ومعدل البطالة في الأجل الطويل بالتطبيق على الأرجنتين للفترة (١٩٧٤-٢٠٠٣). استنتجت الدراسة وجود علاقة سلبية معنوية بين سعر الصرف الحقيقي ومعدل البطالة.

اختبرت دراسة Usman, O. & Elsalih, M. (2018) أثر سعر الصرف الحقيقي على البطالة في البرازيل خلال الفترة (١٩٨١- ٢٠١٥) باستخدام نماذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) الخطية وغير الخطية. وتوصلت الدراسة إلى أن العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي والبطالة هي علاقة خطية في الأجل القصير وأن العلاقة بينهما عكسية ، بينما في الأجل الطويل تكون العلاقة غير خطية ، كما أن معدل البطالة يتأثر بخفض قيمة العملة بصورة مختلفة.

ثانياً: دراسات توصلت إلى وجود علاقة موجبة بين سعر الصرف الحقيقي الفعال والبطالة

أثبتت دراسة Milas & Legrenzi (2006) عن المملكة المتحدة للفترة (١٩٧٣ – ٢٠٠٤)، أن التغير الطفيف في سعر الصرف الحقيقي يؤدى إلى تغير كبير في البطالة والأجور الحقيقية ، وأرجعت الدراسة انخفاض البطالة إلى تحسن التنافسية.

هدفت دراسة Nilay, K. (2007) إلى تحليل تأثير سعر الصرف الحقيقي على البطالة الكلية والحضرية في الاقتصاد التركي خلال الفترة (١٩٨٨-٢٠٠٦) اعتماداً على نموذج Frenkel (2004) وباستخدام طريقة المربعات الصغرى. وأظهرت النتائج أن سعر الصرف الحقيقي له تأثير إيجابى على البطالة من خلال قناة كثافة اليد العاملة لكل من البطالة الكلية والحضرية في تركيا.

أثبتت دراسة Feldmann (2011) عن ١٧ دولة صناعية للفترة (١٩٨٢ - ٢٠٠٣) وجود تأثير إيجابي معنوي صغير لمعدل تقلب سعر الصرف على معدل البطالة. وتدعم هذه النتيجة دراسة Zeng, X., et al (2011) والتي استخدمت نموذج VAR لاختبار هذه العلاقة في الصين للفترة (١٩٨٠-٢٠٠٦) ، واستنتجت أن سياسة سعر الصرف المستقرة والتنافسية تلعب دوراً لا غنى عنه في تشجيع العمالة، وأكثر فعالية من السياسات النقدية والمالية ، بينما يلعب نمو الصادرات أيضاً دوراً إيجابياً في تعزيز فرص العمل.

اختبرت دراسة Chimnani, H. et al (2012) العلاقة السابقة في عشرة دول شملت باكستان، الهند، الصين، اليابان، بنجلاديش، الأرجنتين، الجزائر، البرازيل، كولومبيا، سريلانكا للفترة (١٩٩٥-٢٠٠٥) ، واعتمدت الدراسة على أسلوب المربعات الصغرى العادية OLS لتقدير المعادلة. واستنتجت الدراسة وجود تأثير إيجابي لسعر الصرف على معدل البطالة ، وأن تخفيض سعر الصرف الحقيقي بنسبة ١٠٪ يؤدى إلى تخفيض البطالة بنسبة ٥,٥٪ وذلك عند مستوى معنوية (١%) وأن هذا الأثر يختلف وفقاً لدرجة الانفتاح الاقتصادي.

استنتجت دراسة Behnamian (2012) وجود علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي والبطالة في الاقتصاد الإيراني خلال الفترة (١٩٦٢ -٢٠١٠). وخلصت إلى أن سعر الصرف الحقيقي كان له تأثير إيجابي على البطالة خلال هذه الفترة.

اختبرت دراسة Nyahokwe & Ncwadi (2013) تأثير تقلب سعر الصرف الحقيقي على البطالة في جنوب أفريقيا للفترة (٢٠٠٠-٢٠١٠). واستخدمت هذه الدراسة التكامل المشترك والانحدار الذاتي للمتجه (VAR) ونموذج GARCH. وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي والبطالة، وأن سعر الصرف الحقيقي كان له النسبة الأكبر في تفسير التباين في معدل البطالة مقارنةً بأسعار الفائدة والنمو الاقتصادي والصادرات. وأخيراً، أن انخفاض سعر الصرف الحقيقي بنسبة ١٪ سيؤدي إلى انخفاض البطالة بنسبة ٨٪ وذلك عند مستوى معنوية ٥%.

بحثت دراسة Shaari et al. (2013) تأثير أسعار النفط وسعر الصرف على البطالة في ماليزيا، باستخدام البيانات الشهرية خلال الفترة (٢٠٠٩-٢٠١١). واعتمدت الدراسة على اختبار التكامل المشترك لجوهانسون Johansen Cointegration Test ونموذج تصحيح الخطأ، وأثبتت الدراسة وجود علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف وسعر النفط والبطالة في ماليزيا. أما في الأجل القصير، توصلت الدراسة إلى أن سعر الصرف كان له تأثير معنوي على البطالة ، بينما لم يكن لسعر النفط تأثير معنوي.

اعتمدت دراسة Atya, E. (2017) على ثلاث طرق لتقدير أثر سعر الصرف الحقيقي على البطالة في الاقتصاد المصري خلال الفترة (١٩٨٥-٢٠١٥) وهى Fully Modified OLS (FMOLS), Dynamic OLS (DOLS) and ARDL. وتوصلت النتائج إلى أن تأثير سعر الصرف الحقيقي على البطالة هو إيجابي ومعنوي في طريقتى ARDL و FMOLS ، ولكن ليس معنوياً في DOLS، حيث يؤدي انخفاض سعر الصرف الحقيقي بمعدل ١% إلى انخفاض البطالة بنسبة ١٥,٨ ٪ و ٧,٧٥ ٪ وفقاً لطريقتي ARDL و FMOLS على التوالي.

اعتمدت دراسة KULEUVEN (2018) على نموذج Frenkel & Ros (2006) لاختبار العلاقة السابقة في ١٢ دولة في الاتحاد الأوروبي للفترة (١٩٩٤ - ٢٠١٧) باستخدامA panel data regression مع اللوغاريتم المزدوج. وتبين من النتائج أن هناك علاقة معنوية موجبة بين RER المبطأ بعامين والبطالة، حيث يؤدى انخفاض سعر الصرف الحقيقي بنسبة ١٠٪ إلى تخفيض البطالة بنسبة ١٠,٣٪، وهذه النتيجة أقوى من النتيجة التي توصلت إليها دراسة Frenkel & Ros (2006) كما أن العلاقة تكون أقوى عندما يكون البلد أكثر انفتاحاً على التجارة.

وتجدر الاشارة أنه يوجد عدد قليل من الدراسات استنتجت أن سعر الصرف الرسمي ليس له علاقة معنوية مع الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ومعدل البطالة، منها على سبيل المثال دراسة Mohammadi & Gholami (2008) في إيران.

٢. واقع سعر الصرف الحقيقى الفعال في مصر

مر سعر الصرف الحقيقى الفعال في مصر بالعديد من التطورات خلال فترة الدراسة. فوفقاً لبيانات صندوق النقد الدولى والموضحة فى الجدول رقم (م/٢) بالملحق الإحصائى ، شهدت الفترة (١٩٨٣-١٩٨٩) ارتفاع سعر الصرف الحقيقى الفعال بمعدلات متزايدة، حيث ارتفع من ١٦٩,٦١ عام ١٩٨٣ إلى ٢٧٠,٦٦ عام ١٩٨٩ وهو ما يعكس تدهور القدرة التنافسية للصادرات المصرية خلال هذه الفترة. ويرجع ذلك إلى زيادة معدلات التضخم، حيث ارتفع من ١٦% عام ١٩٨٣ إلى ٢١,٢٦% عام ١٩٨٩ ، ووصل لأعلى معدل له عام ١٩٨٦ حيث بلغ ٢٣,٨٦%.

بينما شهدت الفترة (١٩٩٠-١٩٩٦) انخفاضاً كبيراً فى سعر الصرف الحقيقى الفعال في مصر، حيث بلغ ١٦٠,٩٤ عام ١٩٩٠ ثم ٨٨ عام ١٩٩١. وبدأ في الارتفاع ولكن بنسبة ضئيلة منذ بداية عام ١٩٩٢ إلى أن بلغ في عام ١٩٩٦ حوالى ١٢٢. ويعكس ذلك تحسن القدرة التنافسية للاقتصاد المصرى خلال هذه الفترة والتى تزامنت مع تنفيذ برنامج الإصلاح الاقتصادى والتكيف الهيكلى الذى نتج عنه تراجع ملحوظ في معدلات التضخم والذى بلغ ٧,١٨% في عام ١٩٩٦. ثم عاد سعر الصرف

الحقيقى الفعال للارتفاع خلال الفترة (١٩٩٧-٢٠٠٠) من ١٣٨ عام ١٩٩٧ إلى ١٦٤ عام ٢٠٠٠. وشهد عام ٢٠٠١ وعام ٢٠٠٢ انخفاض لسعر الصرف الحقيقى الفعال ، حيث بلغ ١٤٩,٨، ١٢٩,٩ على الترتيب. وقد يرجع ذلك إلى ارتفاع سعر الصرف الاسمى (انخفاض قيمة الجنيه) في يوليو ٢٠٠١ إلى ٣,٨٦ جنيهاً ، ثم إلى ٤,١٥ جنيهاً في أغسطس ٢٠٠١. كذلك بلغ فى يناير ٢٠٠٢ حوالى ٤,٥١ جنيه مع وجود احتمالات قوية لخفض قيمة الجنيه.

كما شهدت الفترة (٢٠٠٣-٢٠٠٨) انخفاض كبير لسعر الصرف الحقيقى الفعال خاصة في بداية الفترة ، حيث بلغ ٩٠,١٣ عام ٢٠٠٣ ثم ٨٤,٢ عام ٢٠٠٤ مما يعكس التحسن الكبير في القدرة التنافسية للاقتصاد المصرى. ثم أخذ في الارتفاع الطفيف ليصل إلى ١٠٧,٨ عام ٢٠٠٨، ويمكن تفسير ذلك بارتفاع سعر الصرف الاسمى بنسبة ١٦% ليصل إلى ٥,٤٠ جنيه نتيجة تعويم الجنيه عام ٢٠٠٣ ، واستمر الارتفاع إلى ٦,٣٠ جنيه فى عام ٢٠٠٦.

بينما شهدت الفترة (٢٠٠٩-٢٠١٥) ارتفاعاً كبيراً في سعر الصرف الحقيقى الفعال، حيث ارتفع من ١٢٨ في عام ٢٠٠٩ ليصل إلى ١٦٨,١٨ في عام ٢٠١٥ وهو ما يفيد تراجع كبير في القدرة التنافسية للاقتصاد المصرى خلال هذه الفترة. ويرجع ذلك إلى المشاكل الاقتصادية التي أضعفت الاقتصاد المصري كنتيجة طبيعية للأحداث التى مرت بها مصر من حالة عدم الاستقرار السياسى والانفلات الأمنى. ونتج عن ذلك انهيار قيمة الجنيه المصرى وارتفاع سعر الصرف الاسمى والذى وصل إلى ٧,١٥ في نهاية عام ٢٠١١ ، ثم بلغ ٧,٦٠ جنيه في عام ٢٠١٣. ولم ينعكس هذا الانخفاض إيجابياً على القدرة التنافسية للاقتصاد المصرى للأسباب السابق ذكرها بالإضافة لزيادة معدلات التضخم وتراجع معدلات النمو الاقتصادى وانهيار الثقة عموماً في قدرة الاقتصاد المصرى.

انتهجت مصر في عام ٢٠١٦ عدداً من السياسات بهدف تشجيع الصادرات وزيادة القدرة التنافسية للاقتصاد المصرى، من أهمها خفض البنك المركزي المصري الجنيه المصري بنسبة ١٤,٣٠٪ فى ١٤ مارس ٢٠١٦ ، حيث بلغ سعر الصرف الاسمى

٨,٩٥ جنيه. وفى نوفمبر ٢٠١٦ قام البنك المركزي المصري بتحرير سعر صرف الدولار ليصل إلى ١٣ جنيهاً مع منح الحرية للبنوك العاملة في مصر لتحديد سعر صرف العملات الأجنبية وإلغاء القيود على عمليات إيداع وسحب العملات الأجنبية للشركات أو الأفراد. وكان الهدف من هذه الاجراءات التغلب على مشكلة النقص في العملات الأجنبية ، والقضاء على السوق الموازية وتخفيض العجز في ميزان المدفوعات.

ونتيجة لهذه الاجراءات، شهدت الفترة (٢٠١٦-٢٠١٨) تحسناً كبيراً في سعر الصرف الحقيقى الفعال، حيث انخفض من ١٦٨ في عام ٢٠١٥ ليصل إلى ١٤١ في عام ٢٠١٦ ، وواصل الانخفاض الكبير في عام ٢٠١٧ ليبلغ ٩٦,٥١ وهو أدنى مستوى له منذ عام ٢٠٠٦. ويدل ذلك على التحسن الكبير في تنافسية الاقتصاد المصرى خلال هذه الفترة نتيجة الاجراءات السابق ذكرها وأيضاً تراجع مستويات التضخم.

٣. واقع البطالة في مصر

شهدت الثلاث سنوات الأولى للدراسة (١٩٨٣-١٩٨٥) انخفاضاً مستمراً في معدل البطالة، حيث بلغ ٦,٤٧% ، ٥,٨٩% ، ٤,٢٦% على الترتيب كما هو موضح فى الجدول رقم (م/٢) بالملحق الإحصائى. وترجع دراسة Tarik Yousef, (2002) ذلك إلى نمو الاقتصاد المصرى بمعدلات نمو غير مسبوقة ، حيث بلغ متوسط معدل النمو خلالها حوالى ٨% ، كما بلغ أعلى معدل له خلال عام ١٩٨٤، حيث بلغ ٩,٧٥% تقريباً. ويُفسر ذلك بتزايد دخل قناة السويس وصادرات البترول والسياحة وعائدات المصريين بالخارج.

بينما شهدت الفترة (١٩٨٦-١٩٩٥) ارتفاع كبير في معدلات البطالة ، حيث بلغ ٥% عام ١٩٨٦ ليصل في عام ١٩٩٥ إلى ١١,٢%. وأرجعت دراسة عزة سليمان وآخرون (٢٠٠٠) ذلك إلى تباطؤ معدلات النمو والتى بلغت أدنى مستوى لها فى عامى ١٩٩١و١٩٩٣، حيث بلغ معدل النمو ١,١٢% ، ٢,٩٦% على الترتيب، وذلك نتيجة انخفاض مساهمة العوامل السابقة فى تحقيق معدلات مرتفعة من النمو

الاقتصادى ، بالإضافة لانخفاض معدل الهجرة لدول الخليج بسبب حرب الخليج وما نتج عنها من حالة عدم الاستقرار فى منطقة الشرق الأوسط.

وخلال الفترة (١٩٩٦-١٩٩٩)، انخفضت معدلات البطالة بشكل كبير مقارنة بالفترة السابقة ، حيث بلغ معدل البطالة ٩,٥% عام ١٩٩٦ واستمر فى الانخفاض ليصل إلى ٧,٧% عام ١٩٩٩. وارتفع معدل البطالة خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠٠٥)، حيث ارتفع من ٩ ٪ عام ٢٠٠٠ إلى ١١,٥ ٪ عام ٢٠٠٥، حيث انخفضت معدلات النمو بشكل كبير وصل فى عام ٢٠٠١ حوالى ٢,٣%.

بينما شهدت الفترة (٢٠٠٦-٢٠١٠) انخفاضاً كبيراً في معدلات البطالة، حيث بلغ ١٠,٩% عام ٢٠٠٦ ثم استمر في الانخفاض التدريجى حتى وصل إلى ٩,٢% عام ٢٠١٠. وقد يُفسر ذلك بمعدلات النمو المرتفعة خلال هذه الفترة والتى تخطت ٧% خلال عامى ٢٠٠٧، ٢٠٠٨. ويرجع ذلك لزيادة عائدات السياحة والزيادة فى عدد مشروعات التشييد والبناء والمدن الجديدة ، وزيادة نشاط استصلاح الأراضى ، بالإضافة لإنشاء بعض المصانع من أهمها مصانع الأسمنت والأدوية.

شهدت الفترة (٢٠١١-٢٠١٧) أعلى معدلات للبطالة في مصر خلال فترة الدراسة، حيث ارتفع معدل البطالة بشكل كبير من ١٠,٤ ٪ في عام ٢٠١١ إلى ١٣ ٪ في عام ٢٠١٣، ثم وصل لأعلى معدل له في عام ٢٠١٤ والذى بلغ ١٣,٤% ، وقد يرجع ذلك إلى تراجع معدلات النمو والأحداث التى مرت بها مصر خلال هذه الفترة. وبدأت معدلات البطالة في التراجع البطئ بدايةً من عام ٢٠١٥، حيث انخفض معدل البطالة بنحو ٠,٥% ليبلغ ١٢,٩%، ثم ١٢,٧% ، ١٢,٢% خلال عامى ٢٠١٦ ، ٢٠١٧ على الترتيب.

وشهد عام ٢٠١٨ تراجعاً ملحوظاً لمعدل البطالة ، حيث انخفض بحوالى ٢,٣% مقارنة بالعام السابق إذ بلغ ١٠,٩%. واستمر التراجع أيضاً خلال عام ٢٠١٩ ، حيث بلغ معدل البطالة ٧,٥٪ في الربع الثانى، مقابل ٨,١٪ فى الربع الأول من عام ٢٠١٩ بانخفاض قدره ٠,٦٪، وتراجع بلغت نسبته ٢,٤٪ عن الربع المماثل من العام ٢٠١٨. وتشير بيانات الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء إلى أنه على

الرغم من ارتفاع معدل البطالة خلال الربع الثالث من ٢٠١٩ إلى ٧,٨% إلا أنه انخفض بشكل ملحوظ مقارنةً بنفس الربع من عام ٢٠١٨ والذى سجل خلاله ١٠%. وقد يرجع ذلك التحسن إلى ارتفاع معدلات النمو الاقتصادى خلال هذه الفترة والذى ارتفع من ١,٧% عام ٢٠١١ إلى ٥,٣% عام ٢٠١٨.

٤. توصيف النموذج القياسي للدراسة

يعتبر نموذج Frenkel, R. & Ros, J (2006) هو الإطار الأساسى لغالبية الدراسات التي تهدف لاختبار العلاقة بين سعر الصرف والبطالة. وقد اشتمل هذا النموذج بجانب سعر الصرف الحقيقي RER على المتغيرات التالية: الناتج المحلى الإجمالي، حجم قوة العمل ونسبة الصادرات الصناعية إلى إجمالي الصادرات.

وتختلف الدراسات فيما بينها من حيث عدد المتغيرات التي يشملها نموذج الدراسة ، فقد اعتمدت بعض الدراسات على متغير واحد فقط وهو سعر الصرف الحقيقي مثل دراسة Usman, O. & Elsalih, M. (2018). بينما اعتمدت دراسات أخرى على عدد أكبر من المتغيرات، ومنها دراسة Alexandre et al. (2010) التي شملت سعر الصرف الحقيقي الفعال بالإضافة إلى درجة الانفتاح والناتج المحلى الإجمالي، وهى نفس المتغيرات التي تضمنتها دراسة KULEUVEN, (2018). وأضافت دراسة Zeng, X., et al (2011) متغيرات مثل: رصيد رأس المال، متوسط الأجور الفعلية للعمال، نسبة الصادرات/الاستهلاك، الواردات. كذلك أضافت دراسة Chimnani, H. et al (2012) ودراسة Atya, E. (2017) متغير إنتاجية عنصر العمل.

أما دراسة He, X., (2013) فقد شملت متغيرات سعر الصرف الحقيقي الفعال ، معدل التضخم ، معدل الفائدة ، معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي ، حجم التجارة ، صافي الصادرات. كذلك شملت دراسة Nyahokwe & Ncwadi (2013) ودراسة Zahra, B.& Mehrzad, E. (2016) متغيرات مثل: سعر الصرف الحقيقي ، الناتج

المحلى الإجمالي ، معدل الفائدة الحقيقي ، الصادرات والواردات.

يتبين من العرض السابق أن معظم المتغيرات التي اعتمدت عليها غالبية الدراسات التطبيقية المهتمة بتحليل أثر سعر الصرف الحقيقي الفعال على البطالة يمكن التعبير عنها من خلال النموذج التالي:

$$UNEMP = \alpha_0 + \alpha_1 REER + \alpha_2 GDPG + \alpha_3 OPEN + \alpha_4 RIN + \alpha_5 INF + \alpha_6 INDX + \alpha_7 FXG + \alpha_8 LP + \alpha_9 LF + \epsilon^9 \quad (1)$$

حيث UNEMP المتغير التابع الذى يمثل معدل البطالة، بينما تمثل المتغيرات الأخرى العوامل المستقلة التى تؤثر على البطالة وهى: سعر الصرف الحقيقى الفعال (REER) ، معدل نمو الناتج المحلى الإجمالى (GDPG) ، درجة الانفتاح الاقتصادى Openness (OPEN) ويتم قياسه بمجموع الصادرات والواردات كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي ، معدل الفائدة الحقيقي (RIN) ، معدل التضخم (INF) ، نسبة الصادرات الصناعية إلى إجمالى الصادرات (INDX)، معدل نمو رأس المال الثابت (FXG) ويعبر عنه بمعدل نمو نسبة إجمالي تكوين رأس المال الثابت من الناتج المحلي الإجمالي، إنتاجية عنصر العمل (LP) ، وأخيراً حجم القوة العاملة (LF) ويتم التعبير عنه بعدد الأشخاص الذين تتراوح أعمارهم من ١٥ إلى ٦٤ عاماً.

واتضح أثناء مراحل القياس، وبعد العديد من المحاولات بحذف وإضافة المتغيرات التى يتضمنها النموذج السابق، توصلت الدراسة إلى أن أفضل نموذج لتمثيل العلاقة بين سعر الصرف الحقيقى الفعال والبطالة في مصر هو :

$$UNEMP = \alpha_0 + \alpha_1 REER + \alpha_2 GDPG + \alpha_3 OPEN + \alpha_4 RIN + \alpha_5 FXG + \epsilon^9 \quad (2)$$

٥. اختبار التكامل المشترك وفقاً لمنهجية ARDL

قدمت دراسة Pesaran & Chin (1999) ، ودراسة Pesaran et.al (2001) نموذج الانحدار الذاتى للفجوات الزمنية الموزعة Autoregressive

Distributed Lag (ARDL) ويطلق عليها أيضاً اختبارات الحدود Bounds Tests والتى تهدف لاختبار وجود علاقات طويلة الأجل بين مجموعة محددة من السلاسل الزمنية تختلف رتب استقرارها أو درجة تكاملها ، بشرط ألا تزيد رتبة التكامل لأى متغير عن I(1). وتكمن أهمية هذه المنهجية فى التغلب على أوجه قصور طريقة اختبار جوهانسون للتكامل المشترك Johansen Cointegration Test والتى من أبرزها وجود أكثر من متجه للتكامل المشترك وكذلك اختلاف رتب استقرار السلاسل الزمنية.

ويتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ وفقاً لمنهجية Error Correction Regression (ARDL) من خلال خمس خطوات أساسية، **الخطوة الأولى**: اختبار استقرار السلاسل الزمنية، ويتم ذلك الاختبار بغرض التأكد من توافر الشرط الأساسى لاختبار التكامل المشترك لمنهجية ARDL وهو أن تكون جميع المتغيرات مستقرة عند المستوى (I_0) أو عند الفرق الأول (I_1) أو مزيج منهما ، وعلى ذلك يتم استبعاد السلاسل التى تستقر عند رتبة أعلى من الفرق الأول. ويُعد ذلك الاختلاف الجوهرى عن طريقة Johansen والتى تشترط أن تكون جميع المتغيرات متكاملة عند نفس الدرجة (I_0) أو (I_1).

ويُستخدم اختبار جذر الوحدة Unit Root Test لاختبار سكون السلاسل الزمنية وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حدة. ويُعتبر أفضل الخيارات المتاحة لاختبار جذر الوحدة هو اختبار ديكي- فولر الموسع Augmented Dickey-Fuller (ADF) لاستخدامه الفروق ذات الفجوات الزمنية للتخلص من مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء. وقد قامت الدراسة بإجراء اختبار (ADF) لجميع المتغيرات وتم الحصول على النتائج الموضحة بالجدول رقم (١).

جدول رقم (١)

نتائج تقدير اختبار ديكى فولر الموسع Augmented Dicky Fuller (ADF)
لاختبار جذر الوحدة لمتغيرات الدراسة عند المستوى والفرق الأول

	عند المستوى At Level		عند الفرق الأول At First Difference		رتبة التكامل
	اتجاه وثابت	ثابت فقط	اتجاه وثابت	ثابت فقط	
UNEMP	-2.7260	-2.1445	-3.9258**	-3.9235***	I(1)
REER	-3.3194*	-3.0584**	-----	-----	I(0)
GDPG	-3.2787*	-3.1962**	-----	-----	I(0)
OPEN	-3.8242**	-3.6553**	-----	-----	I(0)
RIN	-3.5775**	-3.3821**	-----	-----	I(0)
FXG	-4.9823***	-4.9814***	-----	-----	I(0)

ملاحظات: تم حساب مستوى المعنوية وفقاً Mackinnon (1996) : (***) معنوية عند ١% ، (**) معنوية عند ٥% ، (*) معنوية عند ١٠% . تم اختيار طول فترة الإبطاء اعتماداً على SIC.

ويتضح من الجدول رقم (١) أن المتغير التابع وهو البطالة UNEMP ساكن عند الفرق الأول I(1)، وأن جميع المتغيرات المستقلة ساكنة عند المستوى I(0) ، بالتالى يمكن استخدام اختبار التكامل المشترك وفقاً لمنهجية ARDL لاختبار وجود علاقة تكامل مشترك في الأجل الطويل.

وتتمثل **الخطوة الثانية** في اختيار فترة الإبطاء المثلى والتى تعتمد عليها جميع الاختبارات التالية والتى من أهمها تقدير نموذج ARDL ، اختبار الحدود وتقدير نموذج تصحيح الخطأ. وتكتسب فترة الإبطاء المثلى أهمية كبيرة فى اختبارات التكامل المشترك، وذلك لتجنب مشكلة الارتباط التسلسلى في حالة اختيار عدد قليل من فترات

الإبطاء، وكذلك تجنب فقدان درجات الحرية والكفاءة في حالة اختيار عدد كبير جداً من فترات الإبطاء. ولتحديد فترة الإبطاء المثلى ، يتم تقدير نموذج متجه الانحدار الذاتى غير المقيد Unrestricted Vector Autoregression في المستوى للمعادلة رقم (٢) فى ظل وجود حد ثابت فقط.

وتُستخدم خمسة معايير أساسية لاختيار فترة الإبطاء المثلى وهى: معيار معلومات Akaike (AIC: 1973) ، معيار معلومات Schwarz (SC:1978) ، معيار معلومات Hannan-Quinn (HQ: 1979) ، معيار خطأ التوقع النهائى Final Prediction Error (FPE) المقترح من جانب Akaike (1969) ، ومعيار LR.

ويوضح الجدول رقم (٢) أن جميع المعايير تؤكد أن فترة الإبطاء المثلى لمعادلة النموذج هى أربعة فترات.

جدول (٢)
معايير اختيار فترة الإبطاء المثلى
باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتى غير المقيد

HQ	SC	AIC	FPE	LR	Lag
38.07397	38.25769	37.98287	1.26e+09	NA	0
36.00469	37.29079	35.36701	96289039	121.6464	1
35.15977	37.54824	33.97551	30909954	69.18854	2
34.56465	38.05550	32.83381	21483746	44.09208	3
26.92864*	1.52186*	4.65122*	0604.95*	73.02814*	4

*** تعنى أنه تم اختيار فترة الإبطاء المثلى بواسطة المعيار.**

أما **الخطوة الثالثة** فهي: اختبار الحدود ARDL Bounds Test والذى يهدف للتأكد من وجود تكامل مشترك بين المتغيرات. ويُقصد بالتكامل المشترك وجود علاقة توازنية بين السلاسل الزمنية في الأجل الطويل، على الرغم من وجود اختلال في الزمن القصير. ويتم اجراء هذا الاختبار بعد التأكد من توافر شروطه الأساسية كما

سبق توضيحه خلال الخطوة الأولى ، حيث تبين أن رتب التكامل لجميع المتغيرات هى مزيج من I(0) و I(1) ولا يوجد رتبة أعلى من I(1). وتتم تلك الخطوة من خلال تقدير نموذج ARDL الذى يأخذ الصيغة التالية:

$$\Delta UNEMP_t = \beta_0 + [\lambda\, UNEMP_{t-1} + \beta_1 REER_{t-1} + \beta_2 GDPG_{t-1} + \beta_3 OPEN_{t-1} + \beta_4\, RIN_{t-1} + \beta_5\, FXG_{t-1}] +$$

$$\sum_{i=1}^{m} \alpha_{1,i}\, \Delta UNEMP_{t-i} + \sum_{i=0}^{N} \alpha_{2,i}\, \Delta REER_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \alpha_{3,i}\, \Delta GDPG_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \alpha_{4,i}\, \Delta OPEN_{t-i}$$

$$+ \sum_{i=0}^{q} \alpha_{5,i}\, \Delta RIN_{t-i} + \sum_{i=0}^{R} \alpha_{6,i}\, \Delta FXG_{t-i} + \mu \qquad (3)$$

وتجدر الإشارة إلى أن المعادلة السابقة تشمل علاقات الأجل الطويل وكذلك علاقات الأجل القصير، وهو ما يميز نموذج ARDL. ويسمى الجزء الذى بين القوسين بمعادلة التكامل أى علاقات الأجل الطويل والتى يمكن من خلالها التوصل لمعادلة التكامل المشترك أى العلاقة طويلة الأجل بين المتغير التابع (البطالة) وجميع المتغيرات المفسرة والتى من بينها سعر الصرف الحقيقى الفعال. كما يمثل الجزء الباقى من النموذج علاقات الأجل القصير.

ومن خلال اختبار الحدود تتم مقارنة قيمة F المحسوبة بقيمة F الجدولية (القيمة الحرجة). وتوجد قيمتان لـ F الجدولية ، تمثل القيمة الأولى الحد الأعلى وتشير إلى أن السلاسل متكاملة من الرتبة الأولى I(1). بينما تمثل القيمة الثانية الحد الأدنى وتشير إلى أن السلاسل متكاملة عند مستوياتها I(0). وإذا كانت F المحسوبة أكبر من الحد الأعلى، يتم رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل القائل بوجود علاقة تكامل فى الأجل الطويل بين المتغيرات، أما إذا كانت F المحسوبة أقل من الحد الأدنى فيتم قبول الفرض الصفرى القائل بعدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج ، أى لا توجد علاقة توازنية طويلة الأجل. وإذا وقعت قيمة F المحسوبة بين الحد الأعلى

والحد الأدنى ، فلا يمكن تحديد وجود أو عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات. وتشير نتائج الجدول رقم (٣) لنتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود.

جدول (٣)

نتيجة اختبار التكامل المشترك لمنهجية ARDL واختبار الحدود

ARDL Bounds Test for Cointegration

المتغيرات	F-Statistic	النتيجة
F(UNEMP / REER, GDPG, OPEN, RIN, FXG)	**121.24**	وجود تكامل مشترك
القيم الحرجة (الجدولية) لإحصاء F عند K=5		
قيمة الحد الأعلى I(1)	**قيمة الحد الأدنى I(0)**	**مستوى المعنوية**
3	**2.08**	**1%**
3.38	**2.39**	**2.5%**
3.73	**2.7**	**5%**
4.15	**3.06**	**10%**

القيم الحرجة مأخوذة من:

-Pesaran et.al., (2001), Table CI(iii) Case III with unrestricted intercept and no trend,P300.

يتضح من البيانات الواردة في جدول (٣) أن قيمة F المحسوبة (١٢١,٢٤) أكبر من الحدود الحرجة العليا (٣) وذلك عند مستوى معنوية ١%، بالتالى نرفض الفرضية الصفرية بعدم وجود تكامل مشترك، وهذا يعني أن هناك علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات ، أى أنه يوجد تكامل مشترك عند مستوى معنوية ١٪.

أما **الخطوة الرابعة** فتتمثل فى اختبار المعنوية المشتركة لمعاملات المتغيرات المبطأة بفترة واحدة ، أى معاملات الأجل الطويل في نموذج ARDL. ويتم ذلك الاختبار بواسطة Wald Test ، من خلال القيد التالى الذى يمثل الفرض الصفرى ويكتب كالتالى:

H_0: C(3)=C(4)=C(5)=C(6)=C(7)=0 ، أما الفرض البديل فهو: H_1: C(3)

$C(4) \neq C(5) \neq C(6) \neq C(7) \neq 0$. ويوضح جدول رقم (٤) نتائج هذا الاختبار.

جدول رقم (٤)
اختبار Wald Test
نتيجة اختبار المعنوية المشتركة لمعاملات الأجل الطويل في نموذج ARDL

Test Statistic	Value	df	P- Value
F-statistic	63.32880	(5, 2)	0.0224
Chi-square	316.6440	5	0.0000

ويتضح من الجدول السابق أن قيمة Chi-square تساوى ٣١٦,٦٤٤ عند (٥) درجات حرية كما أن معنويتها أقل من ٥% ، وبالتالى يتم رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل، أى أن هناك تأثير مشترك للمتغيرات المستقلة على المتغير التابع (البطالة) في الأجل الطويل فى مصر.

وتتمثل **الخطوة الخامسة** في تقدير العلاقة طويلة الأجل للنموذج ARDL Long Run Form كما سبق توضيحه في الخطوة السابقة وهى كما يلى:

$$\Delta UNEMP_t = \beta_0 + \lambda\, UNEMP_{t-1} + \beta_1 REER_{t-1} + \beta_2 GDPG_{t-1} + \beta_3 OPEN_{t-1} + \beta_4\, RIN_{t-1} + \beta_5\, FXG_{t-1} \quad (4)$$

وفى هذه المعادلة يتم التعبير عن المتغير التابع وهو البطالة بالفرق الأول $\Delta UNEMP_t$ ، ويشمل الطرف الأيمن للمعادلة جميع المتغيرات المستقلة والمتغير التابع في المستوى بإبطاء فترة واحدة. وتشير λ إلى معامل المتغير التابع المبطأ لفترة واحدة في المستوى. ولهذا المعامل أهمية كبيرة في هذه المعادلة، حيث يساوى هذا المعامل تقريباً قيمة معامل تصحيح الخطأ ولذلك يجب أن تكون قيمته سالبة ومعنوية (كما سيتم ايضاحه فيما بعد). وأشارت دراسة Chong et.al, (2005) إلى أنه يتم حساب قيمة معامل الأثر طويل الأجل للمتغير المستقل بقسمة معامل هذا المتغير

المبطأ لفترة واحدة مضروباً في (-١) على λ. وتشير نتائج الجدول رقم (٤) لنتائج تقدير العلاقة طويلة الأجل لنموذج ARDL.

جدول (٥)
نتائج تقدير معادلة الأجل الطويل لنموذج ARDL

المتغيرات	المعامل
REER	**-0.42503** **(-30.46888)***
GDPG	**-2.688258** **(-12.16539)***
OPEN	**0.46798** **(2.933849)***
RIN	**-0.258447** **(-32.48788)***
FXG	**-0.142222** **(-3.507650)***

- *** معنوى عند مستوى ١% ،** معنوى عند مستوى ٥% ،* معنوى عند مستوى ١٠%
- تشير القيم ما بين الأقواس إلى قيم t المحسوبة.

يوضح الجدول السابق أن تأثير سعر الصرف الحقيقي الفعال على البطالة في مصر هو سلبى ومعنوى فى الأجل الطويل وذلك عند مستوى معنوية ١%، وأن ارتفاع سعر الصرف الحقيقى الفعال بنسبة ١% يؤدى إلى تخفيض معدل البطالة بنسبة ٠,٤٣% . وتتفق هذه النتيجة مع دراسات كثيرة منها: Frenkel, R. (2004) ، Ranjbar & Moazen (2009) ، Zhou (2010) ، Chang (2011)، He,

Usman, O. & ، Zahra, B.& Mehrzad, E. (2016) ،X., (2013) .Elsalih, M. (2018)

بينما اختلفت هذه النتيجة مع نتائج بعض الدراسات والتى استنتجت وجود تأثير إيجابى لسعر الصرف الحقيقي الفعال على البطالة ومنها: Feldmann (2011) ، Nyahokwe & ،Behnamian (2012) ، Chimnani, H. et al (2012) KULEUVEN (2018) ، Ncwadi (2013). كما تختلف هذه النتيجة مع ما توصلت إليه دراسة Atya, E. (2017) عن البطالة في مصر للفترة (١٩٨٥-٢٠١٥)، والتى أشارت لوجود تأثير إيجابى معنوى لسعر الصرف الحقيقي على البطالة.

وبالنسبة للعلاقة بين النمو والبطالة ، تشير النتائج إلى أن العلاقة بين النمو والبطالة سلبية في الأجل الطويل وأن هذه العلاقة معنوية عند مستوى ١% وتتفق هذه النتيجة مع دراسات كثيرة منها على سبيل المثال Atya, ، Frenkel, R. (2004) E. (2017) ، حيث تؤدى زيادة معدلات النمو الاقتصادى إلى زيادة فرص العمل وتخفيض معدلات البطالة.

أما بالنسبة للعلاقة في الأجل الطويل بين الانفتاح الاقتصادي والبطالة في مصر، توضح النتائج وجود علاقة إيجابية بينهما ومعنوية عند مستوى معنوية ١٠% ، وتتفق هذه النتيجة مع دراسات Chimnani, H. et al (2012) ، He, X., (2013) ، KULEUVEN (2018) ، وهذه النتيجة عكس ما توصلت إليه دراسة Atya, E. (2017) عن البطالة في مصر والتى استنتجت وجود علاقة طردية ولكن غير معنوية بين البطالة والانفتاح الاقتصادى في مصر.

وأخيراً ، توصلت الدراسة لوجود علاقة سلبية بين البطالة وسعر الفائدة الحقيقى ومعدل نمو رأس المال الثابت في مصر وذلك عند مستوى معنوية ١% ، ١٠% على الترتيب.

٦. تقدير نموذج تصحيح الخطأ وفقاً لنموذج ARDL

بعد الانتهاء من اختبار الحدود والتأكد من وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات النموذج في الأجل الطويل، يتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ ECM ، والذى يمثل العلاقة الديناميكية فى الأجل القصير للتوفيق بين السلوكين طويل وقصير الأجل للعلاقات بين متغيرات النموذج. ويتم صياغة معادلة تصحيح الخطأ وفقاً لنموذج ARDL في ضوء دراستى Pesaran & Chin (1999) , Pesaran et.al (2001) على النحو التالى:

$$\Delta UNEMP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{1,i} \Delta UNEMP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \alpha_{2,i} \Delta REER_{t-i} + \sum_{i=0}^{P} \alpha_{3,i} \Delta GDPG_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \alpha_{4,i} \Delta OPEN_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \alpha_{5,i} \Delta RIN_{t-i} + \sum_{i=0}^{R} \alpha_{6,i} \Delta FXG_{t-i} + \alpha_7 Resid_{t-1} \quad \textbf{(4)}$$

ويشير المعامل α_7 إلى حد تصحيح الخطأ Error Correction Term (ECT) ، والذى يدل على معدل التكيف وسرعته في الأجل القصير للوصول للتوازن في الأجل الطويل. وإذا كان معنوياً وسالباً دل ذلك على وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات في الأجل الطويل، أى يوجد تأثير للمتغيرات المستقلة على المتغير التابع في الأجل الطويل. ويوضح الجدول (٥) نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ وفقاً لنموذج ARDL.

جدول رقم (٦)
نتائج قياس نموذج تصحيح الخطأ
وفقاً لنموذج ARDL (4, 4, 4, 4, 4, 4)

المتغير	المعامل	المتغير	المعامل
C	19.25317 (50.80387)***	D(OPEN)	0.09552 (50.21262)***
D(UNEMP(-1))	-0.63083 (-36.3396)***	D(OPEN(-1))	0.114503 (47.44383)***
D(UNEMP(-2))	-0.89718 (-40.9423)***	D(OPEN(-2))	0.251099 (51.85951)***
D(UNEMP(-3))	-0.51992 (-32.9390)***	D(OPEN(-3))	0.022565 (9.142639)**
D(REER)	0.006451 (11.42944)***	D(RIN)	0.055617 (20.80086)***
D(REER(-1))	0.030677 (39.90616)***	D(RIN(-1))	0.390738 (49.15717)***
D(REER(-2))	0.033707 (40.77527)***	D(RIN(-2))	0.335888 (44.73743)***
D(REER(-3))	0.041336 (30.36718)***	D(RIN(-3))	0.25682 (37.76732)***
D(GDPG)	-0.93948 (-72.17)***	D(FXG)	-0.0206 (-19.72737)***
D(GDPG(-1))	0.213437 (13.37503)***	D(FXG(-1))	0.094578 (45.31579)***
D(GDPG(-2))	-0.07837 (-7.72107)**	D(FXG(-2))	0.033515 (20.33772)***
D(GDPG(-3))	-0.31683 (-33.6171)***	D(FXG(-3))	0.018355 (16.0774)***
Resid(-1)	-0.671167 (-50.4449)***		

- *** معنوى عند مستوى ١% ،** معنوى عند مستوى ٥% ، *معنوى عند مستوى ١٠%
- تشير القيم ما بين الأقواس إلى قيم t المحسوبة.

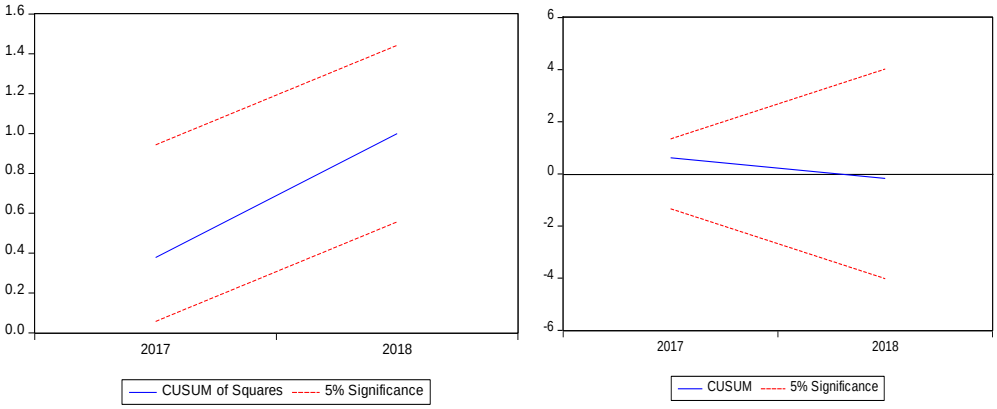
وتشير بيانات الجدول السابق إلى ثبوت معنوية حد تصحيح الخطأ والذى يمثل معامل تصحيح الخطأ **Resid(-1)** وذلك عند مستوى معنوية ١% ، حيث بلغت قيمة t المحسوبة (٥٠,٤٤٤٩) ، وبلغ احتمال حدوث الخطأ **P-value** (٠,٠٠٠٤) ، كما أن قيمته سالبة وهو ما يؤكد على وجود علاقة فى الأجل الطويل بين متغيرات المعادلة، ويدل أيضاً على وجود ديناميكية لتصحيح الخطأ فى الأجل القصير تعمل على إحداث عملية التكيف (التعديل). وقد بلغت قيمة معامل تصحيح الخطأ (-٠,٦٧) معنى ذلك أن حوالى ٦٧% من الخلل فى التوازن لمعدلات البطالة بالعام السابق سيتم تصحيحه فى العام الحالى، أى أن فترة التصحيح وفقاً لقيمة حد تصحيح الخطأ تبلغ عام وثلث تقريباً.

٧. اختبار الاستقرار الهيكلى لمعاملات ARDL-ECM

قامت دراسة Pesaran & Pesaran (1997) باختبار الاستقرار الهيكلى لمعاملات الأجلين الطويل والقصير وذلك بعد تقدير معاملات الأجل الطويل وكذلك تقدير نموذج تصحيح الخطأ في ظل منهجية ARDL. وقد أشارت دراسة Brown et.al, (1975) إلى أن أهم اختبارين في هذا الشأن هما اختبار المجموع التراكمى للبواقى المعاودة Cumulative Sum of Recursive Residual (CUSUM) ، واختبار المجموع التراكمى لمربعات البواقى المعاودة Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals (CUSUMSQ).

ووفقاً لهذين الاختبارين، يتحقق الاستقرار الهيكلى للمعاملات المقدرة لنموذج تصحيح الخطأ ARDL إذا وقع الشكل البيانى لإحصاء كل من CUSUM, CUSUMSQ داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية ٥%. أما إذا وقع الشكل البيانى لإحصاء الاختبارين السابقين خارج الحدود الحرجة تكون هذه المعاملات غير مستقرة. ويوضح الشكل رقم (١) نتائج اختبار الاستقرار الهيكلى للمعاملات.

شكل رقم (١)
نتيجة اختبار استقرار معاملات نموذج تصحيح الخطأ وفقاً لمنوذج ARDL
باستخدام اختبارين CUSUM ، CUSUMSQ



ويلاحظ من الشكل (١) ثبوت استقرار معاملات النموذج وفقاً للاختبارين CUSUM ، CUSUMSQ ، حيث وقع الشكل البيانى داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية ٥%. بالتالى يتضح تحقق الاستقرار الهيكلى للمعاملات المقدرة لنموذج تصحيح الخطأ وفقاً لنموذج ARDL وذلك خلال فترة الدراسة (١٩٨٣-٢٠١٨).

٨. نتائج الدراسة

يمكن تقسيم نتائج الدراسة بهدف اختبار الفرضية الرئيسية لها إلى قسمين أساسيين وهما نتائج اختبار العلاقة فى الأجل الطويل ونتائج اختبار العلاقة فى الأجل القصير. وبعد إجراء اختبار التكامل المشترك لنموذج ARDL(4,4,4,4,4,4) وكذلك نموذج تصحيح الخطأ وفقاً لنموذج ARDL فقد توصلت الدراسة إلى النتائج التالية:

- بالنسبة لنتائج اختبار العلاقة فى الأجل الطويل:

وجود علاقة تكامل مشترك أى وجود علاقة توازنية فى الأجل الطويل بين سعر الصرف الحقيقي الفعال والبطالة في مصر، وأن تأثير سعر الصرف الحقيقي الفعال

على البطالة في مصر هو سلبى ومعنوى فى الأجل الطويل ، وأن ارتفاع سعر الصرف الحقيقى الفعال بنسبة ١% يؤدى إلى تخفيض معدل البطالة بنسبة ٠,٤٣% .

- بالنسبة لنتائج تصحيح الخطأ فى الأجل القصير، فقد جاءت النتائج كالتالى:

وجود علاقة تكامل فى الأجل القصير بين سعر الصرف الحقيقي الفعال والبطالة في مصر ، وأن فترة التصحيح اللازمة للوصول للتوازن فى الأجل الطويل هى عام وثلث العام بناءً على قيمة حد تصحيح الخطأ.

- ثبوت وجود الاستقرار الهيكلى للمعاملات المقدرة لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد خلال فترة الدراسة وذلك وفقاً لاختبار إحصاء CUSUMSQ ، CUSUM وهو ما يدل على دقة وسلامة بيانات النموذج ككل.

- يتضح من النتائج السابقة ثبوت صحة فرضية الدراسة ، حيث ثبتت معنوية العلاقة العكسية بين سعر الصرف الحقيقي الفعال والبطالة في مصر فى الأجل الطويل، كما ثبتت معنوية هذه العلاقة فى الأجل القصير.

٩ . توصيات الدراسة

بناءً على النتائج السابقة للدراسة يمكن طرح بعض التوصيات التالية:

- يجب اتباع سياسة سعر صرف مستقرة وتنافسية لدورها الهام فى تشجيع العمالة ، وذلك بناءً على نتائج الدراسة التى انتهت إلى وجود علاقة فى الأجل الطويل.

- يجب اتباع سياسات تهدف إلى تحقيق نمو اقتصادى مستدام، فقد اتضح من النتائج أن زيادة معدل النمو الاقتصادى بنسبة ١% سوف يؤدى إلي خفض معدل البطالة بنسبة ٢,٦٨% في الأجل الطويل.

- يجب الإسراع فى اتخاذ الاجراءات الخاصة بتحسين سعر الصرف الحقيقى الفعال ، حيث أشارت نتائج الدراسة فى الأجل القصير أن معامل التصحيح بلغ ٠,٦٧ ، ويعنى ذلك أن فترة استجابة السياسة Policy Response لا تتعدى العام وثلث

العام مما يوفر حافزاً لصانعى السياسة بأن الإجراءات المتبعة لتحسين سعر الصرف الحقيقى الفعال لها مردود سريع على التوظف.

- يجب على صانعى القرار مراعاة التخطيط طويل وقصير الأجل لحل مشكلة البطالة ومن أهمها زيادة طاقة الاقتصاد على استيعاب العمالة، تشجيع المشروعات كثيفة العمالة Labor Intensive، دعم المشروعات الصغيرة والمتوسطة وتحسين وتأمين وضع العمالة المصرية في الخارج.
- توفير معلومات دقيقة عن سوق العمل وتطوير نظم التعليم والتدريب لمواكبة التغيرات فى سوق العمل.
- تشجيع الأبحاث الخاصة بقياس وتحليل أثر سعر الصرف الحقيقى الفعال على البطالة فى مصر من خلال قنوات الاقتصاد الكلى والتنمية الاقتصادية وكثافة عوامل الانتاج مع توفير البيانات الدقيقة فى هذا الشأن.

قائمة المراجع

أولاً: قائمة المراجع باللغة العربية:

- عزة سليمان وآخرون ، (٢٠٠٠) ، الفجوة النوعية لقوة العمل فى محافظات مصر وتطورها خلال الفترة ١٩٨٦-١٩٩٦ ، **سلسلة قضايا التخطيط والتنمية** ، رقم ١٣٠ ، معهد التخطيط القومى ، القاهرة.

ثانياً: قائمة المراجع باللغة الإنجليزية

- Akiake H (1969), Fitting Autoregressive Models for Prediction, **Annals of the Institute of Statistical Mathematics**.
- Akiake H (1973), Information Theory on Extension of the Maximum Likelihood Principle in Petrov and F. Csake (eds), **Second International Symposium On Information Theory**, Budapest: Akademiai Kiado.
- Alexandre et al. (2010), " Employment, exchange rates and labour market rigidity", **IZA Discussion Papers, No. 4891**, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- Atya, E. (2017), " The effect of Real Exchange Rate on Unemployment**:** Evidence from Egypt**", Arab Journal of Administration, Vol. 37, No. 4**, Cairo.
- Behnamian, M. (2012), "Effects of real exchange rate on unemployment in Iran", **Economic Journal: Bimonthly of Investigation into Economic Policies and Affairs**, 11/12.
- Brown, R. , et.al, (1975), Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time, **Journal of the Royal Statistical Society,** Series B, No.37
- Chang, S. C. (2011), "The interrelationship between exchange-rate uncertainty and unemployment for South Korea and Taiwan: Evidence from a vector autoregressive approach", **International Economics**, 125.

- Chimnani, H. et al (2012), "The Effect of Exchange Rate on Unemployment Rate in Asian Countries", **Proceedings of 2nd International Conference on Business Management**, Sukkur Institute of Business Administration, Sukkur.
- Chong, C., et al. (2005), "A study on the use of ICT in mathematics teaching", **Malaysian Online Journal of Instructional Technology**, 2.
- Feldmann, H. (2011), "The unemployment effect of exchange rate volatility in industrial countries", **Economic letters**, Volume 111, Issue 3.
- Frenkel, R. (2004), "Real exchange rate and employment in Argentina, Brazil, Chile and Mexico", **Paper prepared for the G24**, draft 08/24/04, Washington, D.C.
- Frenkel, R., & Ros, J. (2006), "Unemployment and the real exchange rate in Latin America", **World Development**, 34(4).
- Hannan, E J and B. G Quinn, (1979), The Determination of the Order of An Autoregression, **Journal of Royal Statistical Society**, Series B, No.41.
- He, X., (2013), "Real Effective Exchange Rate And Unemployment Rate: The Difference Between Re-exporting And Non-Re-Exporting Countries", **All Theses**,1716, Clemson University.
- KULEUVEN, (2018), " The Real Exchange Rate and Unemployment in the EU", **Faculty of Economics and Business**, CAMPUS BRUSSELS.
- Milas, C., & Legrenzi, G. (2006), "Non-linear real exchange rate effects in the UK labor market", **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, 10(1).
- Mohammadi, T., & Gholami, A. (2008), "An investigation into the effects of the policy of exchange rate unification on major variables of macroeconomic", **Economic Questionnaire**, 29.

- NİLAY, K. (2007), " The Effect Of Real Exchange Rate On Unemployment In Turkey", **Unpublished master's thesis**, Department of Economics, Bilkent University, Ankara.
- Nyahokwe, O., & Ncwadi, R. (2013), "Impact of exchange rate volatility on unemployment in South Africa", **Mediterranean Journal of Social Sciences**. 4(3).
- Pesaran, M., et al. (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", **Journal of Applied Econometrics**, 16.
- Pesaran, M., et al. (2006), Macroeconomic dynamics and credit risk: A global perspective. ***Journal of Money Credit & Banking***, *38*(5).
- Pesaran, M.H. & Shin, Y. (1999). "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis.", **Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium**, Strom, S. (ed.) Cambridge University Press.
- Pesaran, M. H & Pesaran B, (1997), **Working with Microfit 4.0 Interactive Econometric Analysis,** Oxford: Oxford University Press.
- Pentecost, E. & Zarzosa, F.(2016), "Structural real exchange rate and unemployment interdependencies in Argentina, **Revista de Economiay Estadistica**, 52 (1).
- Ping, H. (2007), "Real exchange rate and manufacturing employment in China," **Post-Print hal-00159151**, HAL.
- Ranjbar, H., & Moazen, S. (2009), "An investigation into the relationship between exchange rate and other factors affecting unemployment in countries of the Organization of Islamic Cooperation (OIC)", **The Economic Journal**, 3(6).
- Schwarz G, (1978), Estimation the Dimension of A Model, **Annals of Statistics**, Vol.6.
- Shaari, M. S., et al. (2013), "The effects of oil price changes and exchange rate volatility on unemployment: Evidence from Malaysia",

International Journal of Research in Business and Social Science, IJRBS, 2(4).

- Tarik Yousef, (2002), Macroeconomic Aspects of the New Demography in the Middle East and North Africa, **World Bank.**
- Usman, O. & Elsalih, M. (2018), " Testing the Effects of Real Exchange Rate Pass-Through to Unemployment in Brazil", **Economies**, Department of Economics, Eastern Mediterranean University, Turkish Republic of Northern Cyprus.
- Zahra, B.& Mehrzad, E. (2016), " The effect of real exchange rate on unemployment**", Marketing and Branding Research 3(2016) 4-13**, AIMI Journals, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran.
- Zeng, X., et al (2011), "Real Exchange Rate, Foreign Trade and Employment: Evidence from China", **IZA Discussion Paper No. 5931**, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- Zhou, Y. (2010), "Transmitted unemployment and exchange rate effect on labor market", **Unpublished master's thesis**, Lingnan University, Hong Kong.

الملحق الاحصائى

جدول رقم (م/١) توصيف المتغيرات ومصادر البيانات

المتغير	تعريف المتغير	المرجع	مصدر البيانات
Unem البطالة	الأفراد من (١٥-٦٤ سنة) الذين يقدرون على العمل ويرغبون فيه ويبحثون عنه ولكنهم لا يجدونه منسوبًا إلى قوة العمل في نفس الفئة العمرية	جميع الدراسات المذكورة	- صندوق النقد الدولي - الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء
REER سعر الصرف الحقيقى الفعال	متوسط أسعار الصرف الحقيقية الثنائية بين الدولة وكل من شركائها التجاريين مرجحاً بحصص التجارة الخاصة بكل شريك.	Frenkel, R. & Ros, J (2006) - Zeng, X., et al (2011) - Chimnani, H. et al (2012) - He, X., (2013) - Nyahokwe & Ncwadi (2013) - Zahra, B.& Mehrzad, E. (2016)- Atya, E. (2017)- Usman, O. & Elsalih, M. (2018)	صندوق النقد الدولي (IMF)
GDPG نمو الناتج المحلي الإجمالي	نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (٪ سنويا). تستند النسبة المئوية السنوية لمعدل نمو الناتج المحلي الإجمالي بأسعار السوق إلى العملة المحلية الثابتة في عام ٢٠٠٠	Frenkel, R. & Ros, J (2006) - Zeng, X., et al (2011) - Chimnani, H. et al (2012) - He, X., (2013) - Nyahokwe & Ncwadi (2013) - Zahra, B.& Mehrzad, E. (2016)- Atya, E. (2017)	قاعدة البنك الدولي
INF : معدل التضخم (٪ سنويا)	يعكس التضخم وفقًا لمؤشر أسعار المستهلك النسبة المئوية السنوية للتغير في التكلفة بالنسبة للمستهلك العادي للحصول على سلة من السلع والخدمات التي قد تكون ثابتة أو متغيرة في فترات زمنية محددة.	Frenkel, R. & Ros, J (2006) - He, X., (2013) -	البنك الدولي

المتغير	تعريف المتغير	المرجع	مصدر البيانات
RIN سعر الفائدة الحقيقي (٪)	سعر فائدة الإقراض المعدل للتضخم كما تم قياسه بواسطة معامل انكماش إجمالي الناتج المحلي	Frenkel, R. & Ros, J (2006) - Chimnani, H. et al (2012)-He, X., (2013) - Nyahokwe & Ncwadi (2013)	البنك الدولي
حجم التجارة	مجموع الصادرات والواردات كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي	He, X., (2013)- Atya, E. (2017)	
نمو رأس المال Capital growth	إجمالي تكوين رأس المال الثابت (٪ النمو السنوي)	Zeng, X., et al (2011)	البنك الدولي

جدول رقم (م/٢)

متغيرات الدراسة خلال الفترة (١٩٨٣-٢٠١٨)

year	Unemp البطالة %	REER سعر الصرف الحقيقى الفعال	GDPG معدل النمو%	OPEN الانفتاح الاقتصادى%	FXG نمو رأس المال%	RIN سعر الفائدة الحقيقي%
1983	6.47	169.61	5.09	57.14	14.60	2.03
1984	5.89	204.49	9.75	52.53	9.43	6.24
1985	4.26	230.23	5.79	46.11	6.62	3.07
1986	5.00	236.65	4.74	36.05	5.56	1.88
1987	5.74	259.92	3.83	35.34	3.80	3.44
1988	6.48	281.38	5.46	52.60	1.46	3.16
1989	7.06	270.66	4.92	50.13	-11.05	-0.67
1990	8.00	160.94	5.67	52.92	-1.74	1.07
1991	8.80	88.04	1.13	62.84	-3.75	3.20
1992	9.00	95.89	4.47	59.31	0.77	1.67
1993	10.90	110.17	2.90	55.93	-15.69	9.10
1994	11.10	115.05	3.97	50.63	15.17	7.44
1995	11.20	115.23	4.64	50.25	13.16	4.55
1996	9.50	122.49	4.99	46.95	28.20	7.91

3.56	22.84	43.74	5.49	138.32	8.70	1997
10.39	-21.87	41.93	5.58	150.37	8.00	1998
11.94	13.08	38.36	6.05	154.33	7.70	1999
8.92	9.02	39.02	6.37	163.99	9.00	2000
11.21	-2.03	39.81	3.54	149.88	8.80	2001
10.30	7.63	40.99	2.39	129.90	10.10	2002
6.33	-10.44	46.18	3.19	90.19	11.30	2003
1.53	6.33	57.82	4.09	84.20	10.50	2004
6.52	13.42	62.95	4.47	94.76	11.50	2005
4.88	14.05	61.52	6.84	96.30	10.90	2006
-0.08	23.91	65.08	7.09	100.00	9.20	2007
0.11	14.88	71.68	7.16	107.83	8.70	2008
0.71	-10.06	56.55	4.67	128.04	9.40	2009
0.82	8.05	47.94	5.15	138.41	9.20	2010
-0.56	-3.22	45.26	1.76	135.88	10.40	2011
-6.26	-0.34	40.71	2.23	147.97	12.40	2012
3.29	-8.72	40.37	2.19	137.25	13.00	2013
0.41	1.48	36.92	2.92	146.59	13.40	2014
1.54	13.85	34.85	4.37	168.18	12.90	2015
6.92	12.02	30.25	4.35	141.33	12.70	2016
-3.87	12.44	45.13	4.18	96.51	12.20	2017
2.31	12.86	47.13	5.30	112.90	10.90	2018

المصدر: البطالة وسعر الصرف الحقيقى الفعال مأخوذة من صندوق النقد الدولى والجهاز المركزى للتعبئة العامة والإحصاء ، وباقى المتغيرات مأخوذة من البنك الدولى.