



المؤتمر الدولي لمخرجات التعليم العالي ومتطلبات سوق العمل الليبي
"رهانات الحاضر وأفاق المستقبل"
29 يناير 2022



محددات البطالة في ليبيا - دراسة قياسية

سعاد عبد السلام عريقيب

s.argeeb@asmarya.edu.ly

كلية الاقتصاد والتجارة - الجامعة الأسمرية الإسلامية

الملخص

تهدف هذه الورقة إلى محاولة تحليل ظاهرة البطالة واقعياً في ليبيا، وتحديد أهم المتغيرات الاقتصادية المؤثرة فيه، ومحاولة بناء نموذج اقتصادي يوضح العلاقة بين هذه المتغيرات حيث تم استخدام نموذج VECM في الدراسة، فكانت أهم النتائج المتوصل إليها: إنه ليس هناك علاقة سببية بين المتغيرات في المدى القصير، ولكن هناك علاقة تكاملية طويلة الأجل لكي يرجع إلى وضع التوازن. وقد كانت جميع الاختبارات التشخيصية معنوية تماماً.

الكلمات الدالة: البطالة، محددات، الاقتصاد الليبي.

Determinants of the Unemployment in Libya

“Econometric Study”

Souad abdel salam argeeb

Abstract

The paper aims to study the relationship between unemployment as a dependent variable, and its determinants, which are: the gross domestic product, the size of the total population, the per capita GDP, and the inflation rate, as independent variables, in Libya during the period 1980 AD - 2020. To achieve this aim, the VECM model was used in the study. The results indicate that there is no causal relationship between the variables in the short term, but there is a long-term integrative relationship, but the error correction factor needs a relatively long time (one year and nine days), in order to return to Balance mode. All diagnostic tests were completely significant.

Keywords: Unemployment, Determinants, the Libyan economy.

1. المقدمة

تعتبر البطالة من المواضيع الاقتصادية ذات الأهمية القصوى لما لها من آثار واضحة على استقرار الاقتصاد الوطني، فهي مؤشر يعكس حالة اختلال التوازن العام في الاقتصاد، وهي مشكلة معقدة ومتعددة الجوانب بسبب أن سعي أي دولة لرفع مستوى معيشة أفرادها يقتضي التأكد من عدم وجود طاقات معطلة سواء أكانت بشرية أم مادية. ويعتبر البحث في موضوع البطالة وإمكانية حلها في الاقتصاد الحديث أمراً صعباً نتيجة لاختلاف العوامل المحددة والمفسرة لها من اقتصاد لآخر، إلى جانب اختلاف تفسيرها وفقاً للنظريات الاقتصادية المتعددة واختلاف آثارها الاقتصادية والاجتماعية.

وقد برزت مشكلة البطالة في ليبيا وتطورت خلال العقود الماضية منذ ثمانينات وتسعينات القرن الماضي، وحتى الوقت الراهن نتيجة الظروف الاقتصادية والسياسية، المتمثلة في تذبذب أسعار النفط باعتبار أن الاقتصاد الليبي يعتمد اعتماداً شديداً على وارداته النفطية، والنظام الاقتصادي المستمد من الفكر الاشتراكي، الذي يعتمد على الدولة في التشغيل وبالتالي مسؤوليتها الكاملة في تعيين الخريجين من المؤسسات التعليمية المختلفة، وعدم التوافق بين أعداد الخريجين وتخصصاتهم وحاجة سوق العمل، إلى جانب ما مرت به البلاد من عدم استقرار سياسي وأمني، بدءاً من الحصار الاقتصادي لمدة التسعينيات بسبب قضية لوكربي وتداعياتها، وحتى الأحداث السياسية في سنة 2011م، وما بعدها وحتى الوقت الحالي. وتلعب النماذج القياسية دوراً في اختبار الفرضيات الاقتصادية المختلفة من خلال النظريات المفسرة لمشكلة البطالة، حيث يسهم التحليل القياسي في مساعدة متخذي القرار السياسي وواضعي السياسات الاقتصادية في اتخاذ القرار الأمثل للتخطيط الاقتصادي والإسهام في حل هذه المشكلة.

2. الدراسات السابقة

هناك العديد من الدراسات السابقة يمكن سردها في الآتي:

- **دراسة خواني وبوشيخي (2014):** وقد هدفت هذه الدراسة إلى تحليل ظاهرة البطالة في الجزائر والوقوف على أهم الإصلاحات التي قامت بها الدولة الجزائرية في مجال التوظيف. واستخدمت في ذلك المنهج التحليلي، والمنهج القياسي من خلال بناء نموذج قياسي يتضمن معدل البطالة متغيراً تابعاً، ومعدل النمو السكاني، والنواتج المحلي الحقيقي، الأجور، الاستثمارات، معدل التضخم، أسعار النفط، معدل النمو في النفقات العامة، متغيرات مستقلة، وتوصلت الباحثتان إلى أن أهم المتغيرات المفسرة

لظاهرة البطالة في الجزائر خلال مدة الدراسة هي: الناتج المحلي الإجمالي، الأجور، الاستثمار، وأسعار النفط.

• **دراسة حسن (2016):** حيث هدفت هذه الدراسة إلى معرفة العلاقة بين البطالة متغيرًا تابعًا، وكل من الناتج المحلي الإجمالي، التضخم، الإنفاق الحكومي، سعر الصرف، حجم السكان باعتبارها متغيرات مستقلة في الاقتصاد السوداني. وتم استخدام المنهج القياسي الكمي، وتوصلت إلى عدة نتائج أهمها: هناك علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، وهناك علاقة طردية بين معدل التضخم وحجم السكان مع البطالة، وعلاقة عكسية من سعر الصرف إلى معدل البطالة، وأن الإنفاق الحكومي ليس له تأثير على معدل البطالة (حسن، 2016م).

• **دراسة عادل (2015م):** وقد هدفت إلى محاولة تحليل واقع ظاهرة البطالة في السودان، والوقوف على واقع السياسات التي تتخذها الحكومة للحد من البطالة، ومعرفة العلاقات التي تربط بعض المتغيرات الاقتصادية بمعدل البطالة. وتوصلت باستخدام نموذج قياسي إلى النتائج الآتية: الناتج المحلي الإجمالي والإنفاق الحكومي ليس لهما تأثير معنوي على معدل البطالة، وأن أفضل نموذج هو النموذج الخطي الذي يضم البطالة، وحجم السكان، وسعر الصرف (محمد، 2015).

• **دراسة زاوية وسقاي (2020):** هدفت هذه الدراسة إلى معرفة أثر المتغيرات الاقتصادية الكلية على معدلات البطالة في الجزائر خلال المدة 1990م-2019م، وذلك من خلال توضيح العلاقة بين معدلات البطالة ومحدداتها المتمثلة في: معدل النمو الطبيعي للسكان، الناتج المحلي الإجمالي، التضخم، وأسعار النفط، والكتلة النقدية، والإنفاق العام، وتمت الاستعانة بنموذج ARDL في الدراسة القياسية، فكانت النتائج المتوصل إليها هي أن الناتج المحلي الإجمالي والتضخم يؤثران بشكل سلبي على البطالة، أما زيادة الكتلة النقدية فأدت إلى انخفاض معدل البطالة. وعند ارتفاع أسعار البترول انخفضت معدلات البطالة، أما بالنسبة لزيادة تعداد السكان والإنفاق الحكومي فقد أدى ذلك إلى ارتفاع معدل البطالة (زاوية و سقاي، 2020).

• **دراسة بن عبو وبلعربي (2020م):** تهدف هذه الدراسة إلى الوقوف على أكثر المحددات تأثيراً على تقادم معضلة البطالة في الجزائر، وباعتماد دراسة قياسية استخدمت فيها طريقة المربعات الصغرى لاختبار نموذج البطالة وتحديد العلاقة بينها وبين المتغيرات الاقتصادية المتمثلة في أسعار البترول، الإنفاق الحكومي، معدل التضخم، والناتج المحلي الإجمالي، ولقد توصلت نتائج الدراسة إلى أن تعديل توجهات سوق العمل يتوقف على نوعين من المحددات فيها ما هو على المدى الطويل المتمثل في

النتائج المحلي الإجمالي، والتضخم، على المدى القصير ويتجلى في كل من الإنفاق الحكومي وأسعار البترول (بن عبو و بلعربي، 2020).

• **دراسة الربيعي (2015):** هدفت هذه الدراسة إلى التأكيد على أهمية إعادة هيكلة النظام التعليمي في ليبيا، لإضفاء المزيد من المرونة على هذا القطاع ليكون قادراً على تلبية احتياجات سوق العمل، وركز البحث على مناقشة المحددات والتحديات من حيث: فشل جهود التخطيط الهادفة إلى زيادة رأس المال البشري، وتدهور نوعية التعليم، وتضخم فئة المشاركين في سوق العمل، وضعف مشاركة الخريجين في سوق العمل، واختلال الهيكل المهني لقوة العمل، وأوصت الدراسة بضرورة أخذ الإجراءات الكفيلة برفع معدلات النمو في قطاعات الإنتاج غير النفطي، وتنوع مصادر الإنتاج وتصحيح الاختلال بين التوسع في التخصصات الإنسانية والتخصصات العلمية (الربيعي).

• **دراسة المجدوبي (2019م):** هدفت هذه الدراسة إلى دراسة أسباب تقادم مشكلة البطالة بين الخريجين في ليبيا، بسبب ملاحظة الباحث لتفاقمها، فحاول الغوص في الموضوع للتعريف بهذه المشكلة ومعرفة الأسباب الكافية وراءها وعرض رؤية تساعد في تقريب الحلول والدفع إلى تشجيع الاستثمار في المجال المعرفي، وذلك من خلال استعراض تجارب الدول المختلفة مثل: فنلندا وسنغافورة واليابان، واستعراض السلم التعليمي في ليبيا، وتجارب القطاع الخاص في التعليم والتأهيل لسوق العمل، ووصل الباحث إلى نتيجة مفادها أن موضوع بطالة الخريجين يرجع إلى عدم الربط بين مدخلات الجامعات واحتياجات سوق العمل من جهة، وضعف المخرجات التعليمية لجامعاتنا من جهة أخرى. وأوصت الدراسة بدعم مفهوم الشراكة بين القطاع الخاص والعام، ودعم البحوث ذات العلاقة بموضوع البطالة وتشجيع المشاريع الصغيرة والمتوسطة، ومراجعة العديد من القوانين والتشريعات التي تحد من النشاط التعليمي بالقطاع الخاص (المجدوبي، 2019).

• **دراسة الجروشي وأرباب (2017م):** وقد هدفت هذه الدراسة إلى قياس معدل البطالة الحقيقي في الاقتصاد الليبي للمدة (1962م-2012م)، والتعرف على حجم ظاهرة البطالة المقنعة فيه، ولغرض تحقيق هذا الهدف فقد تطرقت الدراسة لمفهوم البطالة بالمعنى الرسمي، الذي يعكس البطالة الصريحة، والبطالة بالمفهوم العلمي الذي يعكس البطالة الحقيقية، ومنهجية قياس معدل البطالة الحقيقي، وتطور البطالة، وبعض المتغيرات الاقتصادية ذات العلاقة بالبطالة خلال مدة الدراسة. وقد تم استخدام المنهج الوصفي والتحليلي الإحصائي والرياضي، وتوصلت الدراسة إلى ارتفاع كل من البطالة الصريحة، والبطالة الحقيقية في الاقتصاد الليبي، وأن أهم أسباب البطالة الحقيقية انخفاض مستويات الإنتاجية

لعنصر العمل، وهو ما يعني وجود ظاهرة البطالة المقنعة، وأوصت الدراسة بإعادة تأهيل الخريجين مع متطلبات سوق العمل وزيادة الإنفاق على التعليم (الجروشي و أرباب، مجلة العلوم الاقتصادية والادارية والقانونية، 2017).

• **دراسة يخلف (2020م):** وقد هدفت هذه الدراسة إلى معرفة كيفية مكافحة البطالة في ليبيا عن طريق النمو الاقتصادي، باستخدام قانون أوكن OKUN خلال المدة 1996م-2008م، واعتمدت هذه الدراسة على تشخيص أثر الزمن على السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة عبر اختبارات ديكي فيلر الموسع ADF و فيليبس بيرون PP، كما اعتمدت على أسلوب جوهانسون للتكامل المشترك لتقدير العلاقة في المدى الطويل، وعلى أسلوب اختبارات جذور الهياكل المقطعية، للكشف عن وجود مقاطع هيكلية بالسلاسل الزمنية، وتم أيضاً استخدام منهجية التكامل المشترك بأسلوب العينات لتقدير العلاقة. واستنتجت الدراسة وجود علاقة طويلة الأمد بين معدل البطالة والنمو الاقتصادي وهي قريبة جداً من قانون أوكن، أي أن الزيادة بنسبة 3%، في معدل النمو الاقتصادي يؤدي إلى انخفاض البطالة بنسبة 1% (مسعود، 2020).

3. مشكلة الدراسة

سجلت ليبيا عبر مدة الدراسة معدلات مرتفعة من البطالة، وصلت إلى 18%-19%، أغلب هذه المدة، وهي تعتبر إحدى أكبر المشكلات الاقتصادية في الوقت الراهن. حيث إنها تعكس الأزمة الاقتصادية التي يمر بها الاقتصاد الليبي بصفة خاصة، والاقتصاد العالمي بصفة عامة، ولذلك دأب الكثير من الاقتصاديين على دراسة محددات هذه الظاهرة لمعرفة أسبابها، ومحاولة إيجاد حلول لتقليل منها، والحد من آثارها وعدم تفاقمها، واستخدموا في ذلك الطرق الكمية من نماذج اقتصادية قياسية، حيث تعمل هذه النماذج على تبسيط الواقع للحصول على نتائج تقضي إلى تفسير العلاقة بين المتغيرات محل الدراسة بشكل موضوعي وغير متحيز. وعطفاً على ما سبق يمكن صياغة مشكلة الدراسة في السؤال التالي:

مأهم المحددات الاقتصادية التي تؤثر على البطالة في ليبيا خلال المدة 1980م-2020م ؟

4. فرضيات الدراسة

للإجابة عن سؤال البحث نلخص الفرضيات المراد اختبارها في النقاط الآتية:

- وجود عدد من المتغيرات الاقتصادية المؤثرة على معدل البطالة مثل: حجم السكان الإجمالي - الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي - نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي - معدل التضخم.

• وجود علاقة عكسية، وذات تأثير إيجابي بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، ونصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي مع معدل البطالة.

• وجود علاقة طردية، وذات تأثير سلبي بين حجم السكان ومعدل التضخم مع معدل البطالة.

5. أهداف الدراسة

تتمثل أهداف الدراسة في الآتي:

- محاولة تحليل ظاهرة البطالة واقعياً في الاقتصاد الليبي.
- تحديد أهم المتغيرات الاقتصادية المؤثرة على معدل البطالة في ليبيا.
- محاولة بناء نموذج اقتصادي لتحديد المتغيرات التي تؤثر في البطالة في ليبيا.

6. أهمية الدراسة

تأتي أهمية الدراسة من أهمية الموضوع نفسه، حيث لوحظ الارتفاع الكبير لنسب البطالة منذ أواخر الثمانينيات من القرن الماضي وحتى الوقت الراهن، مما يستدعي دراستها وتحديد العوامل والمتغيرات المفسرة لها هذا من جهة، ومن جهة أخرى تتبع أهمية الدراسة في استخدام الأساليب الكمية الحديثة من خلال محاولة نمذجة قياسية للبطالة لمعرفة محدداتها وآثار هذه المتغيرات والتنبؤ بقيمتها في المستقبل.

7. منهج الدراسة

لمعالجة هذا الموضوع يتم اتباع المنهج الكمي القياسي لدراسة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية ومعدل البطالة، من حيث تحديد النموذج الأمثل لتفسير المشكلة بكافة مراحلها، وتحديد الأثر وعلاقة واتجاه المتغيرات المفسرة على المتغير التابع، وذلك بالاعتماد على البرنامج الإحصائي Eviews10.

8. الدراسة القياسية لظاهرة البطالة في ليبيا خلال المدة 1980م-2020م

عانت ليبيا طوال مدة الدراسة، من الارتفاع الملحوظ في معدلات البطالة، فقد وصلت في عديد السنوات إلى 18%-19%، من مجموع القوى العاملة، وهو رقم كبير وضخم بالنسبة لحجم الاقتصاد الليبي وعدد السكان، مما يجعل منها معضلة رئيسة تحتاج إلى دراسة وبحث لمعرفة أسبابها والعوامل المؤثرة فيها والتنبؤ بقيمتها، لتوضيح الرؤية أمام متخذ القرار ومساعدته في القضاء عليها والتخفيف من حدتها. ومن أجل القيام بالدراسة الكمية تم اختيار مجموعة من المتغيرات التي تؤثر في البطالة وذلك بالاعتماد على النظرية الاقتصادية، والدراسات السابقة. حيث إن معدل البطالة يتأثر ب: الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي gdp، معدل التضخم inf، حجم السكان الإجمالي pop، نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي

الحقيقي grw. إضافة بالطبع إلى متغيرات أخرى قد تكون ذات أهمية أقل، أو لم نتمكن من الحصول على بياناتها.

أولاً: تحديد متغيرات النموذج وتعريفها: بعد جمع المعطيات والبيانات من عدة مصادر رئيسية وثانوية، متمثلة في نشرات وتقارير مصرف ليبيا المركزي، والكتاب الإحصائي الصادر عن مصلحة الإحصاء والتعداد بوزارة التخطيط، إضافة إلى الموقع الرسمي لبيانات الأمم المتحدة www.UN.org، فقد تكونت لدينا سلاسل زمنية للمتغيرات المختارة ممتدة من 1980م، وحتى 2020م. وكانت على الشكل الآتي:

1- المتغير التابع: معدل البطالة (UE): وهو نسبة عدد العمال العاطلين ضمن الفئة العمرية (15-60) القادرين علي العمل والراغبين فيه ولم يجدوا عملاً (المجدوبي، 2019) (الأسطل، 2014).

2- المتغيرات المستقلة: وهي على النحو الآتي:

• الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي gdp: وهو قيمة السلع والخدمات النهائية في الاقتصاد القومي خلال سنة، المعدل بطرح تأثير التضخم. (<https://ar.wikipedia.org>). ويشير إلى السوق المحلي والبنية الاقتصادية للدولة.

• التضخم inf: هو الارتفاع المستمر في الأسعار مع انخفاض القوة الشرائية للنقود، وهو يشير إلى مدى الاستقرار الاقتصادي للدولة.

• عدد السكان الإجمالي pop: هو إجمالي عدد السكان داخل الدولة الواحدة، بحيث يتضمن كافة التركيبات العمرية خلال سنة واحدة.

- نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي grw: ويحتسب بقسمة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي على عدد السكان الإجمالي. وهو مقياس لمدى رفاهية الأفراد داخل الدولة. كل المتغيرات المستخدمة هي بالقيم الحقيقية بدلاً من القيم الاسمية وذلك للحفاظ على نوع العلاقة الاقتصادية الموجودة بين المتغيرات.

• كل المتغيرات ستؤخذ باللوغاريتم، وذلك بهدف تخلص السلاسل الزمنية من مشكلة عدم ثبات التباين، ومحاولة الحصول على علاقة خطية ثابتة بين المتغيرات، تعرف فيها المقدرات على أنها مرونة اقتصادية.

وعليه تمت صياغة النموذج القياسي بناءً على النظرية الاقتصادية، والدراسات السابقة بما يلي :

$$gue = \beta_0 + \beta_1 ggdpp + \beta_2 ginf + \beta_3 gpop + \beta_4 ggrw + u_i \rightarrow (1)$$

حيث إن :

gue : لوغاريتم معدل البطالة.

ggdp : لوغاريتم الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

ggrw : لوغاريتم نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

ginf : لوغاريتم التضخم.

gpop : لوغاريتم عدد السكان الإجمالي.

u_i : معامل حد الخطأ العشوائي وهو يتضمن تلك المتغيرات التي تؤثر في معدل البطالة، ولم يتم إدراجها في النموذج.

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$: معالم النموذج.

ومن المتوقع أن تكون إشارة المعلمات المقدرة حسب النظرية الاقتصادية والدراسات السابقة كالآتي :

• العلاقة بين معدل البطالة، والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، هي علاقة عكسية وبإشارة سالبة، فكلما ارتفع حجم الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ارتفع حجم التشغيل وخلق فرص العمل، وبالتالي ينخفض معدل البطالة، وهذه العلاقة تعرف في الأدبيات الاقتصادية بقانون أوكن OKUN : حيث ينص على أن زيادة النمو الاقتصادي بمقدار 3%، سوف يخفض معدل البطالة بنسبة 1% (Caraiani, 2006).

• العلاقة بين معدل البطالة وعدد السكان علاقة طردية وبإشارة موجبة حيث تؤدي الزيادة في عدد السكان إلى الزيادة في عرض العمل ومن ثم زيادة معدلات البطالة.

• العلاقة بين معدل التضخم ومعدل البطالة، هي علاقة عكسية وفقاً لمنحنى فيلبس في المدى القصير، وعلاقة طردية طويلة الأجل في ظل الركود التضخمي، حسب التوجهات الحديثة ونظرية التوقعات الرشيدة، وعلاقة عكسية حسب النظرية النقدية (مجلخ، 2016م، صفحة 16).

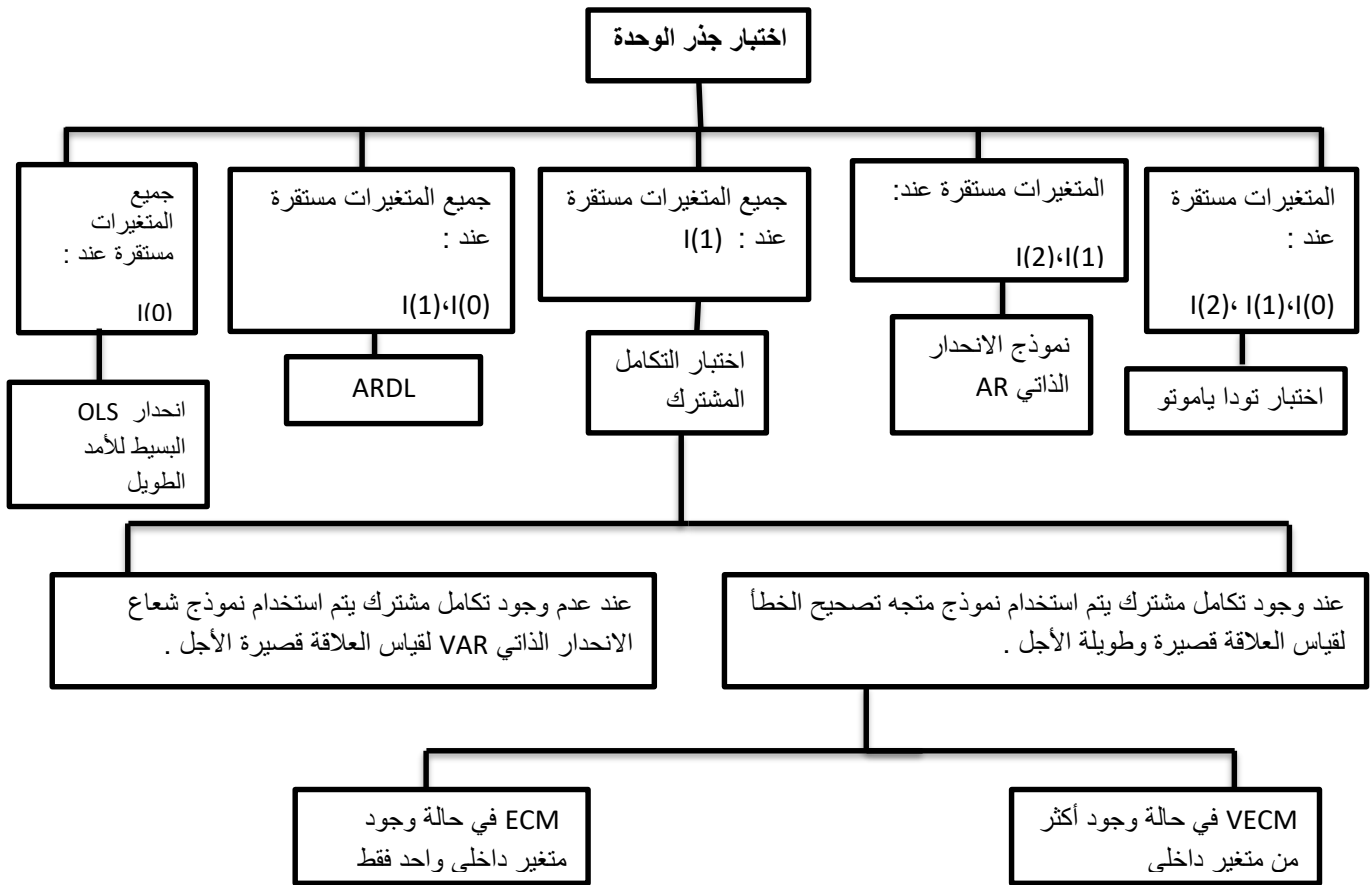
• العلاقة بين معدل البطالة ونصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، هي علاقة عكسية حيث إنه كلما زاد الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بالنسبة لعدد السكان زاد نصيب الفرد من الناتج وبالتالي انخفاض معدل البطالة.

ثانياً: تقدير النموذج القياسي (النتائج والمناقشة):

1- فحص السلاسل الزمنية لمعرفة درجة الاستقرار لاختيار النموذج المناسب لهذه الدراسة، لا بد من فحص كافة السلاسل الزمنية، لمعرفة ما إذا كانت مستقرة أو تحتوي على جذر الوحدة الذي يجعل من

الانحدار زائف، وبالتالي تعتبر نتائجه مضللة وغير صحيحة. ولتحديد النموذج الملائم سوف نستعين بالمخطط التالي:

شكل (01) مخطط هيكلية الاختبارات القياسية



المصدر: (الدليمي، 2018م)

جدول (01): نتائج اختبار السكون ديكي - فيلر الموسع ADF

المتغيرات	مستوى الاختبار	النموذج	T المحسوبة	T الجدولية	الاحتمالية	النتيجة
gde	المستوى	حد ثابت	2.3897	2.9389	0.1511	غير مستقرة
		حد ثابت واتجاه عام	2.0117	3.5297	0.5769	
		دون الثابت والاتجاه	0.4514	1.9501	0.8070	
الفرق الأول	الفرق الأول	حد ثابت	3.9782	2.9389	0.0038	مستقرة
		حد ثابت واتجاه عام	4.1993	3.5297	0.0103	I(1)
		دون الثابت والاتجاه	3.8770	1.9496	0.0003	
ggdp	المستوى	حد ثابت	0.7511	3.5266	0.8218	غير مستقرة
		حد ثابت واتجاه عام	2.3076	1.9493	0.4203	
		دون الثابت والاتجاه	0.4387	2.9389	0.8042	
الفرق الأول	الفرق الأول	حد ثابت	6.3199	2.9389	0.0000	مستقرة
		حد ثابت واتجاه عام	6.2942	3.5297	0.0000	I(1)
		دون الثابت والاتجاه	6.3261	1.9496	0.0000	
ggrw	المستوى	حد ثابت	1.1495	2.9369	0.6865	غير مستقرة
		حد ثابت واتجاه عام	2.3563	3.5266	0.3956	
		دون الثابت والاتجاه	0.0038	1.9493	0.6755	
الفرق الأول	الفرق الأول	حد ثابت	6.3401	2.9389	0.0000	مستقرة
		حد ثابت واتجاه عام	6.3577	3.5297	0.0000	I(1)
		دون الثابت والاتجاه	6.4137	1.9496	0.0000	
gpdp	المستوى	حد ثابت	2.8507	2.9369	0.0604	غير مستقرة
		حد ثابت واتجاه عام	1.3779	3.5266	0.8523	
		دون الثابت والاتجاه	6.2265	1.9493	1.0000	
الفرق الأول	الفرق الأول	حد ثابت	6.6675	2.9389	0.0000	مستقرة
		حد ثابت واتجاه عام	7.0987	3.5330	0.0000	I(1)
		دون الثابت والاتجاه	3.8621	1.9496	0.0000	
ginf	المستوى	حد ثابت	1.1486	2.9369	0.6869	غير مستقرة
		حد ثابت واتجاه عام	1.8899	3.5266	0.6410	
		دون الثابت والاتجاه	3.9914	1.9493	0.9999	
الفرق الأول	الفرق الأول	حد ثابت	4.8862	2.9389	0.0003	مستقرة
		حد ثابت واتجاه عام	4.8482	3.5297	0.0019	I(1)
		دون الثابت والاتجاه	3.8251	1.9496	0.0003	

المصدر: من عمل الباحث بالاستناد إلى مخرجات برنامج Eviews10.

جدول (02) : نتائج اختبار السكون فيليبس بيرون PP

المتغيرات	مستوى الاختبار	النموذج	T المحسوبة	T الجدولية	الاحتمالية	النتيجة
gue	المستوى	حد ثابت	2.2640	2.9364	0.1882	غير مستقرة
		حد ثابت واتجاه عام	1.5534	3.5266	0.7934	
		دون الثابت والاتجاه	0.6199	1.9493	0.8462	
الفرق الأول	الفرق الأول	حد ثابت	3.8874	2.9389	0.0048	مستقرة
		حد ثابت واتجاه عام	3.8890	3.5297	0.0220	I(1)
		دون الثابت والاتجاه	3.8340	1.9496	0.0003	
ggdp	المستوى	حد ثابت	0.7653	2.9369	0.8179	غير مستقرة
		حد ثابت واتجاه عام	2.2866	3.5266	0.4312	
		دون الثابت والاتجاه	0.4668	1.9493	0.8111	
الفرق الأول	الفرق الأول	حد ثابت	6.3201	2.9389	0.0000	مستقرة
		حد ثابت واتجاه عام	6.2955	3.5297	0.0000	I(1)
		دون الثابت والاتجاه	6.3370	1.9496	0.0000	
ggrw	المستوى	حد ثابت	1.1803	2.9369	0.6736	غير مستقرة
		حد ثابت واتجاه عام	2.3362	3.5266	0.4058	
		دون الثابت والاتجاه	0.0078	1.9493	0.6793	
الفرق الأول	الفرق الأول	حد ثابت	6.3462	2.9389	0.0000	مستقرة
		حد ثابت واتجاه عام	6.3584	3.5297	0.0000	I(1)
		دون الثابت والاتجاه	6.4183	1.9496	0.0000	
gpop	المستوى	حد ثابت	4.0090	2.9369	0.0034	غير مستقرة
		حد ثابت واتجاه عام	1.0626	3.5266	0.9228	
		دون الثابت والاتجاه	6.1352	1.9493	1.0000	
الفرق الأول	الفرق الأول	حد ثابت	6.6725	2.9389	0.0000	مستقرة
		حد ثابت واتجاه عام	10.4947	3.5297	0.0000	I(1)
		دون الثابت والاتجاه	4.0584	1.9446	0.0002	
ginf	المستوى	حد ثابت	1.1201	2.9369	0.6985	غير مستقرة
		حد ثابت واتجاه عام	2.1340	3.5266	0.5118	
		دون الثابت والاتجاه	3.2871	1.9493	0.9996	
الفرق الأول	الفرق الأول	حد ثابت	4.8686	2.9389	0.0003	مستقرة
		حد ثابت واتجاه عام	4.8334	3.5297	0.0020	I(1)
		دون الثابت والاتجاه	3.8565	1.9496	0.0003	

المصدر: من عمل الباحث بالرجوع إلى مخرجات برنامج Eviews10.

ومن خلال الجدولين السابقين يتضح جلياً بناءً على اختبائي ديكي فيلر الموسع ADF، وفيليبس بيرون، PP أن المتغيرات جميعاً غير مستقرة، وتحتوي على جذر الوحدة. ولكن عند أخذ الفروق الأولى استقرت جميعها، أي أن جميع السلاسل محل الدراسة ذات رتبة تكامل (1)، وحسب الشكل (1)، فإن الخطوة التالية هي اختبار التكامل المشترك لجوهانسون. وقبل ذلك سنحدد أولاً مدة الإبطاء المثلى (بن عمرة، 2019) و (حجيرة، 2017).

ثالثاً : تحديد عدد مدد الإبطاء المثلى Selection The Lag Length: يتم تحديد مدد الإبطاء الملائمة عن طريق مجموعة من المعايير أو الاختبارات الإحصائية، ضمن نموذج VAR، وهي (معياري أكايك AIC، معيار شوارتز SIC، معيار هانن كون HQ،....)، حيث يتم اختيار أصغر قيمة لكل معيار ويقابلها التباطؤ الزمني الأمثل (الهويش، 2014م، الصفحات 429-449). وحسب النتائج في الجدول التالي فإن مدة التباطؤ الملائمة هي مدة واحدة:

جدول (03) : نتائج اختيار مدة التباطؤ الملائمة

HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	Lag
-14.95860	-14.81543	-15.03536	2.03e-13	NA	275.6365	0
-22.75788*	-21.89886*	-23.21846	5.76e-17*	287.1595*	447.9322	1
-22.12715	-20.55227	-22.97154	8.04e-17	28.54922	468.4877	2
-21.65362	-19.36289	-22.88182	1.11e-16	25.98352	491.8728	3
-21.59371	-18.58713	-23.20573	1.33e-16	25.69185	522.7031	4
-22.15294	-18.43050	-24.14876*	1.50e-16	23.31924	564.6777	5

المصدر: من عمل الباحث بالاستناد إلى نتائج برنامج Eviews10.

رابعاً: اختبار السببية لجرانجر Granger Causality Test : يستخدم هذا الاختبار لفحص وجود علاقة سببية بين متغيرين، ويعتمد بشكل أساسي على اختبار F، حيث يقال إن المتغير X يؤثر على المتغير Y إذا كان التباطؤ الزمني للمتغير X له طاقة تنبؤية أعلى من الطاقة التنبؤية للتنبؤ الزمني للمتغير Y، فقبول الفرضية الصفرية يعني أن X لا يؤثر في Y (الدليمي، 2018م). في حالة ما إذا كانت قيمة P لإحصائية F أكبر من 0.05، ورفض الفرضية الصفرية تعني أن X يؤثر في Y إذا

كانت قيمة P لإحصائية F أصغر من 0.05 (الطيب، الحجابيا، وشحاتيت، 2011). وقد كانت النتائج حسب الجدول (04) التالي:

جدول (04) : نتائج اختبار السببية لجرانجر :

Prob.	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.2058 0.9170	1.66048 0.01102	39	DGGDP does not Granger Cause DGUE DGUE does not Granger Cause DGGDP
0.2081 0.8873	1.64282 0.02036	39	DGGRW does not Granger Cause DGUE DGUE does not Granger Cause DGGRW
0.7835 0.9888	0.07662 0.00020	39	DGINF does not Granger Cause DGUE DGUE does not Granger Cause DGINF
0.7559 0.5198	0.09812 0.42260	39	DGPOP does not Granger Cause DGUE DGUE does not Granger Cause DGPOP
0.7800 0.7784	0.07922 0.08038	39	DGGRW does not Granger Cause DGGDP DGGDP does not Granger Cause DGGRW
0.3022 0.3873	1.09564 0.76594	39	DGINF does not Granger Cause DGGDP DGGDP does not Granger Cause DGINF
0.7798 0.6891	0.07934 0.16271	39	DGPOP does not Granger Cause DGGDP DGGDP does not Granger Cause DGPOP
0.3272 0.3839	0.98653 0.77698	39	DGINF does not Granger Cause DGGRW DGGRW does not Granger Cause DGINF
0.7782 0.6890	0.08056 0.16278	39	DGPOP does not Granger Cause DGGRW DGGRW does not Granger Cause DGPOP
0.6851 0.6324	0.16710 0.23275	39	DGPOP does not Granger Cause DGINF DGINF does not Granger Cause DGPOP

المصدر: من عمل الباحث بالاستناد إلى نتائج برنامج Eviews10.

ويلاحظ جلياً من خلال الجدول السابق أن كل العلاقات كانت الاحتمالية فيها أكبر من 0.05، وبالتالي يمكن قبول الفرضية الصفرية، أي إنه لا توجد علاقة سببية بين المتغيرات محل الدراسة.

خامساً: اختبار جوهانسون للتكامل المشترك: وهذا الاختبار يحدد فيما إذا كان هناك علاقات بين المتغيرات في المدى الطويل، ويستخدم لذلك اختبارين هما: اختبار الأثر، واختبار القيمة الكامنة العظمى. وكانت النتائج كما في الجدول التالي:

جدول (05) ملخص لنتائج اختبار جوهانسون للتكامل المشترك حسب النماذج الخمسة

وفق اختبائي الأثر والقيمة الكامنة العظمى

Quadratic Intercept Trend	Linear Intercept Trend	Linear Intercept No Trend	None Intercept No Trend	None No Intercept No Trend	Data Trend: Test Type
1	1	2	2	1	Trace
1	1	2	2	1	Max-Eig

المصدر: من عمل الباحث بالاستناد إلى نتائج برنامج Eviews10.

يوضح الجدول أعلاه ملخص نتائج اختبائي الأثر، والقيمة الكاملة العظمى، حيث نأخذ أكثر علاقة تكامل بين السلاسل - خصوصاً النموذج الثالث - حسب الاختبارين وهي علاقتي تكامل مشترك عند مستوى معنوية 5%. أي أن هناك علاقة توازنه طويلة الأجل بين المتغيرات.

سادساً: تقدير نموذج تصحيح الخطأ **VECM (Vector Error Correction Model)**: بعد أن تم التأكد من أن جميع السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة مستقرة عند الفرق الأول أي متكاملة من الدرجة الأولى (1)، ووجود علاقة توازنه طويلة الأجل بين المتغيرات، فإن النموذج الأفضل لتقدير هذه العلاقة التوازنية الطويلة الأجل (بمدة إبطاء واحدة، وعلاقتي تكامل مشترك)، هو نموذج تصحيح الخطأ العشوائي **VECM** (عياش و بوسكي، 2018) ويوضح الجدول التالي رقم (06) نتائج التقدير:

جدول (06) : نتائج تقدير نموذج VECM

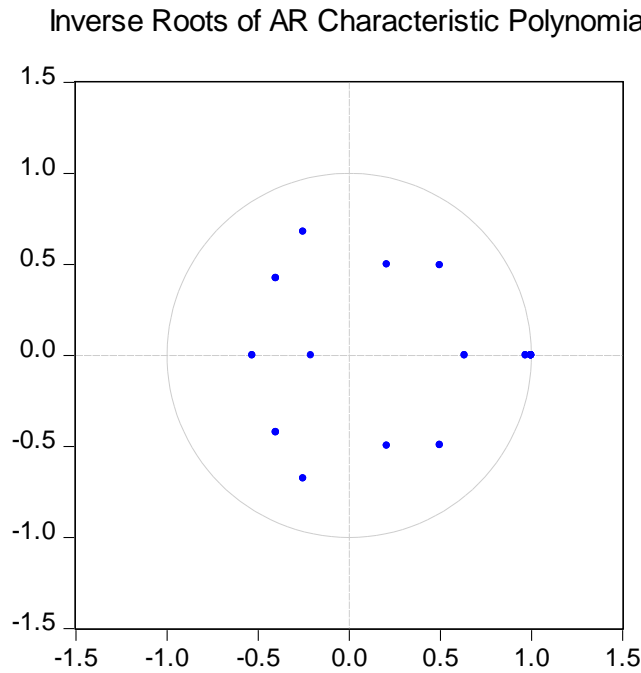
		CointEq2	CointEq1	Cointegrating Eq:	
		0.000000	1.000000	GUE(-1)	
		1.000000	0.000000	GPOP(-1)	
		1.493672 (1.05543) [1.41522]	4.169118 (0.88790) [4.69550]	GINF(-1)	
		7.620069 (3.19043) [2.38842]	17.70517 (2.68398) [6.59660]	GGRW(-1)	
		-7.678539 (3.08852) [-2.48615]	-16.69832 (2.59826) [-6.42674]	GGDP(-1)	
D(GGDP)	D(GGRW)	D(GINF)	D(GPOP)	D(GUE)	Error Correction: CointEq1
-0.671582 (0.12239) [-5.48705]	-0.686837 (0.12055) [-5.69734]	0.064675 (0.04097) [1.57865]	0.015237 (0.00909) [1.67594]	-0.077665 (0.08683) [-0.89441]	

المصدر: من عمل الباحث بناءً على مخرجات برنامج Eviews10.

نلاحظ من خلال الجدول السابق أن معامل تصحيح الخطأ 1 Cointeq سالب ومعنوي عند مستوى معنوية 5%، وهذا يعني أن (0.077665) من أخطاء الأجل القصير يتم تصحيحها تلقائياً عبر الزمن لبلوغ التوازن في المدى الطويل، أي يتطلب تقريباً ثلاث عشرة سنة ($12.875 = 0.077665/1$)، وهي مدة طويلة نسبياً. مما يؤكد ضعف متغيري الناتج المحلي الإجمالي ونصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي في التأثير على معدل البطالة.

سابعاً: اختبارات قياسية لجودة النموذج:

1.7 اختبار مقلوب الجذور الأحادية لصلاحية النموذج Roots Characteristic Polynomial
:(AR ROOTS)



شكل (02) : نتائج اختبار AR Roots

يتضح من خلال الشكل السابق أن النموذج المقدر يحقق شرط الاستقرار، فجميع الجذور تقع داخل دائرة واحدة. ومما يؤكد هذه النتيجة أيضاً مخرجات الجدول التالي (07)، التي توضح أن جميع معاملات جذر الوحدة هي أصغر أو مساوية للواحد الصحيح، ويمكن التأكد من خلال المعادلة التالية (عياش و بوسكي، 2018):

عدد الجذور المساوية للواحد الصحيح = عدد متغيرات الدراسة - عدد علاقات التكامل المشترك.

وعدد الجذور المساوية للواحد الصحيح هو 3، وعدد متغيرات الدراسة 5، وعدد علاقات التكامل المشترك 2، إذن: $3=2-5$.

جدول (07) نتائج اختبار AR Roots

Modulus	Root
1.000000	1.000000
1.000000	1.000000
1.000000	1.000000
0.970391	0.970391
0.722016	-0.250388 - 0.677210i
0.722016	-0.250388 + 0.677210i
0.701446	0.499101 - 0.492874i
0.701446	0.499101 + 0.492874i
0.634508	0.634508
0.583289	-0.402012 - 0.422625i
0.583289	-0.402012 + 0.422625i
0.539505	0.209006 - 0.497376i
0.539505	0.209006 + 0.497376i
0.530580	-0.530580
0.207926	-0.207926

المصدر: من عمل الباحث بالاستناد إلى مخرجات برنامج Eviwes10.

2.7 اختبار الارتباط الذاتي للأخطاء LM Test: توضح نتائج الجدول التالي (08)، أن النموذج المقدر لا يعاني من مشكلة الارتباط التسلسلي للأخطاء، عن طريق القيام بإجراء اختبار لاجرانج وهو من أهم المعايير التي تستخدم للكشف عن وجود ارتباط ذاتي في سلسلة البواقي:

جدول (08) نتائج اختبار الارتباط الذاتي للبواقي LM TEST

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Prob.	df	Rao F-stat	Prob.	df	LRE* stat	Lag
0.1917	(25, 64.7)	1.310556	0.1818	25	31.22009	1

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Prob.	df	Rao F-stat	Prob.	df	LRE* stat	Lag
0.1917	(25, 64.7)	1.310556	0.1818	25	31.22009	1

المصدر: من عمل الباحث بالاستناد إلى مخرجات Eviews10.

حيث نلاحظ أن كل الاحتمالات المقابلة لاختبار F غير معنوية، أي أكبر من (0.05)، وبالتالي نقبل الفرضية العدمية التي تنص على عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء.

3.7 اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي :Normality Test

جدول (09): نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي

Prob.*	df	Chi-sq	Skewness	Component
0.0000	1	132.6025	4.575723	1
0.0000	1	26.45011	-2.043608	2
0.1620	1	1.955603	0.555679	3
0.3735	1	0.791941	-0.353615	4
0.0006	1	11.67661	-1.357820	5
0.0000	5	173.4768		Joint
Prob.	df	Chi-sq	Kurtosis	Component
0.0000	1	837.8514	26.00368	1
0.0000	1	100.4489	10.96501	2
0.2283	1	1.451563	3.957485	3
0.4465	1	0.579496	3.604977	4
0.0000	1	25.95385	7.048692	5
0.0000	5	966.2852		Joint
Prob.	df	Jarque-Bera	Component	
0.0000	2	970.4539	1	
0.0000	2	126.8990	2	
0.1820	2	3.407166	3	
0.5037	2	1.371438	4	
0.0000	2	37.63046	5	
0.0000	10	1139.762	Joint	

المصدر: من عمل الباحث بالاستناد إلى مخرجات برنامج Eviews10.

ومن خلال الجدول أعلاه نجد أن البواقي تتوزع طبيعياً، وذلك بمقارنة قيمة اختبار Jarque-Berra المحسوبة (1139.762)، مع قيمة $(X^2_{0.05})$ ، و $df= 10$ ، وعليه نقبل فرضية العدم التي تفترض أن سلسلة البواقي تتوزع طبيعياً.

8- اختبار معنوية المعالم في المدى القصير (اختبار وولد) Wald Test:

أي دراسة العلاقة السببية قصيرة الأجل، ويلاحظ من خلال الجدول أعلاه أن قيمة الاحتمال للإحصاءة (chi-square) هي أقل من 0.05 حيث تساوي (0.03)، وعليه لا يمكن أن تنعدم المعالم للمتغيرات المستقلة في معادلة المتغير التابع في المدى القصير.

جدول (09): نتائج اختبار وولد Wald Test

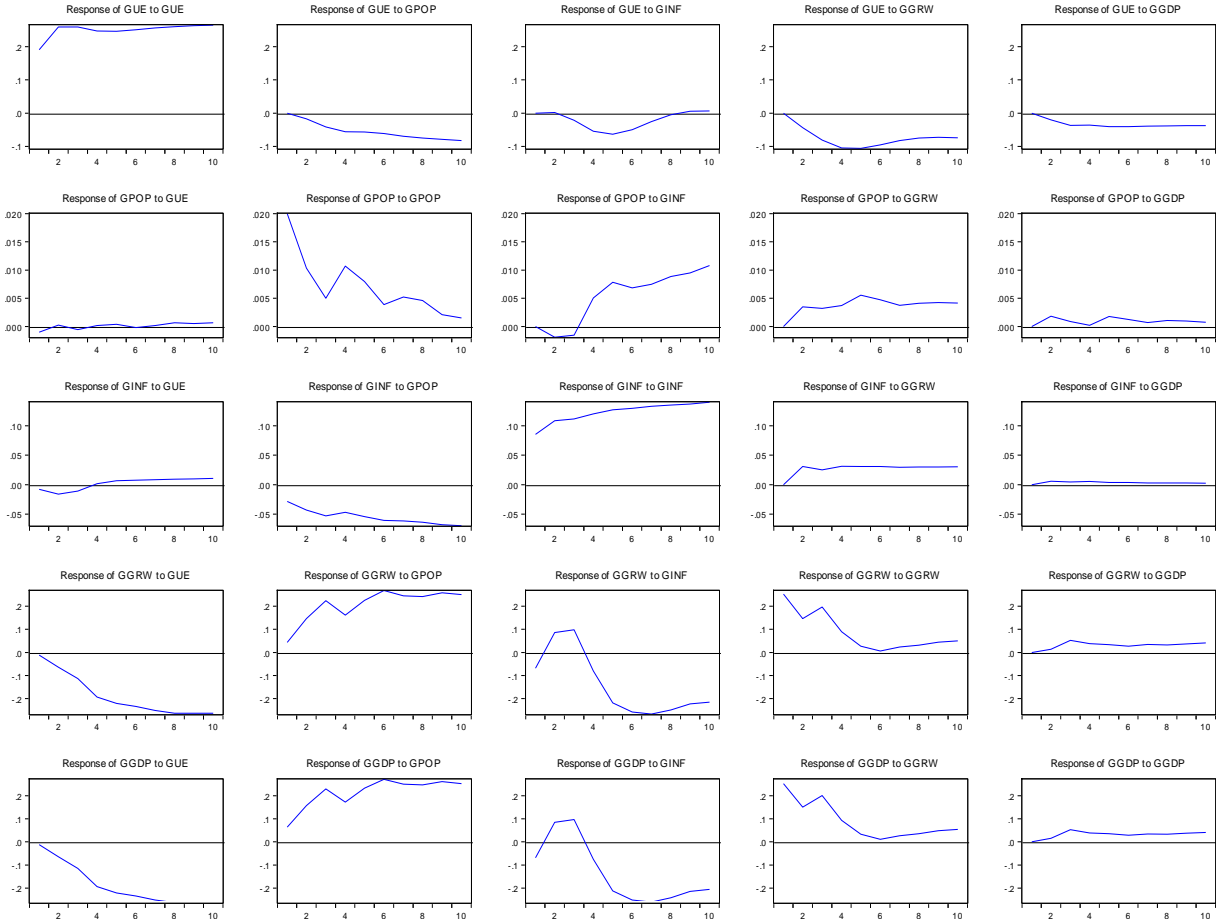
Probability	df	Value	Test Statistic
0.0300	3	8.947200	Chi-square

المصدر: من عمل الباحث بالاستناد إلى مخرجات برنامج Eviews10.

من خلال نتائج الاختبارات يتضح أن النموذج قد اجتاز بصفة عامة كل مراحل الاختبارات، وبالتالي يمكن القول أن النموذج مقبول احصائياً، ما يؤكد العلاقة طويلة الأجل التوازنية بين المتغير التابع (معدل البطالة)، مع كل المتغيرات المستقلة (الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، معدل التضخم، عدد السكان الإجمالي، ونصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي)، ما يسمح لنا باستخدام هذا النموذج للتوقع والتنبؤ من خلال دوال الاستجابة وتحليل مكونات التباين.

9- تحليل دوال الاستجابة لرد الفعل: إن حدوث صدمة في إحدى المتغيرات يؤثر على المتغيرات الأخرى في النموذج، ولذلك سندرس أثر حدوث صدمة منفردة في المتغيرات الخارجية أو استجابة كل متغير أو المستقلة، (الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، معدل التضخم، عدد السكان الإجمالي)، على المتغير الداخلي أو التابع وهو معدل البطالة، حيث تعكس دالة الاستجابة ردود أفعال كل متغير لأي صدمة مفاجئة مقدارها انحراف معياري واحد في المتغير نفسه وفي المتغيرات الأخرى في النموذج، والشكل التالي (03) يوضح ذلك:

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations



شكل (03): نتائج أثر صدمات متغيرات الدراسة خلال عشر سنوات

من الواضح لمعظم الصدمات أنه لا يوجد تأثير خلال السنة الأولى وهو ما يدعم النتائج السابقة، من ضعف تأثير المتغيرات المستقلة في النموذج على معدل البطالة في ليبيا، ولا يبدأ التأثير حتى السنة الثانية، وبشكل بسيط جداً ويتراوح بين الصعود والهبوط ولكن في نطاق ضيق.

والجدول التالي رقم (10): يوضح ذلك أكثر:

جدول (10): أثر حدوث صدمات بين المتغيرات خلال عشر سنوات

		Response of GUE:			Period
GGDP	GGRW	GINF	GPOP	GUE	
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.191278	1
-0.020348	-0.043614	0.001732	-0.016839	0.259884	2
-0.036778	-0.081064	-0.021736	-0.041555	0.259204	3
-0.036442	-0.104735	-0.054177	-0.056050	0.247372	4
-0.040988	-0.106605	-0.063425	-0.056368	0.246487	5
-0.040620	-0.095879	-0.049972	-0.061153	0.251319	6
-0.038837	-0.082913	-0.025378	-0.069882	0.256482	7
-0.038513	-0.074918	-0.004541	-0.074671	0.260329	8

-0.037575	-0.072746	0.005506	-0.078602	0.263350	9
-0.037855	-0.074503	0.006859	-0.082712	0.265294	10

GGDP	GGRW	Response of GOPP:		GUE	Period
		GINF	GPOP		
0.000000	0.000000	0.000000	0.020003	-0.000982	1
0.001852	0.003501	-0.001859	0.010359	0.000263	2
0.000892	0.003218	-0.001519	0.005010	-0.000559	3
0.000206	0.003697	0.005042	0.010689	0.000181	4
0.001778	0.005565	0.007838	0.007981	0.000419	5
0.001261	0.004758	0.006839	0.003891	-0.000173	6
0.000733	0.003748	0.007467	0.005258	0.000192	7
0.001094	0.004105	0.008878	0.004603	0.000672	8
0.000973	0.004269	0.009519	0.002108	0.000552	9
0.000761	0.004176	0.010786	0.001519	0.000655	10

GGDP	GGRW	Response of GINF:		GUE	Period
		GINF	GPOP		
0.000000	0.000000	0.085297	-0.028356	-0.008042	1
0.005738	0.030792	0.108592	-0.043070	-0.015957	2
0.004557	0.025189	0.111607	-0.053063	-0.011125	3
0.005218	0.031089	0.119807	-0.046819	0.001727	4
0.003608	0.030755	0.126926	-0.054329	0.006605	5
0.003701	0.030810	0.129558	-0.060863	0.007559	6
0.002701	0.029229	0.132685	-0.061705	0.008188	7
0.002983	0.029873	0.134927	-0.063806	0.009218	8
0.002774	0.029984	0.136824	-0.067788	0.009792	9
0.002432	0.030374	0.139937	-0.069496	0.010526	10

GGDP	GGRW	Response of GGRW:		GUE	Period
		GINF	GPOP		
0.000000	0.252658	-0.068292	0.043519	-0.011037	1
0.013775	0.146598	0.086173	0.146447	-0.064283	2
0.051879	0.197112	0.098237	0.223822	-0.113442	3
0.038351	0.089859	-0.080270	0.161933	-0.193586	4
0.033772	0.027308	-0.219089	0.224689	-0.220829	5
0.027246	0.006599	-0.258252	0.267371	-0.233708	6
0.034132	0.023116	-0.267302	0.244537	-0.251084	7
0.032698	0.031105	-0.249707	0.241934	-0.263218	8
0.036512	0.044417	-0.223145	0.258419	-0.263153	9
0.040604	0.050214	-0.215451	0.250572	-0.263031	10

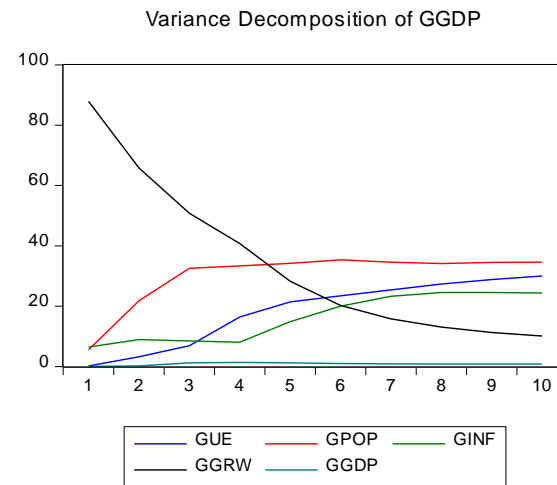
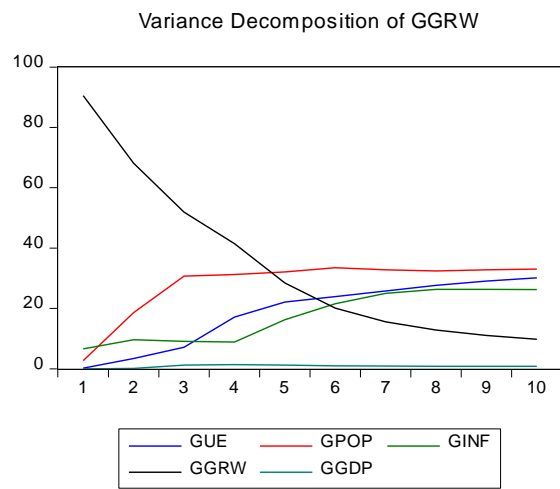
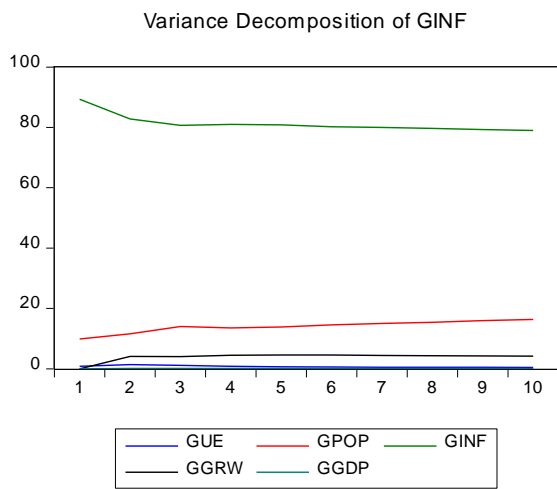
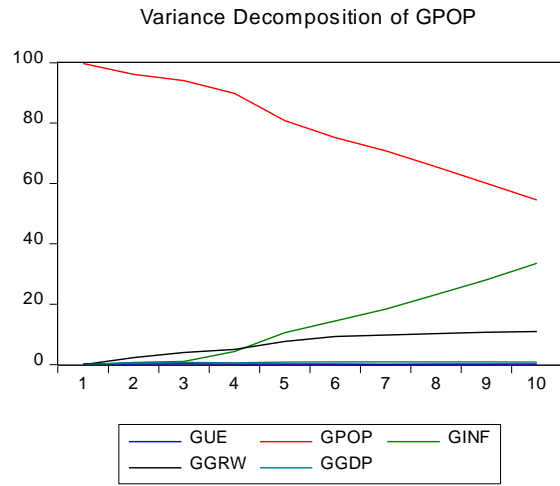
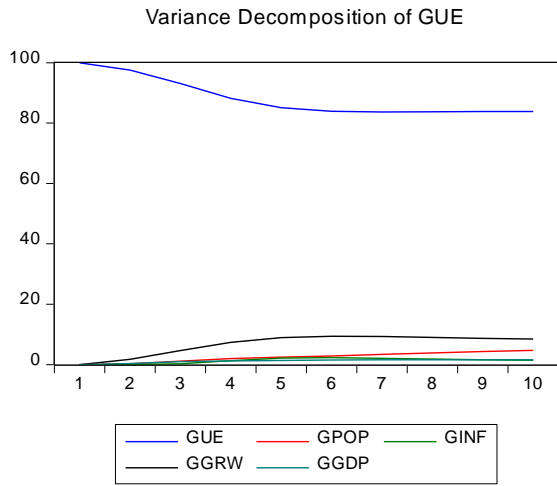
GGDP	GGRW	Response of GGDP:		GUE	Period
		GINF	GPOP		
6.26E-05	0.252670	-0.068291	0.063520	-0.012010	1
0.015640	0.150110	0.084313	0.156814	-0.064009	2
0.052804	0.200335	0.096705	0.228840	-0.113988	3
0.038589	0.093562	-0.075233	0.172625	-0.193390	4
0.035575	0.032880	-0.211259	0.232677	-0.220398	5
0.028538	0.011362	-0.251422	0.271268	-0.233870	6
0.034893	0.026870	-0.259843	0.249801	-0.250881	7
0.033821	0.035216	-0.240838	0.246543	-0.262535	8
0.037514	0.048692	-0.213634	0.260533	-0.262589	9
0.041394	0.054397	-0.204673	0.252097	-0.262365	10

المصدر من عمل الباحث بالاستناد إلى نتائج برنامج Eviews10

10 - تحليل التباين

يستخدم اختبار تحليل مكونات التباين للتعرف على مقدار التباين في التنبؤ الذي يعود إلى خطأ التنبؤ في المتغير نفسه، ومقدار التباين في المتغيرات الأخرى التفسيرية في نموذج الدراسة، وتبرز أهمية تحليل التباين في أنه يبين الأهمية النسبية لأثر أي تغير مفاجئ في كل متغير من متغيرات النموذج على المتغيرات الأخرى.

ويظهر الشكل (4)، والجدول رقم (12)، نتائج تحليل مكونات التباين لمتغيرات الدراسة حيث إن القوة التفسيرية لهذه المتغيرات كانت متفاوتة في تفسير خطأ التباين، ولكنه ضعيف لجميع المتغيرات فبالرغم من تحقق فرضيات البحث من حيث العلاقة الطردية والعكسية إلا أن مقدار التأثير ضئيل جداً.



شكل (04): نتائج تحليل مكونات التباين

جدول (12): نتائج اختبار تحليل مكونات التباين

Variance Decomposition of GUE:						
GGDP	GGRW	GINF	GPOP	GUE	S.E.	Period
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	100.0000	0.191278	1
0.387926	1.782260	0.002810	0.265683	97.56132	0.326695	2
0.959923	4.604242	0.258353	1.092364	93.08512	0.428999	3
1.173969	7.375790	1.293809	1.954403	88.20203	0.513426	4
1.385534	8.939973	2.157028	2.417027	85.10044	0.587033	5
1.512224	9.415276	2.337407	2.840763	83.89433	0.651804	6
1.572315	9.290666	2.095854	3.359975	83.68119	0.710311	7
1.609595	8.972227	1.811109	3.850957	83.75611	0.764856	8
1.622741	8.659145	1.592365	4.302080	83.82367	0.816867	9
1.631493	8.426958	1.420106	4.730096	83.79135	0.866905	10

Variance Decomposition of GPOP:						
GGDP	GGRW	GINF	GPOP	GUE	S.E.	Period
0.000000	0.000000	0.000000	99.75978	0.240224	0.020027	1
0.649795	2.323315	0.655365	96.17583	0.195692	0.022969	2
0.745657	3.991998	1.017685	94.00732	0.237341	0.023801	3
0.592636	5.039533	4.332649	89.84387	0.191313	0.026831	4
0.844542	7.648153	10.53331	80.79736	0.176633	0.029654	5
0.933968	9.310443	14.43750	75.15414	0.163954	0.031073	6
0.898346	9.773267	18.34933	70.82675	0.152309	0.032612	7
0.909605	10.21913	23.17728	65.51877	0.175214	0.034381	8
0.902321	10.72213	28.11828	60.07404	0.183235	0.036008	9
0.856415	10.91330	33.54426	54.49039	0.195628	0.037864	10

Variance Decomposition of GINF:						
GGDP	GGRW	GINF	GPOP	GUE	S.E.	Period
0.000000	0.000000	89.33312	9.872885	0.793997	0.090246	1
0.142999	4.117610	82.80513	11.54764	1.386617	0.151747	2
0.137398	4.050047	80.66899	14.00975	1.133815	0.197682	3
0.142920	4.502287	81.02640	13.54060	0.787796	0.237951	4
0.122500	4.557743	80.83437	13.84683	0.638559	0.276920	5
0.109617	4.526064	80.22138	14.58606	0.556873	0.313360	6
0.095352	4.395914	79.95813	15.04133	0.509271	0.347183	7
0.086116	4.305360	79.68335	15.43920	0.485970	0.379208	8
0.078237	4.217343	79.29248	15.93923	0.472706	0.410021	9
0.071006	4.139429	78.98323	16.33855	0.467787	0.439965	10

Variance Decomposition of GGRW:						
GGDP	GGRW	GINF	GPOP	GUE	S.E.	Period
0.000000	90.52755	6.613869	2.685825	0.172760	0.265548	1
0.151557	68.15201	9.656085	18.64249	3.397862	0.353838	2
1.203702	51.87978	9.082546	30.68024	7.153733	0.489246	3
1.364065	41.45298	8.833597	31.23635	17.11300	0.564843	4
1.173164	28.40772	16.27211	32.06936	22.07765	0.684240	5
0.942154	20.10425	21.59017	33.49056	23.87286	0.813493	6
0.862698	15.57290	24.98683	32.80972	25.76785	0.926155	7
0.806600	12.81430	26.35138	32.37826	27.64947	1.024680	8
0.791071	11.01761	26.34778	32.82565	29.01789	1.113148	9
0.805458	9.780154	26.22949	33.02678	30.15812	1.192333	10

GGDP	GGRW	Variance Decomposition of GGDP:			S.E.	Period
		GINF	GPOP	GUE		
5.39E-06	87.83420	6.416249	5.551105	0.198436	0.269601	1
0.186350	65.80521	8.968803	21.80833	3.231300	0.362297	2
1.218518	50.82862	8.487231	32.54117	6.924462	0.498893	3
1.362043	40.74242	8.067628	33.37163	16.45627	0.576191	4
1.201510	28.30560	14.82591	34.24028	21.42671	0.694037	5
0.979334	20.24455	19.97068	35.38177	23.42367	0.821051	6
0.899904	15.78913	23.26391	34.63105	25.41601	0.932161	7
0.846379	13.07207	24.56506	34.15434	27.36215	1.029087	8
0.832805	11.30734	24.55602	34.49689	28.80694	1.115916	9
0.848473	10.09435	24.41191	34.62468	30.02058	1.193407	10

المصدر: من عمل الباحث بالاستناد إلى مخرجات برنامج Eviwes10.

ويتضح جلياً من خلال الجدول السابق والرسم البياني أن القوة التفسيرية لهذه المتغيرات قد كانت متفاوتة في تفسير خطأ التباين لمعدل البطالة، حيث بينت النتائج أن معظم قيم خطأ التنبؤ لمعدل البطالة يعود للمتغير نفسه في المدى القصير والطويل، أما بقية المتغيرات الأخرى فإن قدرتها على تفسير التغيرات في معدل البطالة تظل بسيطة وإن كانت في تزايد متذبذب خلال المدة الطويلة وهذا ما يفسر التأثير على المدى الطويل.

وفي الختام هذه هي المعادلة المقدرة:

VAR Model

:

$$D(GUE) = A(1,1)*B(1,1)*GUE(-1) + B(1,2)*GPOP(-1) + B(1,3)*GINF(-1) + B(1,4)*GGRW(-1) + B(1,5)*GGDP(-1) + A(1,2)*B(2,1)*GUE(-1) + B(2,2)*GPOP(-1) + B(2,3)*GINF(-1) + B(2,4)*GGRW(-1) + B(2,5)*GGDP(-1) + C(1,1)*D(GUE(-1)) + C(1,2)*D(GUE(-2)) + C(1,3)*D(GPOP(-1)) + C(1,4)*D(GPOP(-2)) + C(1,5)*D(GINF(-1)) + C(1,6)*D(GINF(-2)) + C(1,7)*D(GGRW(-1)) + C(1,8)*D(GGRW(-2)) + C(1,9)*D(GGDP(-1)) + C(1,10)*D(GGDP(-2))$$

$$D(GPOP) = A(2,1)*B(1,1)*GUE(-1) + B(1,2)*GPOP(-1) + B(1,3)*GINF(-1) + B(1,4)*GGRW(-1) + B(1,5)*GGDP(-1) + A(2,2)*B(2,1)*GUE(-1) + B(2,2)*GPOP(-1) + B(2,3)*GINF(-1) + B(2,4)*GGRW(-1) + B(2,5)*GGDP(-1) + C(2,1)*D(GUE(-1)) + C(2,2)*D(GUE(-2)) + C(2,3)*D(GPOP(-1)) + C(2,4)*D(GPOP(-2)) + C(2,5)*D(GINF(-1)) + C(2,6)*D(GINF(-2)) + C(2,7)*D(GGRW(-1)) + C(2,8)*D(GGRW(-2)) + C(2,9)*D(GGDP(-1)) + C(2,10)*D(GGDP(-2))$$

$$D(GINF) = A(3,1)*B(1,1)*GUE(-1) + B(1,2)*GPOP(-1) + B(1,3)*GINF(-1) + B(1,4)*GGRW(-1) + B(1,5)*GGDP(-1) + A(3,2)*B(2,1)*GUE(-1) + B(2,2)*GPOP(-1) + B(2,3)*GINF(-1) + B(2,4)*GGRW(-1) + B(2,5)*GGDP(-1) + C(3,1)*D(GUE(-1)) + C(3,2)*D(GUE(-2)) + C(3,3)*D(GPOP(-1)) + C(3,4)*D(GPOP(-2)) + C(3,5)*D(GINF(-1)) + C(3,6)*D(GINF(-2)) + C(3,7)*D(GGRW(-1)) + C(3,8)*D(GGRW(-2)) + C(3,9)*D(GGDP(-1)) + C(3,10)*D(GGDP(-2))$$

$$D(GGRW) = A(4,1)*B(1,1)*GUE(-1) + B(1,2)*GPOP(-1) + B(1,3)*GINF(-1) + B(1,4)*GGRW(-1) + B(1,5)*GGDP(-1) + A(4,2)*B(2,1)*GUE(-1) + B(2,2)*GPOP(-1) + B(2,3)*GINF(-1) + B(2,4)*GGRW(-1) + B(2,5)*GGDP(-1) + C(4,1)*D(GUE(-1)) + C(4,2)*D(GUE(-2)) + C(4,3)*D(GPOP(-1)) + C(4,4)*D(GPOP(-2)) + C(4,5)*D(GINF(-1)) + C(4,6)*D(GINF(-2)) + C(4,7)*D(GGRW(-1)) + C(4,8)*D(GGRW(-2)) + C(4,9)*D(GGDP(-1)) + C(4,10)*D(GGDP(-2))$$

$$D(GGDP) = A(5,1)*B(1,1)*GUE(-1) + B(1,2)*GPOP(-1) + B(1,3)*GINF(-1) + B(1,4)*GGRW(-1) + B(1,5)*GGDP(-1) + A(5,2)*B(2,1)*GUE(-1) + B(2,2)*GPOP(-1) + B(2,3)*GINF(-1) + B(2,4)*GGRW(-1) + B(2,5)*GGDP(-1) + C(5,1)*D(GUE(-1)) + C(5,2)*D(GUE(-2)) + C(5,3)*D(GPOP(-1)) + C(5,4)*D(GPOP(-2)) + C(5,5)*D(GINF(-1)) + C(5,6)*D(GINF(-2)) + C(5,7)*D(GGRW(-1)) + C(5,8)*D(GGRW(-2)) + C(5,9)*D(GGDP(-1)) + C(5,10)*D(GGDP(-2))$$

9. النتائج والتوصيات:

توصلت الدراسة إلى مجموعة من النتائج، يمكن ذكرها فيما يأتي:

1.9 النتائج

توصلت الدراسة إلى النتائج الآتية:

1. جميع السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة استقرت بعد أخذ الفرق الأول أي أنها متكاملة من الدرجة الأولى (1)ا.
2. وجود علاقة توازنه طويلة الأجل بين المتغيرات.
3. مدة تصحيح الخطأ في المدى القصير هو ثلاث عشرة سنة وهي مدة طويلة نسبياً.
4. المتغيران المعنويان في التأثير على معدل البطالة هما: الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، ونصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، حيث كانت العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي ونصيب الفرد علاقة عكسية وذات تأثير إيجابي ولكنها ضعيفة في التأثير على معدل البطالة (وهو متفق مع الفرضية الأولى للبحث).
5. جميع الاختبارات الإحصائية سواء للمعلمات أو للنموذج كانت معنوية ولهذا نستطيع الاعتماد على النموذج المقدر في التنبؤ.

2.9 التوصيات

بناء على ما سبق، يمكن تقديم التوصيات الآتية:

1. العمل على زيادة نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، والعدالة في توزيعه، لما له من أثر إيجابي في القضاء على البطالة.
2. زيادة الناتج المحلي الإجمالي، من خلال تشجيع الشباب ومن هم في سن العمل على الاتجاه نحو المشروعات الصغرى والمتوسطة لما لها من قدرة على امتصاص الطاقة الإنتاجية للأفراد ورفع إنتاجيتهم.
3. يتطلب خفض معدل البطالة بين الشباب، العمل على تشجيع روح المبادرة لديهم ليصبحوا مبدعين بدلا من طالبي وظائف.
4. تشجيع الاستثمار الأجنبي المباشر من خلال توفير المناخ الاستثماري الملائم لجذب المستثمرين الأجانب.
5. التنويع الاقتصادي وتشجيع القطاع الخاص، والتخلص من الاعتماد على النفط مورداً رئيساً للإيرادات العامة للدولة، مما ينوع طلب الأفراد على العمل وعدم تركيزهم في القطاع العام.

المراجع

- حسن، إسلام عبد الله علي. (2016م). محددات البطالة في السودان خلال الفترة (1990-2014م) باستخدام التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ. السودان: جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا.
- رشيدة زاوية، و محمد الصديق سقاي. (2020). محددات البطالة في الجزائر دراسة قياسية باستخدام نموذج ARDL خلال المدة 1990م-2019م. مجلة مينا للدراسات الاقتصادية (المجلد 03).
- زبير عياش، و حليلة بوسكي. (2018). تقييم فعالية السياسة النقدية في الجزائر باستخدام نموذج تصحيح الخطأ العشوائي VECM خلال الفترة 1990-2016م. مجلة اقتصاديات المال والأعمال، الصفحات 270 - 281.
- سعود الطيب، سليم الحجابا، و محمد شحاتيت. (2011). تأثير سعر الفائدة لأجل على الاستهلاك الخاص: حالة الأردن خلال المدة (1976 - 2004). دراسات العلوم الادارية، صفحة 339.
- عادل عبد الله آدم محمد. (2015). محددات البطالة في السودان خلال المدة 1990م-2012م. السودان: جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا.
- عبد الرازق بن عمرة. (2019). خطوات تقنية VECM باستخدام Eviews 10. الجزائر: جامعة فرحات بن عباس.
- عبد الكريم الهويش. (2014م). العلاقة السببية بين الإنفاق البلدي والنمو الاقتصادي بالمملكة العربية السعودية - دراسة قياسية. المجلة العربية للعلوم الادارية، 21(03).
- فلاح خلف علي الربيعي. (بلا تاريخ). تحديات الموازنة بين مخرجات التعليم وسوق العمل في ليبيا. تاريخ الاسترداد 2015، من www.academia.edu
- مالك علام الدليمي. (2018م). قياس وتحليل محددات الطلب على النقود في الاقتصاد العراقي للمدة 1985م-2015م. العراق: جامعة الفلوجة.
- محمد مازن الأسطل. (2014). العوامل المؤثرة على معدل البطالة في فلسطين (1996م-2012م). غزة، فلسطين: كلية التجارة، الجامعة الاسلامية.
- ليلي خواني، و عائشة بوشخي. (سبتمبر، 2014). محددات البطالة في الجزائر: دراسة قياسية.
- سليم مجلخ. (ديسمبر، 2016م). محددات البطالة في الجزائر -دراسة تطبيقية. مجلة الشارقة للعلوم الانسانية والاجتماعية، العدد 02 (المجلد 13).
- علي عبد السلام الجروشي، و مصعب معتصم سعيد أرباب. (مارس، 2017). مجلة العلوم الاقتصادية والادارية والقانونية. تم الاسترداد من www.ajsrp.com

علي عبد السلام الجروشي، و مصعب معتصم أرباب. (مارس، 2017م). قياس معدلات البطالة في ليبيا: دراسة تطبيقية على الاقتصاد الليبي خلال المدة 1962م- 2012م. (متاح عبر الانترنت على الموقع: www.ajsrp.com، المحرر) مجلة العلوم الاقتصادية والادارية والقانونية، العدد الاول (المجلد الاول).

محمد عمار المجدوبي. (سبتمبر، 2019). ظاهرة البطالة بين خريجي التعليم العاليالهندسي والتقني في ليبيا (تحليل المشكلة واقتراح الحلول). مجلة العلوم التطبيقية، العدد 03.

حسيبة بن عبو، و عبد القادر بلعربي. (16 نوفمبر، 2020). محددات البطالة في الجزائر: دراسة قياسية 1990م- 2019م. مجلة دفاتر، 02(06).

يوسف يخلف مسعود. (22 07، 2020). تداعيات العلاقة بين البطالة والنمو الاقتصادي(أدلة من ليبيا). مجلة اقتصاديات شمال افريقيا، لعدد 23(المجلد 16).

عبد المنعم حجيرة. (08 10، 2017). طريقة جوهانسون في معالجة التكامل المشترك المتعدد. مجموعة أجزاء. <https://youtu.be/9Vb2YPBryfs>

Caraiani، p. (2006). *Estimating the OKUN coefficient - Applications for Romania* (Vol. 4). Romania: Romanian Journal of Economic forecasting.