قياس وتحليل العلاقة بين البطالة والتضخم و النمو الاقتصادي في العراق للمدة (2003- 2014) باستعمال نموذج ARDL

م. علياء حسين خلف الزركوش
alyaah.khalaf@gmail.com
جامعة ديالى - كلية الإدارة والاقتصاد

م.م محمد نوري فرحان
ahmedmohammed22625@gmail.com
جامعة ديالى - كلية الإدارة والاقتصاد

عمار نعيم زغير
ammaralrubbayi@yahoo.com
الجامعة المستنصرية - كلية الإدارة والاقتصاد

المستخلص

يدرس هذا البحث العلاقة بين معدلات البطالة والتضخم و النمو الاقتصادي في العراق خلال المدة (2003-2014)، باستعمال نموذج ARDL، ونموذج تصحيح الخطأ، و كانت نتيجة الدراسة أن التضخم لا يؤثر في البطالة ، ألا أن البطالة تؤثر في التضخم ، وتشير النتائج إلى وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين البطالة والنمو الاقتصادي .

الكلمات المفتاحية: معدل التضخم ،البطالة ، الأجور الحقيقية ، النمو الاقتصادي

Relationship between Unemployment Rates, Inflation and Economic Growth in Iraq for the Period (2003-2014)

Alyaa H. Khalaf
alyaah.khalaf@gmail.com

Mohammed N. Farhan
ahmedmohammed22625@gmail.com

Diyala University – College of Administration and Economics

Ammar N. Zghair
ammaralrubbayi@yahoo.com
Al Mustansiriya University – College of Administration and Economics

Abstract: *This study examines the relationship between the rates of unemployment, inflation and economic growth in Iraq during the period (2003-2014, using (ARDL) model and error correction model. The result of the study was that inflation does not affect unemployment, but unemployment affects inflation, and the results indicate a causal relationship Bi-directional trend between unemployment and economic growth.*

Keywords: Inflation Rate, Unemployment, Real Wages, Economic Growth.

المقدمة

لقد كانت ولا تزال البطالة من أبرز المشكلات الاقتصادية والاجتماعية والإنسانية التي تواجه الدول، نظرا لما تشكله من تحدي كبير لها خلال سعيها لتحقيق عمليات إنمائية اقتصادية وصولا لتحقيق تنمية مستدامة وشاملة. ويعتبر موضوع البطالة و التضخم من بين المواضيع التي حضيت بالدراسة والاهتمام خاصة في البلدان المتطورة من قبل العديد من الباحثين والاقتصاديين حيث تعمقت الأبحاث فيهما منذ الستينيات وتعددت النظريات الاقتصادية التي فسرت هاتين الظاهرتين باختلاف وجهات النظر التي ركزت عليها. ويعد تحقيق معدلات منخفضة من التضخم شرطاً أساسيا لتحقيق النمو الاقتصادي وعنصراً محورياً في الاقتصاد الكلي وعاملاً رئيسياً في توفير بيئة ملائمة وجاذبة للاستثمار ، وحماية القوة الشرائية للمواطنين .

مشكلة البحث

ما هي العلاقة الموجودة بين معدلات البطالة والتضخم والنمو الاقتصادي في العراق ، و ما هي اتجاهها؟ وهل أن التغيير في النمو الاقتصادي ينجم عن التغيير في معدلات البطالة والتضخم .

هدف البحث

ضمان تحقيق الاستقرار وأن سياسة الاقتصاد الكلي هي الحفاظ على الاستقرار النسبي في الأسعار المحلية،وتحقيق نسبة عالية من التوظيف أو التوظيف الكامل وتحقيق نمو اقتصادي سريع و مستدام. وتهدف هذه الدراسة أيضا إلى دراسة كيفية تأثير البطالة والتضخم بشكل كبير على النمو الاقتصادي.

أهمية البحث

تكمن أهمية البحث في محاولته تقديم قياس وتحليل لنوعية العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة والتضخم لإيجاد نوع من التنسيق بين السياسات الاقتصادية وسياسات التوظيف .

فرضيات البحث

1. توجد علاقة بين النمو الاقتصادي و البطالة والتضخم (علاقة توازنية طويلة الأمد).
2. التغير في النمو الاقتصادي يسبب التغير في معدلات البطالة والتضخم .
3. التغير في معدلات البطالة يسبب التغير في النمو الاقتصادي.
4. هناك علاقة سببية ثنائية تتجه بين النمو الاقتصادي والبطالة.

حدود البحث

حددت مدة البحث ما بين (2003-2014) ، وتم الحصول على البيانات من وزارة التخطيط والتعاون الإنمائي ، الجهاز المركزي للإحصاء وتكنولوجيا المعلومات ، مسح الأحوال المعيشة في العراق، و الجهاز المركزي للإحصاء وتكنولوجيا المعلومات.

دراسات سابقة

يعرض هذا الجزء من الدراسة الأدبيات التجريبية حول العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة والتضخم. بحث العديد من العلماء حول العلاقة بين البطالة والنمو الاقتصادي وبين البطالة والتضخم باستخدام نموذج منحنى فيليبس .

على سبيل المثال ، استخدم (Watson and Stock) (1999) منحنى فيليبس التقليدي (معدل البطالة) للتحقيق في توقعات التضخم في الولايات المتحدة في أفق 12 شهرًا. ركز هؤلاء المؤلفون على ثلاثة أسئلة. أولاً، هل كان منحنى فيليبس الأمريكي مستقرًا؟ إن لم يكن، ما هي الآثار المترتبة على عدم الاستقرار للتنبؤ بالتضخم المستقبلي؟ ثانياً ، هل منحنى فيليبس البديل يوفر تنبؤات أفضل للتضخم من منحنى فيليبس المعدل ؟ ثالثًا ، كيف تختلف توقعات التضخم عن منحنى فيليبس في مقابل توقعات سلسلة الوقت التي يتم إجراؤها باستخدام سعر الفائدة والمال وسلسلة أخرى؟ ووجدوا أن توقعات التضخم التي ينتجها منحنى فيليبس كانت بشكل عام أكثر دقة من التوقعات المستندة إلى متغيرات الاقتصاد الكلي الأخرى ، بما في ذلك أسعار الفائدة والنقود وأسعار السلع الأساسية .

درس وليامز و أديديجي (2004) ديناميكيات الأسعار في جمهورية الدومينيكان من خلال استكشافا لآثار المشتركة للتشوهات في أسواق المال والسلع المتداولة على التضخم، وإبقاء التأثيرات المحتملة الأخرى ثابتة. وباستخدام نموذج تصحيح الخطأ البائس والمستقر تجريبيا، وجدوا أن المحددات الرئيسية للتضخم هي التغيرات في المجاميع النقدية والناتج الحقيقي والتضخم الأجنبي وسعر الصرف. ومع ذلك ،كان هناك مرور ناقص للاستهلاك من سعر الصرف إلى التضخم .

قام بوبوفيتش (2009) بإجراء بحث حول التضخم والبطالة في الاتحاد الأوروبي: التحليل المقارن لانتظام فيليبس من خلال تحليل الارتباط للبطالة و التضخم في الاتحاد الأوروبي لفترات 1998-2007 و وجد أن معامل الارتباط الخطي البسيط بينهما هو سلبي. وخلصوا إلى أن العلاقة بين البطالة و التضخم معتدلة ومعكوسة (سلبية).

أجرى تشانج شواي لي وزاي ليو خوان (2012) دراسة حول العلاقة بين معدل البطالة في الصين والنمو الاقتصادي والتضخم. قاموا بتوظيف اختبار سببية كرانجر، وحدة الجذر، التكامل المشترك. وكشفت الدراسة أن البطالة أثرت سلبًا على النمو بينما أثر التضخم إيجابًا على النمو في الصين .

أجرى (Aminu and Anono) (2012) دراسة حول العلاقة بين البطالة والتضخم. استخدموا OLS،ADF لجذر الوحدة، سببية كرانجر، التكامل المشترك لـ Johansen، تقنيات ARCH و GARCH. وكشفت الدراسة عن وجود علاقة سلبية بين البطالة والتضخم وعدم وجود علاقة سببية بين البطالة والتضخم. على الرغم من أنهم وجدوا أن هناك علاقة طويلة الأمد بين الظاهرتين في نيجيريا.

أجرى (Aminu and Manu) (2014) بحثًا حول تحليل الموارد العاطلة عن العمل والتضخم في نيجيريا من عام 1986 حتى 2010 باستخدام تقنيةOLS واكتشفا أن كلا من الموارد البشرية العاطلة ومعدل إنتاج الموارد الطبيعية (أي معدل الموارد التي يتم استغلالها) والتضخم الكلي يكون إيجابيًا في تأثيره على معدل النمو الاقتصادي في نيجيريا.

المبحث الأول: عرض مفاهيمي

أولاً :مفهوم التضخم

التضخم ظاهرة عالمية شملت الاقتصاديات المتقدمة و المتخلفة على السواء، وفي هذا الجزء من الدراسة نتناول ماهية التضخم من وجهات نظر مختلفة. وقد تعددت التعاريف التي توضح ماهية التضخم واختلفت فكان من أشهر التعاريف ذلك القائل بأن التضخم هو"نقود كثيرة تطارد سلعاً قليلة". أو هو "الزيادة الحادثة في الأسعار نتيجة لزيادة الإصدار النقدي أو زيادة الائتمان المصرفي". وبذلك فقد ربطت التعاريف السابقة بين التضخم وكمية النقود (النظرية الكمية للنقود) للاقتصادي ملتون فريدمان . وبحلول الأزمة العالمية الكبرى، وما صاحبها من صعوبات سياسية واجتماعية، توسع الفكر الاقتصادي في تعريف التضخم، فأدخلت عليه عوامل أخرى بجانب العامل النقدي، كالنقص في المعروض من السلع مثلاً. وإن تعددت تعاريف التضخم فإننا نورد هنا ذلك التعريف الذي قدمه (Balami,2006)، الذي ذكر ان التضخم يشكل حالة من ارتفاع مستوى السعر العام لطائفة واسعة من السلع والخدمات على مدى فترة زمنية طويلة، يتم قياسه كمعدل للزيادة في مستوى السعر العام خلال فترة زمنية محددة .طبقاً للكلاسيكيين المحدثين وتابعيهم في جامعة شيكاغو، التضخم هو ظاهرة نقدية في الأساس. في كلمات لـ (Friedman M., 1976)، يقول فيها: ان التضخم هو ظاهرة نقدية ودائمية تحدث في كل مكان، ويمكن ان تكون ناتجة فقط عن زيادة متسارعة في كمية الأموال أكثر من الإنتاج (السلع والخدمات).

من التعاريف التي تندرج تحت الأسباب المنشئة للتضخم بأنه "الزيادة في الطلب الكلي عن العرض الكلي زيادة محسوسة تؤدي إلى سلسلة من الارتفاعات المستمرة في الأسعار". ومن هنا يتضح أن التضخم هو الارتفاع المستمر في المستوى العام للأسعار.

1. التضخم حركة أي عملية ديناميكية متحركة.
2. أنه حركة أسعار كما يعرفها فلامان (عناية ،2000، 22) وبذلك نرفض أي تعريف يستند على خلق النقود لأن الظاهرة الأساسية للتضخم هي ارتفاع الأسعار، وأن إصدار النقود الجديدة بأي صورة قد يلعب دوراً سببياً.
3. أن حركة الأسعار تتصف بالاستمرار أو الدوام الذاتي وبعدم الرجوع بمعنى أن التضخم يكون في صورته الصريحة ارتفاعاً متواصلاً في الأسعار تنتشر داخل الاقتصاد القومي، بمعنى أنه ظاهرة مستمرة وليست وقتية.

ثانياً: مفهوم البطالة

غالباً ما يتم تعريف البطالة من قبل الاقتصاديين الكلاسيكيين على انها فائض المعروض من العمالة عن الطلب على العمل الذي يسببه التعديل في الاجر الحقيقي .

البطالة الكلاسيكية أو الأجور الحقيقية تحدث عندما يتم تحديد الأجور الحقيقية للوظيفة فوق مستوى مسح السوق ، مما يتسبب في تجاوز عدد الباحثين عن العمل عدد الوظائف الشاغرة .

البطالة هي مقياس لانتشار البطالة وتحسب كنسبة مئوية عن طريق قسمة عدد الأفراد العاطلين على الأفراد الموجودين حالياً في قوة العمل.

يوجد أكثر من مائتي مليون شخص على مستوى العالم عاطلين عن العمل ، رقم قياسي ، حيث بلغ حوالي ثلثي الاقتصاديات المتقدمة ونصف البلدان النامية قد جربوا التباطؤ في النمو الاقتصادي.

طبقاً ل(Jhingan,2003:455) ،يمكن أن ينظر إلى البطالة على أنها عدد الأشخاص العاطلين عن العمل في الاقتصاد ، وغالباً ما يعطى كنسبة مئوية من قوة العمل.

ويمكن تعريف البطالة (مسوحات التشغيل، 2005، 7) (بأنها التوقف الإجباري لجزء من القوة العاملة في الاقتصاد عن العمل مع وجود الرغبة والقدرة على العمل. والمقصود بالقوة العاملة هو عدد السكان القادرين والراغبين في العمل مع استبعاد الأطفال (دون الثامنة عشرة) والعجزة وكبار السن.

ثالثاً: النمو الاقتصادي

النمو الاقتصادي وفقاً ل(Jhingan,2003:223)، هو العملية التي يتم من خلالها زيادة الدخل الحقيقي لكل رأس مال أي بلد على مدى فترة زمنية طويلة ، ويقاس من خلال زيادة كمية السلع والخدمات المنتجة في البلد . ينتج البلد المتنامي المزيد من السلع والخدمات في كل فترة زمنية (متتابعة) .وبالتالي ومن منظور أوسع فإنه ينطوي على رفع مستوى معيشة الشعب والحد من عدم المساواة في توزيع الدخل .

على حد تعبير (Zhattau,2013: 221)، يعتبر النمو الاقتصادي هو أساس زيادة الازدهار ويأتي من تراكم المزيد من رأس المال والابتكارات التي تؤدي إلى التقدم التقني ، وهي فكرة مشابهة لنموذج (Solow)، الذي يرى أن النمو الاقتصادي يعد نمواً في إجمالي الناتج المحلي نتيجة لزيادة السكان والتقدم التقني والاستثمار .

المبحث الثاني: الجانب التطبيقي

أولاً: توصيف النموذج القياسي

جعلت مميزات نموذج (ARDL) العديدة منه نموذجاً أكثر كفاية من سواه في التعامل مع العينات صغيرة الحجم [على عكس أسلوب (Johansen) في التكامل المشترك الذي يتطلب عينات كبيرة الحجم لكي تكون نتائجه متحققة]. كما وتتميز طريقة اختبار

حدود نموذج (ARDL) بالبساطة مقارنةً بأساليب التكامل المشترك متعددة المتغيرات، إذ يسمح بتقدير علاقات التكامل المشترك باستعمال طريقة (OLS) بمجرد تحديد عدد التباطؤات وهذا من شأنه أن يكون أطاراً لمتغير واحد في اختبار وجود علاقة بمستوى واحد بين المتغير التابع ومتغيراته التفسيرية عندما لم يتم التعرف عليه بدرجة مؤكدة فيما إذا كانتْ المتغيرات التفسيرية متكاملة تكاملاً صرفاً في الدرجة واحد [I(1)] أو مختلفة [I(1) , I(0)].

وفي اختبار (Johansen) يمكن التعامل مع سلسلة غير ساكنة عند [I(1)] فقط، فضلاً عن ذلك إنه ليس من الضروري أن تكون درجة التكامل المشترك للمتغيرات التفسيرية المبحوثة محددة مُسبقاً في اختبار وجود علاقة المستوى، وعلى عكس التطبيقات التقليدية المستعملة في تحليل التكامل المشترك، فإن هذه الطريقة (ARDL) لا تخضع لمثل هذا النوع من مسألة الاختبار المُسبق .

وتم اعتماد الأسلوب على مرحلتين في تقدير علاقة الأجل الطويل، ففي الخطوة الأولى، درسنا وجود علاقة الأجل الطويل المتوقعة من النظرية الاقتصادية ما بين المتغيرات، واما في الخطوة الثانية، جرى تقدير معلمات الأجل القصير والأجل الطويل، عند بناء علاقة الأجل الطويل في الخطوة الأولى.

ولنفترض في الخطوة الأولى إن النظرية الاقتصادية تتوقع وجود علاقة طويلة الأجل بين (U , INF , GDP)، وبدون أية معلومات مسبقة عن اتجاه العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرات ، فإنه يتم تقدير انحدار تصحيح الخطأ غير المقيد على وفق الصيغة :

$$\Delta Ut = \propto + m1Ut\text{-}1 + m2INFt\text{-}1 + m3GDPt\text{-}1 + \sum_{i=1}^{p} \beta i\, Ut\text{-}i + \sum_{i=1}^{p} \delta i\, INFt\text{-}i + \sum_{i=1}^{p} \sigma i\, GDPt\text{-}i + et \quad \text{.....(1)}$$

إن المعادلة أعلاه توضح الصيغة غير المقيدة لتوصيف نموذج (ARDL) وتستعمل إحصائية (F) لاختبار وجود علاقات الأجل الطويل، ففرضية العدم لاختبار عدم وجود علاقة طويلة الاجل (يعني: H0: m1 = m2 = m3 = 0)، إن اختبار (F) ليس له توزيع معياري والذي يعتمد على:

1. ما إذا كانتْ المتغيرات الموجودة في نموذج (ARDL) ساكنة عند المستوى [I(0)] أو عند الفرق الأول [I(1)].
2. عدد المتغيرات المستقلة.
3. ما إذا كان نموذج (ARDL) يحتوي على حد ثابت و/أو اتجاه.

وهناك مجموعتان من القيم الحرجة موجودة عند (Pesaran):

المجموعة الأولى: يتم تقديرها بافتراض إن كلّ المتغيرات الموجودة في نموذج (ARDL) ساكنة عند الفرق الأول [I(1)].

المجموعة الثانية: يتم تقديرها بافتراض إن كل المتغيرات الموجودة في نموذج (ARDL) ساكنة عند المستوى [I(0)].

وإذا كانت قيم (F) المحسوبة تقع خارج منطقة عدم الحسم، فإن قرار الحسم يمكن أن يتخذ من دون معرفة درجة تكامل المتغيرات.

وإذا تم دعم علاقة الاجل الطويل المستقرة من الخطوة الأولى، فإن نموذج ((ARDL(m , n , o) الموسع تم تقديره باستعمال الصيغة الآتية :

$$Ut = \theta + \sum_{i=1}^{m} \rho i\, Ut\text{-}i + \sum_{i=1}^{n} \gamma i\, INFt\text{-}i + \sum_{i=1}^{o} \delta i\, GDPt\text{-}i + ut \quad \text{.....(2)}$$

إن أقصى طول للتباطؤات هو (ρ) في المعادلة (1) والتي يجب الاحتفاظ بها لتحديد عدد التباطؤات (m , n , o) في المعادلة (2) والتي يتم اختيارها على أساس معيار المعلومات ل(AIC)(Akaike) لتحديد الهيكل الأمثل لتوصيف (ARDL). وبعد تقدير توصيف ($ARDL_{(m\ ,\ n\ ,o)}$) وحساب مضاعفات الأجل الطويل المرتبطة بها، فإن الخطوة الأخيرة هي تقدير المعاملات الديناميكية للأجل القصير عن طريق نموذج تصحيح الخطأ الآتي:

$$\Delta U_t = \propto + \sum_{i=1}^{m} x_i\, U_{t\text{-}i} + \sum_{i=1}^{n} k_i\, INF_{t\text{-}i} + \sum_{i=1}^{o} v_i\, GDP_{t\text{-}i} + \lambda ECM_{t\text{-}I} + \vartheta_t \quad \text{.....(3)}$$

حيث إن:

$ECMt - i$: حد تصحيح الخطأ الناتج من تحقق توازن علاقة الأجل الطويل.

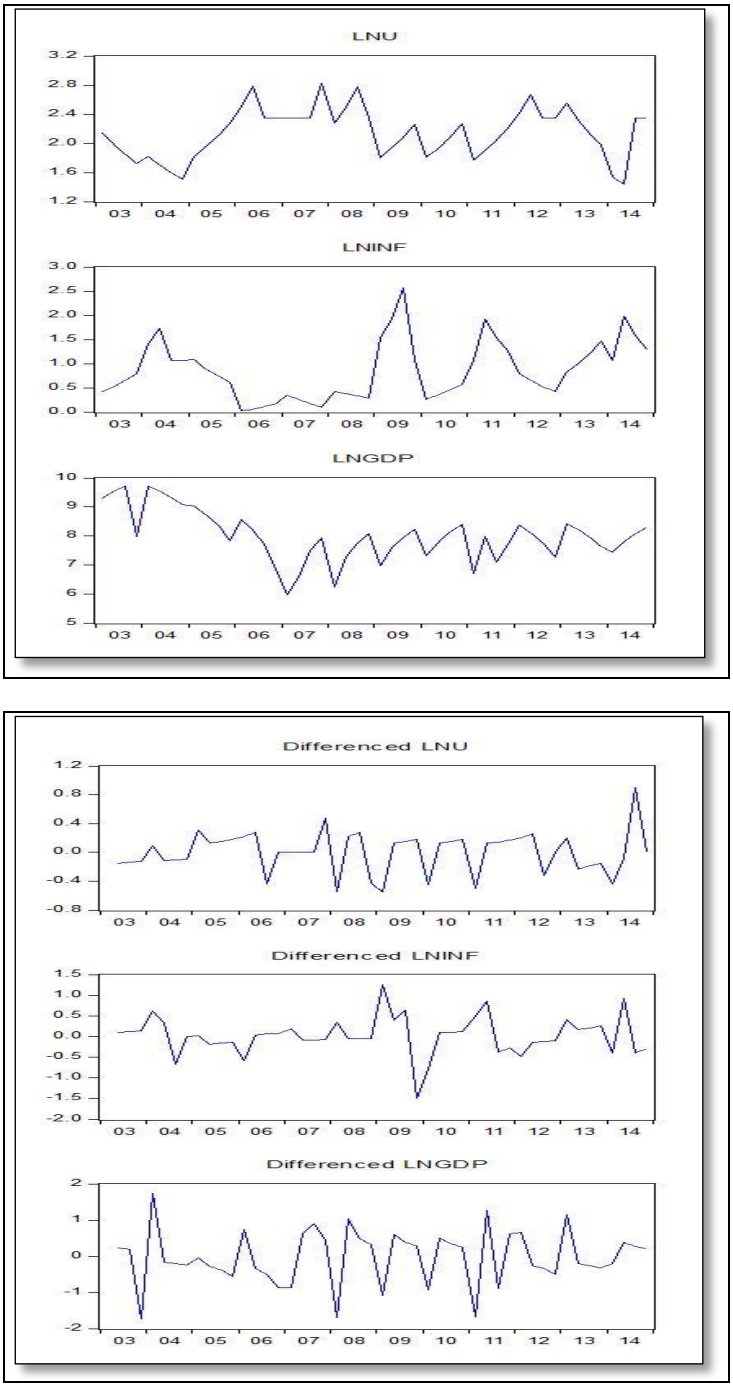
λ : سرعة تصحيح مستوى التوازن بعد الصدمة.

وإن إشارة ($ECMt - i$) يجب أن تكون سالبة ومعنوية لتؤكد اقتراب الديناميكيات الى التوازن في الأجل الطويل، إن قيمة المعامل (λ)تعبر عن سرعة التصحيح (التعديل) - الاقتراب - من عميلة التوازن؛ وعادةً تتراوح من(-1)الى (0).

(-1) تعبر عن الحالة التامة؛ والتقارب اللحظي، في حين إن (0) تعني عدم وجود تقارب الأمر الذي يعد صدمة في العملية، فضلاً عن ذلك فإن (Pesaran) أكد على إنه من الضروري جداً التأكد من ثبات مضاعفات الأجل الطويل باختبار نموذج تصحيح الخطأ من ناحية ثبات معلماته، والاختبارات المستعملة لهذا الغرض تتمثل ب(CUSUM) و (CUSUM Q). إن وجود علاقة توازن واحدة في الأجل الطويل يستلزم وجود السببية على الأقل في اتجاه واحد، ولهذا الغرض يتم اختبار سببية كرانجر (Granger). وغالباً ما يتم اعتماد معيار (Akaike) للمعلمات، وكذلك معيار (Schwarz) في تحديد أطوال التباطؤات.

ثانياً: توصيف بيانات النموذج

لقد تم استعمال بيانات الناتج المحلي الإجمالي (GDP)، والبطالة (Unemployment)، والتضخم Inflation بملايين الدنانير وبالأسعار الثابتة لعام (1988). وقد تم تحويل هذه البيانات إلى بيانات فصلية للمدة (2003.Q1 – 2014.Q4) وباللوغاريتمات وبهذا يكون حجم العينة المستعملة (48) مشاهدة، وتظهر بيانات هذه العينة على وفق الشكل البياني (1) الاتي:



شكل (1): البطالة (U) ، التضخم (INF) ، النمو الاقتصادي (GDP)

المصدر: من عمل الباحثين استناداً إلى البرنامج الإحصائي (Eviews 10+)

ثالثاً: اختبار التوزيع الطبيعي للبيانات (Jarque -Bera)

ينص فرض العدم في اختبار (Jarque – Bera) على أن السلسلة الزمنية موزعة توزيعاً طبيعياً، أما الفرض البديل فينص على أن السلسلة الزمنية غير موزعة توزيعاً طبيعياً.

ومن جدول (1) أدناه يمكن ملاحظة أن كل السلاسل الزمنية للمتغيرات موزعة توزيع طبيعي، وذلك لان قيمة (Probability) هي أكبر من (5%)، وبالتالي قبول فرض العدم، اي أن المتغيرات موزعة توزيعا طبيعياً ونرفض الفرض البديل، والجدول يوضح هذا الاختبار.

جدول (1): اختبار (Jarque -Bera)

Date: 12/19/17 Time: 20:44
Sample: 2003Q1 2014Q4

	LNU	LNINF	LNGDP
Mean	2.140158	0.851743	8.001065
Median	2.175699	0.764586	7.971165
Maximum	2.821617	2.560326	9.721235
Minimum	1.443804	0.021270	5.971051
Std. Dev.	0.339625	0.597226	0.864083
Skewness	-0.068858	0.721604	0.044825
Kurtosis	2.434117	2.930136	2.956360
Jarque-Bera	0.678379	4.175464	0.019883
Probability	0.712347	0.123968	0.990108
Sum	102.7276	40.88364	384.0511
Sum Sq. Dev.	5.421209	16.76393	35.09205
Observations	48	48	48

المصدر: من عمل الباحثين استناداً إلى البرنامج الإحصائي (Eviews 10+)

رابعاً: اختبار الاستقرارية (Stationary)

يجري تطبيق اختبار جذر الوحدة لمعرفة فيما إذا كانت البيانات ساكنة أم لا وذلك لتجنب الحصول على نتائج مضللة زائفة (spurious) ولهذا تم تطبيق اختبار ديكي فولر الموسع (Adf)، حيث تنص فرضية العدم على أن السلسلة الزمنية غير ساكنة ، وبالتالي تعاني من جذر الوحدة ، أما الفرضية البديلة فتنص على أن السلسلة الزمنية ساكنة (Stationary) والجدول أعلاه يوضح أن المتغيرات (GDP ، U) ساكنة عند المستوى I(0) ، وبالتالي نقبل الفرض البديل ، ونرفض فرض العدم ، لان (P-value) لكلا المتغيرين أقل من (5%)، وأما المتغير (INF) فهو ساكن عند الفرق الأول I(1) ، وبالتالي نقبل الفرض البديل ونرفض فرض العدم لان (P- value) أقل من (5%)، وجدول (2) يبين ذلك .

جدول (2): اختبار جذر الوحدة باستعمال اختبار (Augmented Dickey – Fuller)

لـ (GDP,INF,U) للمدة (2003Q1 – 2014Q4)

المتغيرات	عند المستوى*		عند الفرق الأول		
	T-Statistic	P-Value	T-Statistic	P-Value	التكامل
lngdp**	3.472954-	0.0132	7.378508-	0.0000	I(0)
lninf	2.765436-	0.0710	6.010925-	0.0000	I(1)
lnu	3.047304-	0.0378	6.201405-	0.0000	I(0)

المصدر: من عمل الباحثين استناداً إلى البرنامج الإحصائي (Eviews 10+)

*يتضمن النموذج عند المستوى حد التقاطع (Intercept)، وكذلك عند الفرق الأول.

**جميع بيانات تقدير النموذج هي في صيغة اللوغاريتم الطبيعي(Ln).

خامساً: نتائج تقدير نموذج ARDL ونموذج ECM

من نتائج التقدير تبين وفقاً للنموذج (ARDL) أن المتغير (LnU (-1)) لو تغير بنسبة (1%) فسيؤدي إلى تغير المتغير (LnU) بنسبة (52.80%) بأفتراض ثبات العوامل الأخرى المؤثرة في النموذج. ولو تغير المتغير {D(Lnin f)} بنسبة (1%) فسيؤدي ذلك إلى تغير المتغير (LnU) بنسبة (-21.59)، بافتراض ثبات العوامل الأخرى المؤثرة في النموذج.

وإذا تغير المتغير (Ln GDp) بنسبة (1%) سيؤدي إلى تغير المتغير (LnU) بنسبة (15.54) بافتراض ثبات العوامل الأخرى المؤثرة في النموذج المقدر. فضلاً عن انه لو تغير المتغير {LnGDP(-1)} بنسبة (1%) فسؤدي إلى تغير المتغير (LnU) بنسبة (13.69-) بافتراض العوامل الأخرى المؤثرة في النموذج . وإذا ما تغير المتغير {LnGDP (-2)}بنسبة (1%) فسيغير المتغير (LnU) بنسبة (11.88-%)بافتراض ثبات العوامل الأخرى المؤثرة في النموذج . وان متوسط قيمة المتغير (LnU) هي (1.83) بافتراض أن تأثير جميع المتغيرات المؤثرة في النموذج يساوي صفر. وأن النموذج المقدر يعكس مستوى

جيد من القوة التفسيرية التقدير عبر قيمة معامل التحديد (R^2) والبالغة (69.24%) ، فضلاً عن معنوية إحصائية (F) . وهذا وفقاً لجدول (3)

جدول (3) نتائج تقدير نموذج (ARDL)

Dependent Variable: LNU
Method: ARDL
Date: 12/14/17 Time: 00:53
Sample (adjusted): 2004Q2 2014Q4
Included observations: 43 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): D(LNINF) LNGDP
Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 100
Selected Model: ARDL(1, 4, 2)

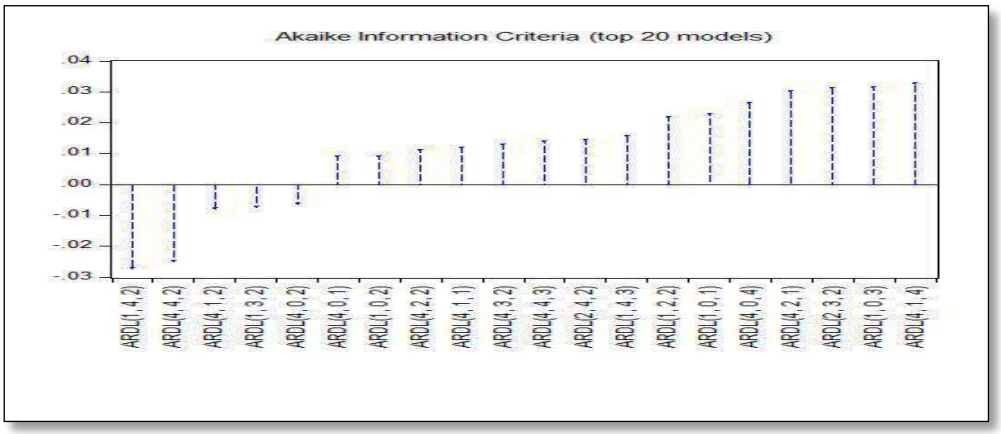
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LNU(-1)	0.528048	0.129141	4.088939	0.0003
D(LNINF)	-0.215975	0.078678	-2.745052	0.0097
D(LNINF(-1))	-0.018420	0.081393	-0.226306	0.8224
D(LNINF(-2))	-0.126735	0.073484	-1.724655	0.0939
D(LNINF(-3))	-0.126821	0.080829	-1.569003	0.1262
D(LNINF(-4))	-0.130440	0.086668	-1.505047	0.1418
LNGDP	0.155484	0.062158	2.501436	0.0175
LNGDP(-1)	-0.136981	0.061263	-2.235949	0.0322
LNGDP(-2)	-0.118833	0.056424	-2.106074	0.0429
C	1.834332	0.684108	2.681349	0.0114

R-squared	0.692429	Mean dependent var	2.167704
Adjusted R-squared	0.608546	S.D. dependent var	0.345142
S.E. of regression	0.215943	Akaike info criterion	-0.027184
Sum squared resid	1.538831	Schwarz criterion	0.382397
Log likelihood	10.58446	Hannan-Quinn criter.	0.123857
F-statistic	8.254698	Durbin-Watson stat	1.887080
Prob(F-statistic)	0.000003		

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

المصدر: من عمل الباحثين استناداً إلى البرنامج الإحصائي (Eviews 10+)

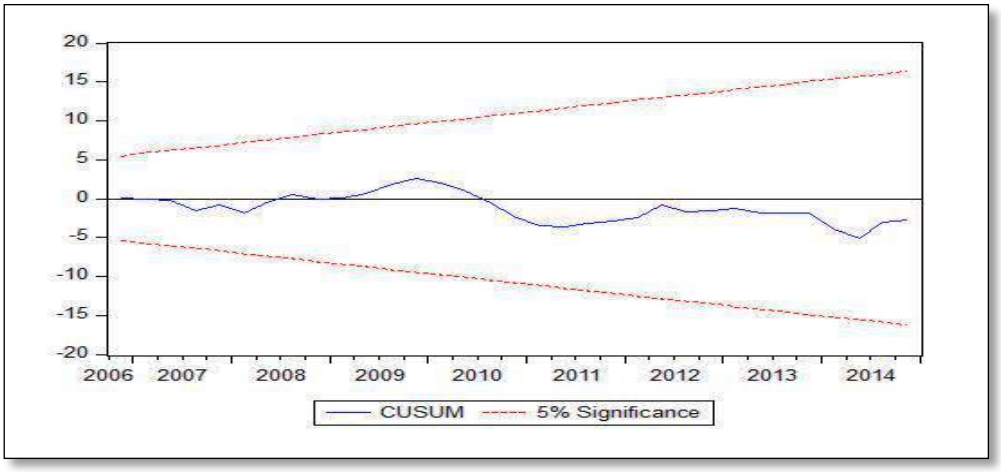
أن النموذج المقدر { ARDL(1,4,2)} هو أفضل نموذج تم اختياره وفقاً لمعيار (AKaiKe) اقل من باقي التوصيفات الأخرى للنموذج ، كما في شكل (2)



شكل (2): نتائج أفضل (20) توصيف لنموذج (ARDL)

المصدر: من عمل الباحثين استناداً إلى البرنامج الإحصائي (Eviews 10+)

كما وان اختبار (CUSUM) لاستقرار معالم نموذج (ARDL)، اذ يتضح أن الخط المقدر يقع بين حدي الثقة ، وبالتالي نقبل فرض العدم أي إن المعاملات تتغير بصورة منتظمة (المعاملات مستقرة) ونرفض الفرض البديل ، كما في شكل (3)



شكل (3): اختبار (CUSUM) لاستقرار معالم نموذج (ARDL)

المصدر: من عمل الباحثين استناداً إلى البرنامج الإحصائي (Eviews 10+)

وقد تم إجراء اختبار (Q-statistics)،اتضح من جدول (4) أن البواقي لا تعاني من مشكلة الارتباط الذاتي ، أي ان البواقي مستقلة عن بعضها البعض ، وهذا ما يوضحه الرسم الواقع بين حدي الثقة فضلاً عن قيمة (Prob) أكبر من (5%)

جدول (4): إجراء اختبار (Q- statistis)

Date: 12/19/17 Time: 21:35
Sample: 2003Q1 2014Q4
Included observations: 43

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1	-0.101	-0.101	0.4686	0.494
		2	0.149	0.140	1.5127	0.469
		3	-0.192	-0.170	3.3025	0.347
		4	-0.135	-0.194	4.2113	0.378
		5	-0.047	-0.026	4.3224	0.504
		6	-0.042	-0.038	4.4129	0.621
		7	0.204	0.160	6.6486	0.466
		8	-0.037	-0.035	6.7232	0.567
		9	0.055	-0.033	6.8970	0.648
		10	-0.120	-0.065	7.7376	0.654
		11	-0.086	-0.076	8.1881	0.696
		12	-0.069	-0.054	8.4862	0.746
		13	-0.064	-0.081	8.7541	0.791
		14	0.099	0.020	9.4139	0.804
		15	0.020	0.011	9.4402	0.853
		16	0.011	-0.072	9.4486	0.894
		17	-0.046	-0.045	9.6058	0.919
		18	0.067	0.112	9.9568	0.933
		19	-0.022	0.020	9.9974	0.953
		20	-0.127	-0.185	11.357	0.936

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

المصدر: من عمل الباحثين استناداً إلى البرنامج الإحصائي (Eviews 10+)

ومن اختبار (LM Test) يمكن ملاحظة أن قيمة (Prob) لـ (obs* R- squred) هي ($x^2_{(2)}$=%90) وهي أكبر من (5%) وبالتالي نقبل فرض العدم بأن النموذج المقدر لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي وفقاً لاختبار (Breusch - Godfrey)، ونرفض الفرض البديل، كما في جدول (5) .

يمكن ملاحظة أن قيمة (Prob) لـ (obs* R- squared) هي ($x^2_{(2)}$=%57.23) وهي أكبر من (5%) وبالتالي نقبل فرض العدم بأن النموذج المقدر لا يعاني من اختلاف التباين وفقاً لاختبار (Breusch- pagan – Godfrey) ، ونرفض الفرض البديل، كما في جدول (6)

جدول (5): اختبار (LM Test)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.076325	Prob. F(2,31)	0.9267
Obs*R-squared	0.210702	Prob. Chi-Square(2)	0.9000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: ARDL
Date: 12/19/17 Time: 21:37
Sample: 2004Q2 2014Q4
Included observations: 43
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNU(-1)	-0.050190	0.206418	-0.243145	0.8095
D(LNINF)	0.013330	0.090063	0.148010	0.8833
D(LNINF(-1))	-0.013170	0.090781	-0.145076	0.8856
D(LNINF(-2))	-0.002726	0.077246	-0.035291	0.9721
D(LNINF(-3))	-0.000755	0.083656	-0.009027	0.9929
D(LNINF(-4))	-0.009903	0.093961	-0.105390	0.9167
LNGDP	-0.004171	0.065498	-0.063689	0.9496
LNGDP(-1)	0.004189	0.066166	0.063304	0.9499
LNGDP(-2)	-0.009558	0.066010	-0.144791	0.8858
C	0.184069	0.896792	0.205253	0.8387
RESID(-1)	0.107145	0.289244	0.370433	0.7136
RESID(-2)	0.005140	0.238269	0.021571	0.9829

R-squared	0.004900	Mean dependent var	-4.65E-16
Adjusted R-squared	-0.348200	S.D. dependent var	0.191413
S.E. of regression	0.222253	Akaike info criterion	0.060927
Sum squared resid	1.531290	Schwarz criterion	0.552425
Log likelihood	10.69007	Hannan-Quinn criter.	0.242176
F-statistic	0.013877	Durbin-Watson stat	1.983041
Prob(F-statistic)	1.000000		

المصدر : من عمل الباحثين استناداً إلى البرنامج الإحصائي (Eviews 10+)

جدول (6) اختبار (Breusch- Pagan - Godfrey)

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.790442	Prob. F(9,33)	0.6270
Obs*R-squared	7.625799	Prob. Chi-Square(9)	0.5723
Scaled explained SS	4.340916	Prob. Chi-Square(9)	0.8876

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/19/17 Time: 21:37
Sample: 2004Q2 2014Q4
Included observations: 43

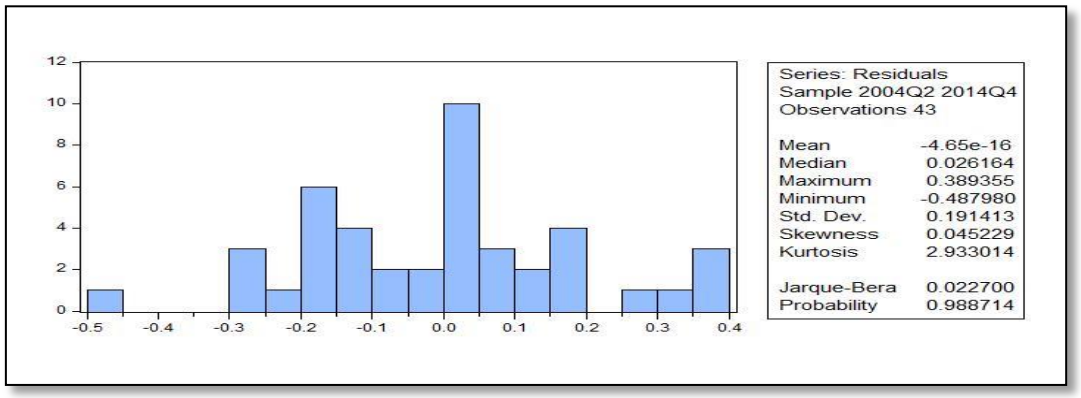
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.252892	0.163197	1.549610	0.1308
LNU(-1)	-0.032972	0.030807	-1.070267	0.2923
D(LNINF)	-0.020867	0.018769	-1.111797	0.2743
D(LNINF(-1))	-0.008009	0.019417	-0.412506	0.6826
D(LNINF(-2))	-0.019876	0.017530	-1.133851	0.2650
D(LNINF(-3))	-0.017591	0.019282	-0.912294	0.3682
D(LNINF(-4))	0.010615	0.020675	0.513399	0.6111
LNGDP	-0.006404	0.014828	-0.431913	0.6686
LNGDP(-1)	0.012357	0.014615	0.845514	0.4039
LNGDP(-2)	-0.024413	0.013460	-1.813721	0.0788

R-squared	0.177344	Mean dependent var	0.035787
Adjusted R-squared	-0.047017	S.D. dependent var	0.050344
S.E. of regression	0.051514	Akaike info criterion	-2.893498
Sum squared resid	0.087572	Schwarz criterion	-2.483917
Log likelihood	72.21021	Hannan-Quinn criter.	-2.742457
F-statistic	0.790442	Durbin-Watson stat	2.216591
Prob(F-statistic)	0.627009		

المصدر : من عمل الباحثين استناداً إلى البرنامج الإحصائي (Eviews 10+)

ويمكن ملاحظة أن قيمة (Prob) لـ (Jarque- Bera Test) هـــــــي (98.87%) وهي أكبر من (5%) وبالتالي نقبل فرض العدم أي ان البواقي للنموذج المقدر موزعة توزيعاً طبيعياً وفقاً لاختبار ، ونرفض الفرض البديل ، كما في جدول (7) .

جدول (7) اختبار (Jarque- Bera Test)



المصدر : من عمل الباحثين استناداً إلى البرنامج الإحصائي (Eviews 10+)

جدول (8) اختبار (ARDL Bounds Test)

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(LNU)
Selected Model: ARDL(1, 4, 2)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 12/19/17 Time: 21:39
Sample: 2003Q1 2014Q4
Included observations: 43

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.834332	0.684108	2.681349	0.0114
LNU(-1)*	-0.471952	0.129141	-3.654565	0.0009
D(LNINF(-1))	-0.618390	0.214295	-2.885694	0.0068
LNGDP(-1)	-0.100330	0.062260	-1.611458	0.1166
D(LNINF, 2)	-0.215975	0.078678	-2.745052	0.0097
D(LNINF(-1), 2)	0.383995	0.137879	2.785006	0.0088
D(LNINF(-2), 2)	0.257260	0.114865	2.239675	0.0320
D(LNINF(-3), 2)	0.130440	0.086668	1.505047	0.1418
D(LNGDP)	0.155484	0.062158	2.501436	0.0175
D(LNGDP(-1))	0.118833	0.056424	2.106074	0.0429

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Levels Equation
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNINF)	-1.310280	0.423543	-3.093618	0.0040
LNGDP	-0.212585	0.111762	-1.902125	0.0659
C	3.886689	0.881587	4.408740	0.0001

EC = LNU - (-1.3103*D(LNINF) -0.2126*LNGDP + 3.8867)

F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	3.918333	10%	2.63	3.35
k	2	5%	3.1	3.87
		2.5%	3.55	4.38
		1%	4.13	5
Actual Sample Size	43		Finite Sample: n=45	
		10%	2.788	3.54
		5%	3.368	4.203
		1%	4.8	5.725
			Finite Sample: n=40	
		10%	2.835	3.585
		5%	3.435	4.26
		1%	4.77	5.855

المصدر : من عمل الباحثون استناداً إلى البرنامج الإحصائي (Eviews 10+)

نلاحظ من جدول (8) إن قيمة (F – Statistic) هي (3.91)، وواضح إن هذه القيمة هي أكبر من قيمة إحصائية (F) الجدولية البالغة (2.63) عند مستوى (5%)، ودرجات حرية 14 مّما يدعونا ذلك إلى أن نقبل الفرضية البديلة ونرفض فرضية العدم والتي تنص على عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات المكونة للنموذج . اذا تغير المتغير (LnINF) بنسبة (1%) سيؤدي الى تغير المتغير (LnU) بنسبة (-131%) وهذه النتيجة معنوية لان قيمة (prob) هـــي (0.004) وهي أقل من (5%) ،سيكون لها تأثير على النمو الاقتصادي وبالتالي نقبل الفرض البديل ونرفض فرض العدم بإفتراض ثبات المتغير (LnGDP) كما أن المتغير (LnGDP) لو تغير بنسبة (1%) فسيؤدي الى تغير قيمة المتغير (LnU) بنسبة (-21%) وهذه النتيجة معنوية لان قيمة (prob) هي (0.065)وهي اقل من (10%) ، وبالتالي نقبل الفرض البديل ونرفض فرض العدم ، بافتراض ثبات المتغير (Lninf) ، فضلاً عن أن متوسط قيمة (LnU) في الاجل الطويل هي (3.88) وهي معنوية لان قيمة (0.0001) وهي أقل من (5%) ، وبالتالي قبول الفرض البديل ورفض فرض العدم مع افتراض أن قيمة المتغيران تبلغ صفر .

نموذج تصحيح الخطأ (ECM)

من خلال جدول نموذج تصحيح الخطأ يمكن ملاحظة أن قيمة معامل تصحيح الخطأ coint Eq(1) والبالغة (o.4719-) هي سالبة ومعنوية حيث أن قيمة (prob) وهي (0.0002)وهي أقل من (5%) وبالتالي قبول الفرض البديل ورفض فرض العدم ، مما يعني أن سرعة النظام في الاستجابة للعودة إلى التوازن الطويل الاجل بنسبة (47.19%) فصلياً ، بعبارة أخرى أن حوالي 47.19% من صدمة الفصل الاخير تم تصحيحها في الفصل الحالي .

جدول (9) نموذج تصحيح الخطأ

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(LNU)
Selected Model: ARDL(1, 4, 2)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 12/19/17 Time: 21:41
Sample: 2003Q1 2014Q4
Included observations: 43

ECM Regression
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNINF, 2)	-0.215975	0.065393	-3.302713	0.0023
D(LNINF(-1), 2)	0.383995	0.105102	3.653535	0.0009
D(LNINF(-2), 2)	0.257260	0.093477	2.752112	0.0095
D(LNINF(-3), 2)	0.130440	0.076019	1.715877	0.0956
D(LNGDP)	0.155484	0.051866	2.997825	0.0051
D(LNGDP(-1))	0.118833	0.049764	2.387934	0.0228
CointEq(-1)*	-0.471952	0.114136	-4.134995	0.0002

R-squared	0.583361	Mean dependent var	0.012247
Adjusted R-squared	0.513922	S.D. dependent var	0.296545
S.E. of regression	0.206749	Akaike info criterion	-0.166719
Sum squared resid	1.538831	Schwarz criterion	0.119988
Log likelihood	10.58446	Hannan-Quinn criter.	-0.060990
Durbin-Watson stat	1.887080		

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	3.918333	10%	2.63	3.35
k	2	5%	3.1	3.87
		2.5%	3.55	4.38
		1%	4.13	5

المصدر : من عمل الباحثين استناداً إلى البرنامج الإحصائي (Eviews 10+)

سادساً: اختبار العلاقة السببية (Granger Causality)

إن وجود علاقة طويلة الأجل ما بين المتغيرات يشير إلى إنه يجب أنْ توجد علاقة سببية باتجاه واحد على الأقل لتحقيق وجود علاقة توازن طويلة الأجل، ويُفترض عند إجراء اختبار سببية كرانجر (Granger Causality) أنْ تكون المتغيرات ساكنة (مستقرة)، كما ويفترض أيضاً أنْ تكونَ البواقي في أي من العلاقات السببية غير مترابطة (Uncorrelated).

جدول (10) نتائج اختبار سببية كرانجر (Granger Causality)

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/19/17 Time: 21:47
Sample: 2003Q1 2014Q4
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LNINF does not Granger Cause LNU	46	0.73029	0.4879
LNU does not Granger Cause LNINF		3.50107	0.0395
LNGDP does not Granger Cause LNU	46	4.90198	0.0123
LNU does not Granger Cause LNGDP		4.10240	0.0238
LNGDP does not Granger Cause LNINF	46	0.44424	0.6444
LNINF does not Granger Cause LNGDP		1.40819	0.2562

المصدر: من عمل الباحثين استناداً إلى البرنامج الإحصائي (Eviews 10+)

تشير نتائج اختبار سببية كرانجر (Granger Causality) وكما يعكسها جدول (10) إلى إن قيمة (P.value) تساوي (48%) وهي أكبر من (5%)، وتعني إن التضخم لا يؤثر على البطالة، بعبارةٍ أخرى إن التضخم إذا ازداد أو انخفض فإن معدلات البطالة سوف لن تتأثر، وأن البطالة تؤثر في التضخم (وفقاً للنموذج) وهذه نتيجة معنوية لان قيمة (prob) (3%) وهي أقل من (5%) مما يعني قبول الفرض البديل ورفض فرض العدم . كما تشير النتائج إلى وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين البطالة والنمو الاقتصادي لان قيمة (prob) أقل من (5%) وبالتالي قبول الفرض البديل ورفض فرض العدم. فضلاً عن عدم وجود أي علاقة سببية بين النمو الاقتصادي والتضخم لان قيمة (prob) أكبر من (5%) وبالتالي قبول فرض العدم ورفض الفرض البديل.

الاستنتاجات

ومّما تقدم يمكن أنْ نتوصل إلى الآتي:

1. إن هناك علاقة توازن طويلة الأجل بين البطالة والتضخم والنمو الاقتصادي.
2. هناك استجابة سريعة في البطالة عندما يتغير التضخم والنمو الاقتصادي ، والتضخم يستحوذ على النسبة الأكبر (وفقا للاستنتاج التحليلي أما النموذج فقد ظهر بنتائج تشير أن التضخم لا يؤثر في البطالة) .
3. إن حصول تغير في النمو الاقتصادي يؤدي إلى تغير في البطالة بنسبة (-21 %) وهذه النتيجة معنوية عند مستوى معنوية (10%) في حين أن حصول تغير في التضخم سيؤدي إلى تغير في البطالة بنسبة (-131%)، وهذه النتيجة معنوية عند مستوى (5%).
4. إن النموذج المقدر يعكس مستوى عالي من جودة التقدير، كما يوضح ذلك قيمة معامل التحديد (R^2)البالغة(69.24).
5. تعكس نتائج اختبارات المذكورة في النموذج (Breusch-Godfrey إن النموذج المقدر لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي، واختلاف التباين، كما إن معالمه مستقرة كما يعكسها اختبار (CUSUM).

التوصيات

1. إيجاد سبل تنسيقية بين السياسات الاقتصادية وسياسات التوظيف في القطاع العام والقطاع الخاص.
2. ضرورة التنسيق بين السياستين المالية والنقدية للحيلولة دون التعارض بينهما مما ينعكس على الاقتصاد بشكل تضخم او بطالة.

المصادر

أولا:الكتب

[1] رونالد ايرنبرج، روبرت سميث، اقتصاديات العمل ، ترجمة فريد بشير طاهر ، مراجعة سلطان محمود السلطان، دار المريخ للنشر، الرياض. 1994.

[2] ساموبلسون، نورد هاوس ، علم الاقتصاد ، الطبعة الأولى ، مكتبة لبنان للنشر ، لبنان، 2006 .

[3] الشمري، خالد توفيق، البياتي ،طاهر فاضل، مدخل إلى علم الاقتصاد، الطبعة الأولى، دار وائل للنشر، عمان . 2009

[4] معروف، هوشيار، تحليل الاقتصاد الكلي، الطبعة الأولى، دار صفاء للنشر، عمان، 2005.

ثانياً: الدوريات

[1] جمهورية العراق، وزارة التخطيط والتعاون الإنمائي ،الجهاز المركزي للإحصاء وتكنولوجيا المعلومات ،نتائج مسح البطالة والتشغيل للسنوات (2003- 2008) .

[2] جمهورية العراق، وزارة التخطيط، الجهاز المركزي للإحصاء والتعاون الإنمائي، نتائج المسح التشغيل والبطالة، 2005.

[3] جمهورية العراق، وزارة التخطيط والتعاون الإنمائي، والجهاز المركزي للإحصاء وتكنولوجيا المعلومات، مسوحات التشغيل، 2003،2004،2005،2006،2008، صفحات متفرقة .

[4] جمهورية العراق، وزارة التخطيط والتعاون الإنمائي، الجهاز المركزي للإحصاء وتكنولوجيا المعلومات، مسح الأحوال المعيشة في العراق، بغداد، 2005.

[5] جمهورية العراق، وزارة التخطيط والتعاون الإنمائي، الجهاز المركزي للإحصاء وتكنولوجيا المعلومات، بغداد، 2015.

ثالثاً: المصادر الاجنبية

[1] Aminu U. and Manu D, "The growth effects of unemployed resources and inflation in Nigeria", Journal of Economics and Sustainable Development, Vol.5, No.2, 2014.

[2] Aminu, U. and A.Z. Anono, "Effect of Inflation on the Growth and Development of the Nigerian Economy (An Empirical Analysis)", International Journal of Business and Social Science, Vol. 3, No. 10 [Special Issue- May 2012.

[3] Chang- Shuai, L. and L. Zi-juan, "Study on the relationship among Chinese unemployment rate', Economic growth and Inflation. Advances in Applied Economics and Finance, 1, 1, World science Publishers, United States, 2012.

[4] M . H . Pesaran , Shin Yongcheol And R . J . Smith, "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", Journal Of Applied Econometrics, Vol. 16, No. 3, 2001.

[5] Popovic, G. and J. Popovic, "Inflation and Unemployment in the EU: Comparative Analysis of Phillips Regularity", UDK, 336.748.12,331.56. Dynamics in Nigeria: Is there Evidence of Jobless Growth? Paper presented at the 53rd Annual Conference of the Nigerian Economic Society (NES) on "Youth Employment and Poverty Reduction in Nigeria" Nicon Luxury Hotel, Abuja . 2009.

[6] Stock, J.H and M.W. Watson, "Forecasting Inflation" National Bureau of Economic Research', NBER Working Paper 7023, March1999.

[7] Williams, O. and Adedeji O.S., 'Inflation Dynamics in the Dominican Republic', IMF Working Paper, WP/04/29, Western Hemisphere Department: Washington, D.C., February, 2004.

رابعاً: مواقع الانترنت

[1] www.cba.edu.kw/malomar/11_11.doc

[2] (www.kau.edu.sa/Files/0003513/Subjects/part5.doc

[3] Dave Giles , ARDL Modeling in Eviews9 , 2015 , Available at: http://davegiles.blogspot.com/2015/01/ardl-modelling-in-eviews-9.html

ملحق (1)

السنوات	معدل البطالة	GDP بالاسعار الثابتة	معدل التضخم
2003	28	2799.4	23.5
2004	27	41607.8	27
2005	18	43438.8	36.9
2006	18	47851.4	53.2
2007	18	48510.6	30.8
2008	15	51716.6	2.5
2009	13	54720.8	7.1
2010	12	57925.9	3.1
2011	11	64159.9	5.5
2012	11	71680.8	6.1
2013	12	75685.8	1.9
2014	12.7	72736.2	2.4

1- جمهورية العراق ،وزارة التخطيط والتعاون الإنمائي،والجهاز المركزي للإحصاء وتكنولوجيا المعلومات ،مسوحات التشغيل ، 2003،2004،2005،2006،2008، صفحات متفرقة .
2- جمهورية العراق، وزارة التخطيط والتعاون الإنمائي ، الجهاز المركزي للإحصاء وتكنولوجيا المعلومات ، مسح الأحوال المعيشة في العراق، بغداد ،2005.
3- جمهورية العراق، وزارة التخطيط والتعاون الإنمائي ، الجهاز المركزي للإحصاء وتكنولوجيا المعلومات ، بغداد ،2015.

ملحق (2)

	LNU	LNINF	LNGDP
2003Q1	2.141506	0.417010	9.304744
2003Q2	1.982814	0.526608	9.534766
2003Q3	1.845891	0.649713	9.721235
2003Q4	1.725477	0.790129	7.983724
2004Q1	1.820630	1.400228	9.714911
2004Q2	1.703050	1.725233	9.538521
2004Q3	1.597853	1.060855	9.334347
2004Q4	1.502676	1.060855	9.092606
2005Q1	1.815677	1.080367	9.040105
2005Q2	1.948242	0.896782	8.748418
2005Q3	2.101107	0.741730	8.370927
2005Q4	2.281631	0.607523	7.819506
2006Q1	2.502083	0.021270	8.559288
2006Q2	2.785297	0.046276	8.206936
2006Q3	2.347240	0.109548	7.716448
2006Q4	2.347240	0.169053	6.844215
2007Q1	2.347240	0.348072	5.971051
2007Q2	2.347240	0.255593	6.589678
2007Q3	2.347240	0.170947	7.481870
2007Q4	2.821617	0.092910	7.925326
2008Q1	2.276834	0.426273	6.229518
2008Q2	2.496108	0.380578	7.259962
2008Q3	2.777372	0.332694	7.747481
2008Q4	2.347240	0.282402	8.070408
2009Q1	1.802442	1.541321	6.979963
2009Q2	1.933145	1.926283	7.580909
2009Q3	2.083538	2.560326	7.957522
2009Q4	2.260622	1.060855	8.234715
2010Q1	1.807128	0.262464	7.310701
2010Q2	1.938487	0.355612	7.803020
2010Q3	2.089750	0.458336	8.137286
2010Q4	2.268042	0.572832	8.391517
2011Q1	1.770061	1.060855	6.709507
2011Q2	1.896325	1.922517	7.983724
2011Q3	2.040868	1.538757	7.095240
2011Q4	2.209892	1.262107	7.703498
2012Q1	2.413415	0.787443	8.367788
2012Q2	2.669228	0.647379	8.109775
2012Q3	2.347240	0.524544	7.771742
2012Q4	2.347240	0.415160	7.277197
2013Q1	2.547005	0.826013	8.424384
2013Q2	2.317503	0.995924	8.214320
2013Q3	2.130965	1.200736	7.958607
2013Q4	1.973813	1.458593	7.626897
2014Q1	1.533288	1.060855	7.429042
2014Q2	1.443804	1.981444	7.807269
2014Q3	2.347240	1.578525	8.078880
2014Q4	2.347240	1.292118	8.291630

البيانات من عمل الباحثين بأخذ اللوغاريتم الطبيعي لها لتوسيع حجم العينة