# تحليل وقياس العلاقة بين الإنفاق العام والبطالة في الجزائر خلال الفترة 1980-2016

**د. بن البار أمحمد، جامعة محمد بوضياف المسيلة**

**د. بوعبيد ميلود، جامعة باتنة 1 الحاج لخضر**

تاريخ الاستلام: 11-06-2019 تاريخ القبول: 05-07-2019 تاريخ النشر: 31-07-2019

**ملخص**

هدفت هذه الدراسة إلى تحليل وقياس العلاقة بين الإنفاق العام والبطالةفي الجزائر خلال الفترة 1980– 2016، وتم استخدام الطرق الإحصائية الحديثة في السلاسل الزمنية والمتمثلة في تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد للانحدار الذاتي ذو الإبطاء الموزع ***Autoregressive Distribution Lag Bounds Test*** (***ARDL***)، وتعتبر هذه التقنية حديثة في تحليل التكامل المشترك ونماذج تصحيح الخطأ تسمح بالحصول على نتائج أكثر دقة وكفاءة.

ومن أهم النتائج التي توصلت إليها الدراسة بالاستعانة ببرنامج التحليل الاقتصاد القياسي(***EVIEWS***-10)، ما يلي:

- أشار اختبار الحدود للتكامل المشترك (***Bound Test Approach***) من خلال ***F-statistic***، إلى وجود تكامل مشترك بين الإنفاق العام والبطالة، من خلال قيمة إحصائية–***F*** المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة العليا عند مستوى معنوية 1%، 2.5% و5% و10%؛
- أشارت نتائج اختبار التكامل المشترك وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين الإنفاق العام والبطالة؛
- أشارت نتائج إلى وجود علاقة طردية بين سعر الصرف والبطالة، وهي ذات دلالة إحصائية (عند مستوى5%)؛
- أشارت نتائج إلى وجود علاقة عكسية بين الإنفاق العام، الناتج المحلي الإجمالي والبطالة، وهي ذات دلالة إحصائية) عند مستوى 1%).

**الكلمات المفتاحية:** الإنفاق العام، البطالة، التكامل المشترك، منهج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (*ARDL*)، الجزائر.

**Abstract**

This study aimed at analyzing and measuring the relation between the public expenditure and unemployment in Algeria during the period 1980-2016, we used the latest statistical methods have been modern in time series of estimation of the unrestricted regression error correction model (autoregressive Distribution lag (ARDL), this technique is new in analysis the co-integration and error correction models witch more accurate and efficient results.

With the Using the statistical program (EVIEWS-10), the Most Important Findings of this study is: - The Bound Test Approach through F-statistic, that there is a co-integration between the public expenditure, unemployment, by the value of its calculated F-statistic, which is greater than the critical value at the significant level of 1%, 2.5% and 5% And 10%;

- The results of the co-integration test indicate a long-term equilibrium relationship between public expenditure and unemployment;
- The results indicated a positive relationship between the exchange rate and unemployment, which is statistically significant (5%);
- The results indicate that there is an inverse relationship between public expenditure, GDP and unemployment, which is statistically significant (1%).

**Keywords**: Public Expenditure, Unemployment, Co-integration, ARDL, Algeria.

**مقدمـة**

تعتبر النفقات العامة من أهم أدوات السياسة المالية المتبعة بالخصوص في الدول النامية، والتي تستهدف من خلالها تدعيم حركية النشاط الاقتصادي من خلال تحقيق معدلات نمو اقتصادي مرتفعة وتزايد في حجم العمالة، وفي ذلك سير على منهج التحليل المالي للفكر الكينزي الذي يعتبر أهم من أشار إلى فعالية السياسة المالية وبالخصوص من خلال النفقات العامة في دعم الانتعاش

الاقتصادي، نظرا للدور الهام الذي وجب أن تضطلع به الدولة في النشاط الاقتصادي باعتبارها عونا رئيسيا من الأعوان الاقتصاديين.

من زاوية أخرى، تواجه الجزائر نتيجة لزيادة السكان ومعدّلات المشاركة لقوة العمل تحديا رئيسيا يتمثل في ضرورة استيعاب الرصيد المتراكم من البطالة. لذا أصبح هدف التشغيل وتحسين نوعيته يمثل أولوية كبيرة لدى صانعي السياسات في الجزائر.

وإزاء مشكلة البطالة التي يعاني منها المجتمع الجزائري، فتحت الجزائر ابتداء من سنة 2000 عهدًا جديدًا لسياستها المالية، ترتكز أساسا على التوسع في النفقات العامة بكامل بنودها أملا في زيادة التشغيل وتخفيض معدّلات البطالة، وجعلته أحد البرامج التنفيذية الرئيسية لها بهدف توفير المزيد من فرص العمل للداخلين الجدد إلى سوق العمل. وعلى ضوء هذا الاتجاه وجد الباحثين أنه من الضروري القيام بدراسة تتمثل في إبراز العلاقة بين الإنفاق العام ومعدّلات البطالة في الجزائر خلال الفترة 1980– 2016.

**1. إشكالية الدراسة:** من الطرح السابق يمكن صياغة إشكالية هذه الدراسة على النحو التالي:

**ما طبيعة العلاقة بين الإنفاق العام والبطالة في الجزائر خلال الفترة 1980–2016؟**

وللإجابة على الإشكالية تم طرح مجموعة من الأسئلة الفرعية والتي تتمثل فيما يلي:

- هل توجد علاقة طويلة الأجل بين الإنفاق العام والبطالة في الجزائر؟
- هل توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين الإنفاق العام والبطالة في الأجل الطويل والقصير في الجزائر؟

**2 . فرضيات الدراسة:** لدراسة إشكالية الموضوع تم وضع جملة من الفرضيات على النحو التالي:

– توجد علاقة طويلة الأجل بين الإنفاق العام والبطالة، خلال فترة الدراسة.

– توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين الإنفاق العام والبطالة في الأجل الطويل والقصير خلال فترة الدراسة.

**3. أهداف الدراسة:** تهدف الدراسة إلى إبراز العلاقة بين الإنفاق العام والبطالة في الجزائر، بإتباع أسلوب التحليل الوصفي وأسلوب التحليل الكمي القياسي لتبيان العلاقة، وذلك على ضوء بيانات سنوية.

**4. حدود الدراسة:** تتكون حدود الدراسة من:

- **الإطار المكاني:** تم إجراء هذه الدراسة على مستوى الاقتصاد الجزائري.
- **الإطار الزماني:** تم تحديد فترة الدراسة خلال الفترة 1980-2016.

**5. منهج الدراسة:** لمعالجة هذا الموضوع تم استخدام الطرق القياسية والإحصائية الضرورية للوصول إلى النتائج والقيام بالاختبارات اللازمة.

وعلى هذا الأساس، تم تقسيم الدراسة إلى العناصر التالية:

- ✓ مفاهيم حول البطالة.
- ✓ تحليل الاتجاه العام للبطالة في الجزائر خلال الفترة 1990 – 2016.
- ✓ تطور الإنفاق العام في الجزائر.
- ✓ قياس العلاقة بين الإنفاق العام والبطالة خلال الفترة 1980-2016

## أولا: مفاهيم حول البطالة

### 1- تعريف البطالة

يعرف الاقتصاديون البطالة بفائض عرض العمل عن الطلب (التشغيل) عند مستوى معين من الأجور. يرتبط هذا التعريف بمستوى الأجور لأنه يكون عنده كل الأشخاص الذين لا يطلبون عملاً يقومون بذلك ويسمى بأجر القبول. وبالتالي فإن البطالة تقاس بعدد الأشخاص الذين يبحثون عن عمل عند مستوى من الأجور السائد في السوق.[1]

ويعرف مكتب العمل الدولي $ILO$ العاطلين عن العمل بأنهم كل الأفراد الذين تتراوح أعمارهم بين 15 و64 سنة بدون عمل، والمستعدين للعمل، ويبحثون عن العمل خلال فترة مرجعية.[2]

من خلال هذا التعريف، يتضح أنه يقتضي توافر ثلاثة معايير كي يعد الفرد عاطلا عن العمل وهي:[3]

- أن يكون الفرد بدون عمل: أي أنهم لم يقوموا بأي عمل خلال الفترة المرجعية [4] سواء أكان ذلك بمقابل أجر أم لحسابهم الخاص.
- أن يكون الفرد متاحًا ومستعدًا للعمل: بمعنى أن يكون الفرد قادرًا ومستعدًا للعمل إذا أتيحت له الفرصة عند مستوى الأجر أو الدخل السائد خلال فترة البحث. ومن ثم يتم استبعاد كل الأفراد الذين يبحثون عن عمل لمباشرته في المستقبل أي بعد فترة المسح. كما

أن هذا المعيار يستبعد الأفراد غير القادرين على العمل بسبب بعض المعوقات الخاصة بهم كالمرض.

- أن يكون الفرد باحثًا عن العمل: أي لابد للفرد من القيام بإجراءات جادة وبجملة من الخطوات للحصول على عمل منها التسجيل في مكاتب البطالة والتنقل إلى أماكن العمل سواء الخاصة أو الحكومية.

**2. قياس البطالة**

لفهم الصيغة الرياضية الخاصة بمعدّل البطالة، ينبغي أولاً التطرق لبعض المفاهيم الأساسية والمستخدمة حاليا في مؤشرات سوق العمل.[5]

**أ. القوى العاملة**

إن مجموع السكان يتكون من فئتين، فئة بلغت السن القانونية للعمل (ما بين 15سنة و64 سنة)، ويطلق على هذه المجموعة مصطلح السكان في سن العمل، وفئة أخرى لم تبلغ السن القانونية للعمل أو تجاوزته (أقل من 15سنة أو أكثر من 64 سنة). وفي سياق موازٍ، يقسم السكان كذلك إلى سكان ينتمون للقوى العاملة وسكان خارج القوى العاملة. ويطلق الاقتصاديون على هذين الصنفين السكان النشطين وغير النشطين.

**ب. السكان النشطين اقتصاديا وغير النشطين اقتصاديا**

يقصد بالسكان النشطين اقتصاديا كل القوى العاملة والمستعدّة لإنتاج السلع والخدمات. وبعبارة أخرى تضم هذه الفئة من قوة العمل جميع الأفراد الذين يساهمون فعلاً بجهودهم الجسمانية أو الذهنية لأداء أي عمل يتصل بإنتاج السلع أو الخدمات أو الذين يقدرون على أداء مثل هذا العمل ويرغبون فيه وينتمون عنه.[6]

أما السكان غير النشطين اقتصاديا فيقصد بهم الأفراد الذين يقل سنهم عن 16سنة (لا يسمح لهم القانون بالعمل) وكذلك الأفراد في سن العمل الذين لا يعملون ولا يبحثون عن عمل أو ينتظرون ظروف العودة لوظائفهم التي تم إيقافهم عنها بصفة مؤقتة، والتلاميذ والطلبة بدون مهنة وظيفية، والنساء في البيت والمتقاعدون والعاجزون عن العمل.[7]

إن سوق العمالة يهتم فقط بالقوى العاملة (السكان النشطون اقتصاديا) والتي تتكون من الأفراد النشطين بالإضافة إلى الأفراد العاطلين عن العمل لكنهم يرغبون في العمل. فالمشتغلون هم

الأفراد الذين يباشرون عملاً مثمرا لصالح أصحاب العمل والأفراد الذين يعملون لحسابهم الخاص والمستخدمين بأجر، أما العاطلين عن العمل فينقسمون إلى قسمين هما: عاطلين سبق لهم العمل، وعاطلين لم يسبق لهم العمل.[8]

من التحليل السابق يمكن استنتاج العلاقات التالية التي تربط بين السكان ومكوّنات القوى العاملة.

**عدد السكان الإجمالي = عدد السكان النشطين اقتصاديا + عدد السكان غير النشطين اقتصاديا**

**عدد السكان النشطين اقتصاديا = عدد الأفراد المشتغلين + عدد الأفراد العاطلين**

إن حساب عدد العاطلين يقدم مؤشرًا غير دقيق لدى انتشار ظاهرة البطالة، حيث يقيس نسبة العاطلين للقوة العاملة، وهو مؤشر نسبي محصور بين الصفر والمائة، ويسمح بالمقارنة بين الزمان والمكان ويعبر عنه رياضيا بالصيغة التالية:[9]

$$Um = \frac{U}{U+E} \text{x } 100 = \frac{U}{LF} \text{x } 100$$

حيث $U$ عدد العاطلين حسب التعريف المستعمل، $E$ عدد المشتغلين، $LF$ مجموع الأشخاص في سن العمل يشتغلون أو يبحثون عن عمل.

وينبغي التنويه على أنه توجد بين الدول اختلافات في طرق قياس معدل البطالة ناجمة عن عوامل أهمها: تغيرات حدود سن العمل في تحديد القوى العاملة، المدّة المعيارية للبحث عن العمل، معايير البحث عن العمل، معالجة وضع الأفراد المطرودين مؤقتًا عن العمل والمتوقع إعادة إدماجهم، الباحثين عن العمل لأول مرة خاصة مغادري المدارس والمعاهد والجامعات.

### ثانيا: تحليل الاتجاه العام للبطالة في الجزائر خلال الفترة 1990 – 2016

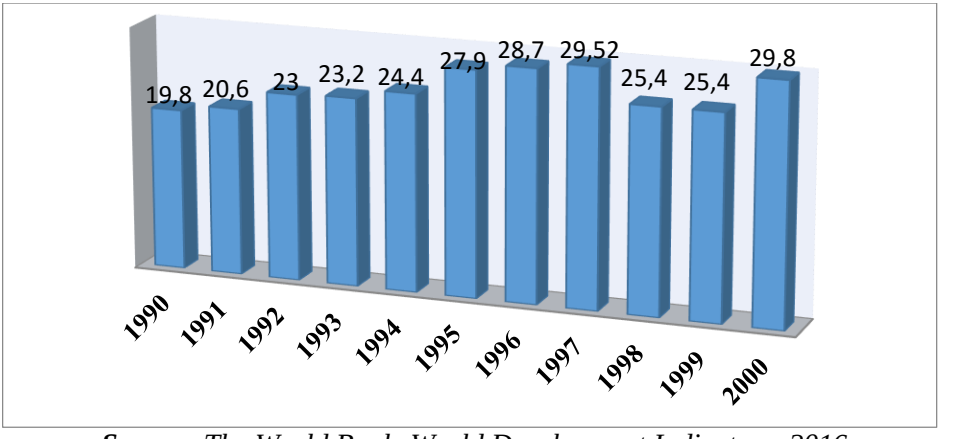
لتحديد الاتجاهات العامة للبطالة في الجزائر من سنة 1990 حتى سنة 2016، يمكن التمييز بين مرحلتين أساسيتين: المرحلة الأولى تمتد من سنة 1990 إلى سنة 2000، أما المرحلة الثانية فتمتد من سنة 2001 إلى 2016.

### 1. المرحلة الأولى (1990–2000)

جاءت هذه المرحلة بعد الصدمة البترولية لعام 1986 والتي كان لها وقع كبير على الاقتصاد الجزائري نتيجة التراجع الكبير في الموارد الخارجية للجزائر بسبب تراجع أسعار النفط في الأسواق العالمية. وفي الواقع أدت الأزمة النفطية لعام 1986 إلى كبح جماح النمو الاقتصادي واختلال أسواق العمل، كما كشفت عن هشاشة نظام التراكم في القطاع الصناعي العام. ورغم الإصلاحات المنتهجة آنذاك، والتي اهتمت فقط بإعادة الهيكلة التنظيمية للمؤسسات العامة مصحوبة بتطهير مالي لهذه الأخيرة غير أنها لم تمس علاقات التوظيف. وعليه، فقد تقهقرت الحالة العامة للتوظيف نتيجة غياب الاستثمارات الجديدة من قبل المؤسسات الاقتصادية العامة والخاصة، في ظل تطبيق السياسة العامة وأهداف برنامج التعديل الهيكلي الذي طبق في سنة 1994.[10]

ولقد عرفت معدّلات البطالة في الجزائر خلال الفترة 1990–2000 منحنى تصاعديا مثلما يبرزه الشكل التالي:

**شكل رقم 01: تطوّر معدّلات البطالة في الجزائر خلال الفترة 1990 – 2000 (%)**




***Source:*** *The World Bank, World Development Indicators, 2016.*

من خلال قراءة معطيات الشكل أعلاه، يتضح أن معدلات البطالة في الجزائر شهدت ارتفاعا ملموسا على طول الفترة 1990-2000، حيث ارتفعت من 19.8%عام 1990إلى29.8عام 2000، ويعزى ذلك إلى الإصلاحات الاقتصادية والمالية التي كان لها الأثر الكبير على التشغيل في القطاع العام. هذا الأخير عرف خلال سنوات التسعينيات من القرن الماضي

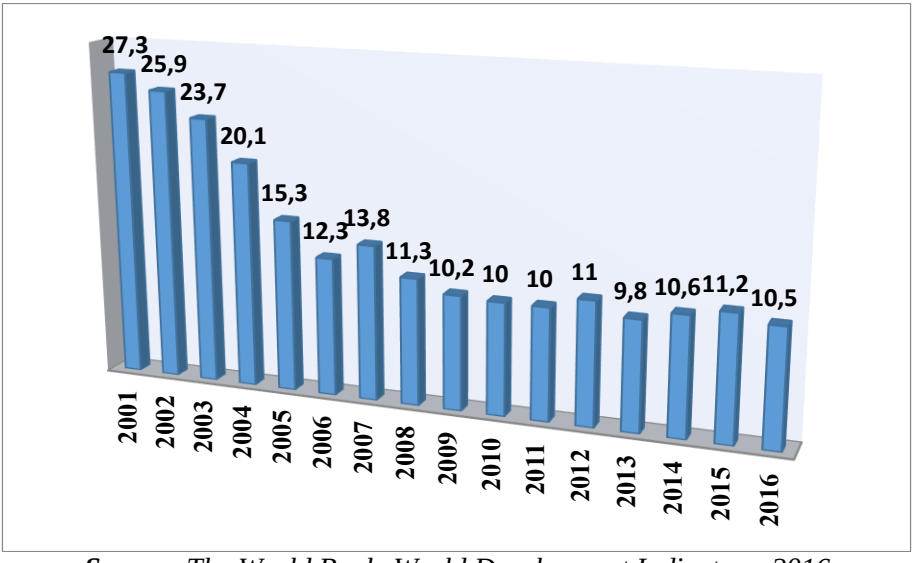
تسريح عدد كبير من العمال (فقدان أكثر من 400000 منصب عمل) نتيجة برنامج التعديل الهيكلي المدعم من طرف صندوق النقد الدولي والذي أدى إلى خوصصة وحل عدد كبير من المؤسسات العامة في العديد من الأنشطة الاقتصادية.

وإذا كان برنامج التعديل الهيكلي قد وفق في إعادة التوازن الاقتصادي الكلي، إلا أنه أدى إلى تفاقم البطالة التي انتقلت من نسبة 24% سنة 1994 لتصل إلى أكثر من 29% سنة 1997، حيث أن 52% من البطالة كان مصدرها من القطاع العمومي، و48% من القطاع الخاص. وقد قدرت البطالة في هذه المرحلة بحوالي 3.2 مليون شخص، مست 80% من فئة الشباب الذين لا يتجاوز سنهم الثلاثين سنة و75% فيهم يتقدمون لأول مرة بطلبات العمل، ومست كذلك 80000 من خريجي الجامعات سنة 1996 وهذا من بين أكثر من 100000 خريج جامعي.[11]

### 2. المرحلة الثانية (2001–2016)

تميزت هذه المرحلة بتعزيز الوضعية المالية الخارجية بفضل ارتفاع مداخيل الجزائر من عائدات صادرات المحروقات بسبب ارتفاع أسعار النفط في الأسواق العالمية. هذا التحسن في مداخيل الدولة سمح بتحسين مؤشرات سوق العمل وخاصة معدلات البطالة التي تراجعت بشكل كبير، وهذا ما يبرزه الشكل التالي:

**شكل رقم 02: تطور معدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة 2001– 2016 (%)**




***Source:*** *The World Bank, World Development Indicators, 2016*

استنادا إلى الشكل السابق يتضح أن نسبة البطالة في الجزائر قد انخفضت إلى أكثر من النصف خلال الفترة 2001-2013، إذ سجلت الأرقام الرسمية سنة 2013 نسبة 9.8 % مقابل 27.3 في سنة 2001. ولعل من بين أسباب هذا الانخفاض شروع الجزائر في تنفيذ برامج الإنعاش الاقتصادي نتيجة تحسن مداخيل الدولة. ونتيجة لغياب سياسة توحي بالقضاء على البطالة من منظور السياسة العامة للاقتصاد الجزائري، اكتفت الحكومة بمحاولات لتوفير فرص عمل مؤقتة واعتماد نظام التكفل والشبكة الاجتماعية والتضامن الوطني، وهو ما أدى إلى زيادة فرص العمل التعاقدية والفصلية بالمقارنة بفرص العمل الدائم.

فعلى سبيل المثال، تم في سنة 2001 تحقيق حوالي 23.7 ألف منصب عمل من بينها حوالي 20.5 ألف منصب عمل مؤقت وحوالي 3.2 ألف منصب عمل دائم فقط، كل هذا من أجل مقابلة 99913 طلب على العمل. كما أن الوظائف التي تم توفيرها تحققت بفضل القطاع الخاص وليس القطاع العام على الرغم من الجهود الحالية التي تبذلها الدولة في اتجاه العمل المدعم.

وبداية من سنة 2014، شهدت معدل البطالة في الجزائر ارتفاعا طفيفا، حيث ارتفع من 9.8 %عام 2013 إلى10.6% عام 2014 ليصل إلى 11.2% عام 2015. ويرجع ذلك إلى اتجاه الحكومة الجزائرية إلى خفض الإنفاق العام بسبب تراجع عائدات المحروقات.

من خلال ما سبق يمكن القول إنه بالرغم من الانخفاض الملحوظ في معدلات البطالة في الجزائر في الآونة الأخيرة، إلا أن هذه الأخيرة تبقى ضمن الأعلى المستويات في المنطقة بين مجموع دول منطقة الشرق الأوسط وشمال إفريقيا ***MENA***، ودول أوروبا الشرقية التي تمر بمرحلة انتقالية. وهذا ما أكدته دراسة (***Kpodar***، 2007) حول الأسباب الحقيقية التي تقف وراء ارتفاع معدلات البطالة في الجزائر.

وناقش ***Kpodar*** فئتين رئيسيتين من العوامل الكامنة وراء أداء سوق العمل، وهي: مؤسسات سوق العمل والصدمات الاقتصادية الكلية. ترتبط الفئة الأولى بالمؤسسات التي تنظم سوق العمل والضرائب على العمل، وترتكز الثانية على نمو الإنتاجية وسعر الفائدة ومعدل التضخم ومعدلات التبادل التجاري.[12]

**ثالثا: تطور الإنفاق العام في الجزائر**

شهدت النفقات العامة منحنى تصاعديا ابتداءً من سنة 2000 مثلما يوضحه الجدول التالي:

**جدول رقم 1: تطور الإنفاق العام في الجزائر خلال الفترة 2000–2016**

| السنوات | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2001 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| الإنفاق العام (مليون دولار) | 15651 | 17651 | 19986 | 22183 | 7.59 | 7.91 | 34268 | 46850 | 66825 | 60358 | 60037 | 80348 | 91871 | 78249 | 86839 | 95038 | 66665 |

**المصدر**: صندوق النقد العربي، التقرير الاقتصادي الموحد

تبين معطيات الجدول رقم 1 التوسع الكبير في الإنفاق الحكومي خلال هذه الفترة 2000- 2016، حيث قامت الجزائر منذ سنة 2001 في انتهاج سياسة مالية توسعية متزامنة مع وفرة المداخيل الخارجية الناتجة عن العوائد البترولية، وتجسد ذلك عبر برامج الاستثمارات العمومية المنفذة والممتدة على طول 2001–2014. وتمثلت هذه البرامج أساسًا في برنامج دعم الإنعاش الاقتصادي *PSRE* في الفترة 2001–2004 والبرنامج التكميلي لدعم النمو PCSE خلال الفترة 2005– 2009 وبرنامج توطيد النمو الاقتصادي PCCEفي الفترة 2010 – 2014، مع الانخراط الذي اعتمدته الحكومة في سياسة المشاريع الكبرى. والتي مست عديد القطاعات كالسكن، البناءات القاعدية، النقل، هياكل التعليم، وغيرها. ويظهر جليا أن الحكومة تطبق المقاربة الكينزية عن طريق الطلب المتنامي، لتحقيق أهدافها التنموية.

**رابعا: قياس العلاقة بين الإنفاق العام والبطالة خلال الفترة (1980–2016).**

**1. عرض المتغيرات والبيانات ودراسة استقراريه السلاسل.**

**أ. نموذج الدراسة:** للقيام بالدراسة التطبيقية يحتاج البحث إلى بيانات إحصائية عن المؤشرات الاقتصادية الكلية التي لها صلة بموضوع الدراسة للفترة الممتدة من 1980 إلى 2016. وتم تجميع هذه البيانات من البنك الدولي.

تم إدخال اللوغاريتم الطبيعي للمعادلة لتصحيح اللاتجانس الموجود بين المتغيرات وجعل الدالة خطية. ويمكن صياغة نموذج الدراسة في شكله القياسي على النحو التالي:

$$Lncho_i = \alpha_0 + \alpha_1 Lnex_{1i} + \alpha_2 Lngdpc_{2i} + \alpha_3 Lngov_{3i} + \alpha_4 Ln\inf l + u_i$$

حيث أن:

***i***: يمثل رقم المشاهدات وهو يعبر عن سنوات الفترة 1980-2016.

***Lncho***: لوغاريتم معدل البطالة.

***Lnex***: لوغاريتم سعر الصرف.

***Lngdp*** : لوغاريتم الناتج المحلي الاجمالي.

***Lngov***: لوغاريتم الانفاق العام.

***Lninfl***: لوغاريتم معدل التضخم.

$u_i$: الخطأ العشوائي.

$\alpha_0$: تمثل الحد الثابت، $\alpha_1$، $\alpha_2$، $\alpha_3$، $\alpha_4$ : تمثل معاملات استجابة المتغير التابع للمتغيرات التفسيرية على التوالي.

**ب-دراسة استقراريه السلاسل محل الدراسة:** قبل الشروع في تقدير نموذج الانحدار الذاتي، لابد من دراسة ما إذا كانت السلاسل المذكورة سابقا مستقرة أم لا، تجنبا لظهور مشكلة الانحدار الزائف (Spurious Regressions)[13] ، حيث يشير هذا المصطلح إلى الانحدار ذي النتائج الجيدة من حيث اختبار (t,F)، وقيمة $R^2$ ، لكنها لا تعطي معنى حقيقي للنتائج، ولا تقدم تفسيرا اقتصاديا ذا معنى، أي أن اللجوء إلى طريقة المربعات الصغرى العادية *OLS* تعطي نتائج زائفة في حالة عدم استقرار السلاسل.

ولاختبار استقراريه (*stationarity*) السلاسل الزمنية لمتغيرات نموذج الدراسة وذلك من ناحية (الجذر الأحادي) فإن ذلك يتطلبا اختبار جذر الوحدة (*unit root test*)، لديكي فوللر *Dickey and Fuller*:1979) (*DF*)[14] وديكي فوللر الموسع (*ADF*) ، (*Augmented Dickey–Fuller test*)، واختبار فليب-بيرون(*PP*). حيث تثبت هذه الاختبارات طبيعة وخصائص السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة. وقبل تطبيق اختبار ديكي فوللر لا بد من إيجاد

درجة التأخير للسلسلة وهذا من أجل تحديد نوع الاختبار الذي يستعمل في الكشف عن الجذر الأحادي في السلسلة، والجدول التالي يوضح ذلك:

**جدول رقم (02): نتائج اختبار جذر الوحدة (UnitRootTest) لمتغيرات الدراسة**

**UNIT ROOT TEST TABLE (PP)**

**At Level**

| | | LNCHO | LNEX | LNGDP | LNGOV | LNINFL |
|---|---|---|---|---|---|---|
| With Constant | t-Statistic | -1.3956 | -1.3543 | 0.3773 | -1.2419 | -2.6022 |
| | *Prob.* | *0.5736* | *0.5934* | *0.9791* | *0.6454* | *0.1018* |
| | | n0 | n0 | n0 | n0 | n0 |
| With Constant & Trend | t-Statistic | -1.6394 | -1.0820 | -1.2938 | -1.0999 | -2.9964 |
| | *Prob.* | *0.7569* | *0.9183* | *0.8735* | *0.9151* | *0.1471* |
| | | n0 | n0 | n0 | n0 | n0 |
| Without Constant & Trend | t-Statistic | -0.2089 | 1.6146 | 5.2638 | 7.0964 | -1.0458 |
| | *Prob.* | *0.6040* | *0.9717* | *1.0000* | *1.0000* | *0.2611* |
| | | n0 | n0 | n0 | n0 | n0 |

**At First Difference**

| | | d(LNCHO) | d(LNEX) | d(LNGDP) | d(LNGOV) | d(LNINFL) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| With Constant | t-Statistic | -4.8185 | -4.0576 | -3.6360 | -3.1419 | -8.4530 |
| | *Prob.* | *0.0004* | *0.0033* | *0.0099* | *0.0325* | *0.0000* |
| | | *** | *** | *** | ** | *** |
| With Constant & Trend | t-Statistic | -4.7930 | -4.1312 | -3.6245 | -3.2624 | -8.3391 |
| | *Prob.* | *0.0025* | *0.0131* | *0.0420* | *0.0893* | *0.0000* |
| | | *** | ** | ** | * | *** |
| Without Constant & Trend | t-Statistic | -4.8967 | -3.2811 | -1.7455 | -1.5436 | -8.5653 |
| | *Prob.* | *0.0000* | *0.0017* | *0.0767* | *0.1136* | *0.0000* |
| | | *** | *** | * | n0 | *** |

**UNIT ROOT TEST TABLE (ADF)**

**At Level**

| | | LNCHO | LNEX | LNGDP | LNGOV | LNINFL |
|---|---|---|---|---|---|---|
| With Constant | t-Statistic | -1.2912 | -1.5617 | 0.7493 | -1.5985 | -2.6068 |
| | *Prob.* | *0.6230* | *0.4914* | *0.9916* | *0.4730* | *0.1009* |
| | | n0 | n0 | n0 | n0 | n0 |
| With Constant & Trend | t-Statistic | -1.6207 | -0.5897 | -0.7473 | -1.9203 | -2.9339 |
| | *Prob.* | *0.7647* | *0.9736* | *0.9613* | *0.6215* | *0.1644* |
| | | n0 | n0 | n0 | n0 | n0 |
| Without Constant & Trend | t-Statistic | -0.2034 | 0.4890 | 2.8491 | 2.5385 | -1.0546 |
| | *Prob.* | *0.6060* | *0.8155* | *0.9984* | *0.9965* | *0.2576* |
| | | n0 | n0 | n0 | n0 | n0 |

**At First Difference**

| | | d(LNCHO) | d(LNEX) | d(LNGDP) | d(LNGOV) | d(LNINFL) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| With Constant | t-Statistic | -4.8748 | -3.8855 | -3.5798 | -3.1979 | -8.4530 |
| | *Prob.* | *0.0004* | *0.0052* | *0.0114* | *0.0286* | *0.0000* |
| | | *** | *** | ** | ** | *** |
| With Constant & Trend | t-Statistic | -4.8904 | -3.9957 | -3.6037 | -3.3231 | -8.3391 |
| | *Prob.* | *0.0019* | *0.0181* | *0.0440* | *0.0791* | *0.0000* |
| | | *** | ** | ** | * | *** |
| Without Constant & Trend | t-Statistic | -4.9466 | -1.2358 | -1.3765 | -1.5983 | -8.5653 |
| | *Prob.* | *0.0000* | *0.1944* | *0.1534* | *0.1025* | *0.0000* |
| | | *** | n0 | n0 | n0 | *** |

Notes: (*)Significant at the 10%; (**)Significant at the 5%; (***) Significant at the 1%. and (no) Not Significa
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

**المصدر**: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات.(***E-views*.10**)

من خلال الجدول رقم 02، يتضح عدم سكون المتغيرات في المستوي، في حين وصلت لمرحلة السكون والاستقرار عند مستوى معنوية 1%و5% و10%، بعد أخذ الفرق الأول لها *in the 1st difference stationary*، نستنتج من ذلك أن السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة الأولى، أي (1) ~*CI*.

**2. تقدير النموذج:** على الرغم من أن طريقة اختبار الحدود قابلة للتطبيق بغض النظر عما إذا كانت المتغيرات الأساسية متكاملة من الدرجة صفر أي $I(0) \sim CI$ أو من الدرجة الأولى أي $I(1) \sim CI$، أو متكاملة بشكل مشترك، فإنه يظل من الضروري التأكد من عدم وجود أي متغير متكامل من الدرجة الثانية $I(2) \sim CI$. وتم التوصل إلى أن المتغيرات متكاملة من الدرجة $I(1) \sim CI$. وهذا ما يسمح بإمكانية تطبيق طريقة اختبارات الحدود الحديثة في البحث عن مدى وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين متغيرات النموذج.

**أ. تحديد فترة الإبطاء المثلي لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيدة *Unrestricted Error Correction Model (UECM)***: لتحديد فترة الإبطاء لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد، يستخدم ثلاثة من معايير اختيار طول الإبطاء، وهذه المعايير هي: $(FPE)$،$(LogL)$، $(LR)$، $(HQC)$ ، $(AIC)$،$(SBC)$، $(HQC)$ بحيث يتم اختيار فترة الإبطاء الذي يعطي أقل قيمة لهذه المعايير، علما أن الانحدار يحتوي على مقدار ثابت فقط. والجدول التالي يوضح ذلك:

**جدول رقم:03 نتائج اختبار فترة الإبطاء المثلى لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيدة** $(UECM)$

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LNCHO LNEX LNGDP LNGOV LNINFL
Exogenous variables: C
Date: 01/24/19 Time: 23:40
Sample: 1980 2016
Included observations: 34

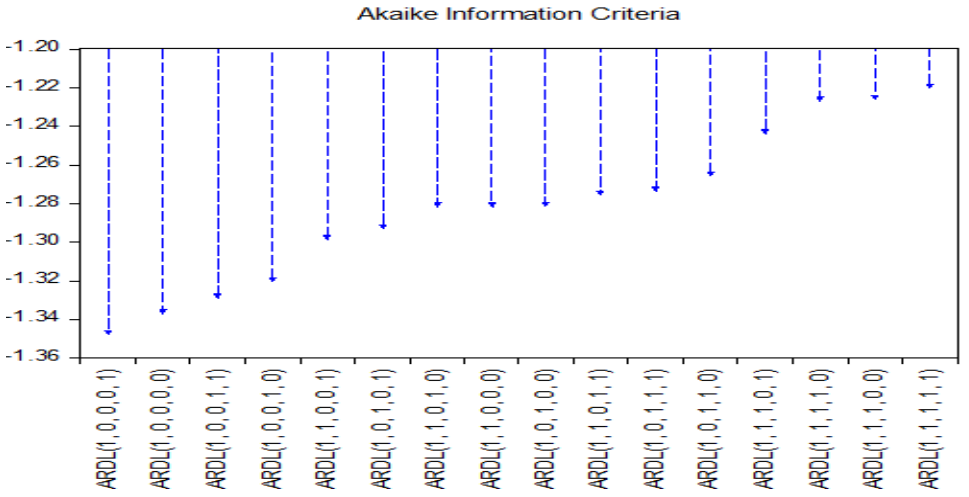
| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | -47.63743 | NA | 1.52e-05 | 3.096319 | 3.320784 | 3.172868 |
| 1 | 171.0262 | 360.1519* | 1.75e-10* | -8.295662 | -6.948873* | -7.836368* |
| 2 | 191.5031 | 27.70394 | 2.53e-10 | -8.029593 | -5.560480 | -7.187554 |
| 3 | 223.6076 | 33.99300 | 2.21e-10 | -8.447504* | -4.856068 | -7.222721 |

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

**المصدر**: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات.(***E-views*.10**)

من خلال الجدول رقم03، نلاحظ أن فترة الإبطاء المثلى لمتغيرات الفرق الأول هي $P=1$ حسب المعايير المشار إليها، وبإجراء هذا الإبطاء، تم إجراء عدة محاولات لتقدير النموذج، وقد كان أفضل نموذج تم الحصول عليه وفقا للمعايير الاقتصادية والإحصائية، والشكل التالي يوضح ذلك:

**شكل رقم(03) : نتائج أفضل نموذج حسب *معيار Akaike information Criteria***




**المصدر**: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات.(***E-views*.10**)

من خلال الشكل رقم(03) يتبين أن فترات الإبطاء المثلى من خلال معيار *Akaike information Criteria* لنموذج $ARDL(p, q_1, q_2, q_3, q_4)$ ،هي: (1,0, 0, 0,1).

**ب. اختبار التكامل المشترك باستخدام منهج *ARDL*:** تتمثل هذه الخطوة في اختبار مدى وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين المتغيرات المستقلة والقيمة المضافة للقطاع الزراعي، والجدول التالي ذلك:

**جدول رقم (04): نتائج اختبار التكامل المشترك لإحصائية *F* لمنهج (*ARDL*)**

| F-Bounds Test | | Null Hypothesis: No levels relationship | | |
|---|---|---|---|---|
| Test Statistic | Value | Signif. | I(0) | I(1) |
| | | Asymptotic: n=1000 | | |
| F-statistic | 10.88064 | 10% | 3.03 | 4.06 |
| k | 4 | 5% | 3.47 | 4.57 |
| | | 2.5% | 3.89 | 5.07 |
| | | 1% | 4.4 | 5.72 |

**المصدر**: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات.(***E-views*.10**)

- تشير $K$ إلى عدد المتغيرات المستقلة في المعادلة.

من خلال الجدول رقم(04)، نلاحظ أن قيمةإحصاءة-$F$ المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة العليا عند مستوى معنوية1%و5%و10%، مما يعني وجود علاقة تكامل مشترك بين الانفاق العام والبطالة.

**ج- تقدير نموذج الأجل الطويل والقصير باستخدام نموذج** *ARDL*: بما أن النتائج أكدت على وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، فإن ذلك يستلزم تقدير العلاقة التوازنية طويلة الأجل. ويتم تقدير نموذج الأجل الطويل والقصير بواسطة نموذج $ARDL(p,q_1,q_2,q_3,q_4)$ ، والجدول التالي يوضح ذلك:

**جدول رقم (05): نتائج تقدير نموذج طويل وقصير الأجل باستخدام نموذج *ARDL***

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(LNCHO)
Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 0, 1)
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend
Date: 01/24/19 Time: 23:42
Sample: 1980 2016
Included observations: 36

Conditional Error Correction Regression

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 187.1022 | 28.74420 | 6.509218 | 0.0000 |
| @TREND | 0.301164 | 0.050568 | 5.955606 | 0.0000 |
| LNCHO(-1)* | -0.786726 | 0.141888 | -5.544702 | 0.0000 |
| LNEX** | 0.306960 | 0.176876 | 1.735453 | 0.0937 |
| LNGDP** | -5.259047 | 0.870995 | -6.037979 | 0.0000 |
| LNGOV** | -1.395462 | 0.361444 | -3.860799 | 0.0006 |
| LNINFL(-1) | 0.030571 | 0.035498 | 0.861183 | 0.3965 |
| D(LNINFL) | -0.014178 | 0.028950 | -0.489733 | 0.6281 |

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.
** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z).

Levels Equation
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| LNEX | 0.390174 | 0.190367 | 2.049587 | 0.0499 |
| LNGDP | -6.684727 | 1.068625 | -6.255446 | 0.0000 |
| LNGOV | -1.773759 | 0.376298 | -4.713706 | 0.0001 |
| LNINFL | 0.038858 | 0.045269 | 0.858372 | 0.3980 |

EC = LNCHO - (0.3902*LNEX -6.6847*LNGDP -1.7738*LNGOV + 0.0389 *LNINFL )

**المصدر**: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات.(***E-views*.10**)

* **تقييم نموذج الأجل الطويل**: من خلال الجدول رقم (05)، يلاحظ ما يلي:

- إشارة معامل سعر الصرف موجبة، وتدل على وجود علاقة طردية بين سعر الصرف والبطالة، وهي ذات دلالة إحصائية) عند مستوى5%) وذلك لأن ($P < 0.05$)، حيث

بلغت قيمة هذا المعامل 0.39، وتشير هذه القيمة إلى أن ارتفاع سعر الصرف بـ 1% سيؤدي إلى ارتفاع البطالة بـ 0.39%، وهذا لا يتفق مع النظرية الاقتصادية.

- إشارة معامل الناتج المحلي الإجمالي سالبة، وتدل على وجود علاقة عكسية بين الناتج المحلي الإجمالي والبطالة، وهي ذات دلالة إحصائية) عند مستوى 1%) وذلك لأن ( $P < 0.01$)، حيث بلغت قيمة هذا المعامل 6.68-، وتشير هذه القيمة إلى أن زيادة الناتج المحلي الإجمالي ب1% سيؤدي إلى انخفاض البطالة ب6.68%، وهذا يتفق مع النظرية الاقتصادية، وتفسير ذلك هو أن نسبة التوظيف في الاقتصاد الجزائري تبقى خاضعة بالدرجة الأولى إلى نسب النمو المحققة والتي تخضع إلى ارتفاع أسعار النفط في الأسواق العالمية. ولقد أدت عودة ارتفاع أسعار المحروقات في السنوات الأخيرة إلى تحسن ملحوظ لبعض المؤشرات الاقتصادية الكلية، ولعل أبرزها ارتفاع نسب النمو الاقتصادي وانخفاض معدلات البطالة في الجزائر.
- إشارة معامل الإنفاق العام سالبة، وتدل على وجود علاقة عكسية بين الإنفاق العام والبطالة، وهي ذات دلالة إحصائية) عند مستوى1%) وذلك لأن ($P< 0.01$)، حيث بلغت قيمة هذا المعامل1.77- وتشير هذه القيمة إلى أن زيادة الإنفاق العام ب1% سيؤدي إلى انخفاض البطالة ب 1.77%، وهذا يتفق مع النظرية الاقتصادية، وتفسير ذلك هو أن هذه السياسة الإنعاشية التوسعية انعكست بالإيجاب على قطاع الشغل وسوق العمل الوطني، حيث استطاعت أن تحقق أهدافًا مقبولة نسبيًا في استحداث وظائف عمل جديدة خاصة في صفوف الأفراد الجامعيين.
- إشارة معامل التضخم، وتدل على وجود علاقة طردية بين التضخم والبطالة، وهي غير معنوية، وهذا لا يتفق مع النظرية الاقتصادية بصفة عامة وجوهر النظرية الكنزية بصفة خاصة.

***تقييم الجودة الإحصائية والقياسية للنموذج المقدر قصير الأجل (نموذج تصحيح الخطأ)**

إن نموذج تصحيح الخطأ يعمل على تحديد الدالة في المدى القصير ويضع في الاعتبار إلى حالة التوازن في المدى الطويل. بعبارة أخرى يعمل النموذج على افتراض حالة توازن للدالة في المدى الطويل

(يحددها شكل المتغيرات)، وأن الدالة في المدى القصير غير متوازنة، فيعمل على تكييفها ويقيس سرعة العودة إلى التوازن.

ويستخلص من نتائج التقدير لقيم المعلمات المقدرة ما يلي:

- إشارة معامل إحصائية $ECM_{t-1}$ سالبة، وهي ذات دلالة إحصائية) عند مستوى1%) وذلك لأن ($P$=0.000 < 0.01). ويؤكد هذا على وجود تكامل مشترك بين المتغيرات محل الدراسة، حيث بلغت القيمة المقدرة لمعامل حد تصحيح الخطأ في العام السابق 0.786-. ويعني هذا إن حوالي 78.6% من انحراف قيمة البطالة في السنة السابقة عن قيمه التوازنية في الأجل الطويل يتم تصحيحه في السنة الحالية، ومن ثم يتطلب ذلك حوالي (1/0.786=1.27) أي ما يقارب1.27 سنة من أجل الوصول إلى قيمه التوازنية في الأجل الطويل.

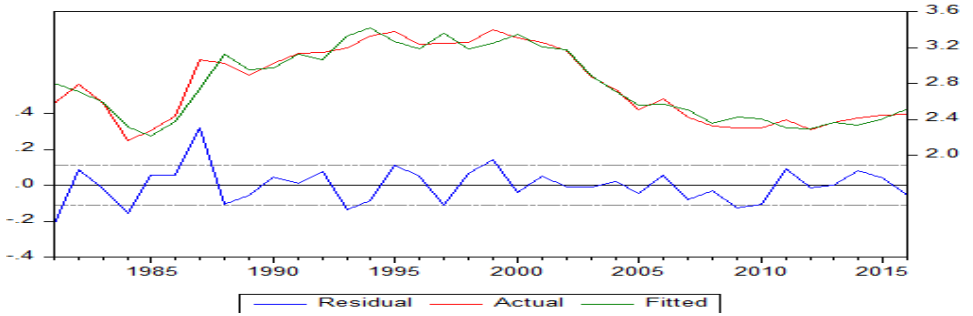
إن ما يعزز الثقة في هذه النتائج هو أن:

- **معامل التحديد المصحح**: بلغت قيمته $Adj.R^2$=0.921، حيث تعكس هذه النسبة القدرة التفسيرية للنموذج، وتبين أثر المتغيرات المستقلة ومساهمتها في تحديد وتفسير التغيرات الحاصلة في البطالة، أي أن هذا النموذج يمتلك القدرة على تفسير92.1% يعود سببها إلى المتغيرات المستقلة، والباقي 7.9% يعود إلى عوامل أخرى أو إلى متغيرات أخرى لم تدرج في النموذج وترجع إلى المتغير العشوائي($u_i$).

## 3. تشخيص النموذج

**أ. مقارنة القيم الحقيقية بالقيم المقدرة:** مقارنة القيم الحقيقية بالقيم المقدرة باستخدام النموذج من خلال الشكل البياني التالي:

**شكل رقم (04): القيم الحقيقية والمقدرة وبواقي نموذج تصحيح الخطأ**

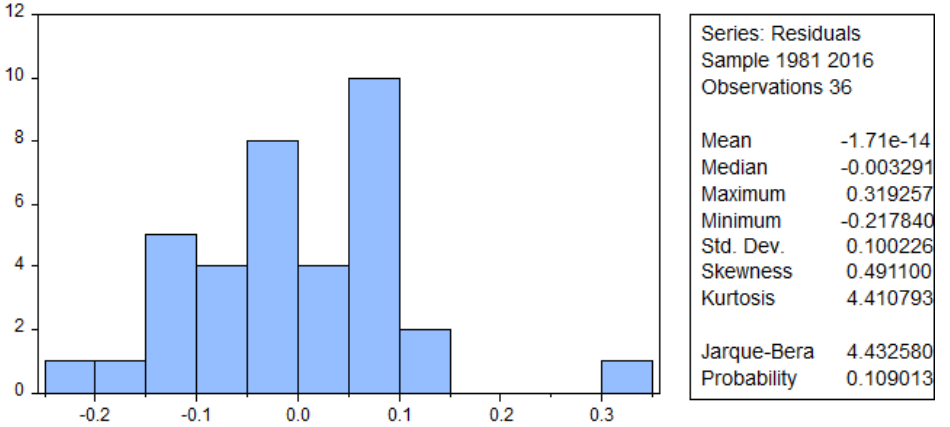



**المصدر**: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات.(***E-views*.10**)

من خلال الشكل رقم (04) يلاحظ تقارب القيم المقدرة من القيم الحقيقية مما يشير لجودة النموذج المقدر، لذا يمكن الاعتماد عليه في تفسير وتحليل النتائج.

**ب. اختبار شرط التوزيع الطبيعي لبواقي نموذج تصحيح الخطأ المقيد:** للتحقق من شرط إتباع بواقي النموذج المقدر للتوزيع الطبيعي تم استخدام اختبار(*Jarque Bera test*) فكانت النتيجة تشير أن قيمة الاختبار تساوي(J-B =4.43) ، باحتمال أكبر من 5% (*P-Value*= 0.109>0.05)، وهي نتيجة غير معنوية وقيمة الاختبار أقل من $X^2_{0.95}=5.99$، ويتضح من ذلك قبول الفرض البديل الذي ينص على أن بواقي النموذج المقدر تتبع التوزيع الطبيعي، والشكل التالي يوضح ذلك:

**شكل رقم (05): نتائج اختبار شرط التوزيع الطبيعي لبواقي نموذج تصحيح الخطأ**




**المصدر**: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات.(***E-views*.10**)

**ج. اختبار شرط استقلال حدود الخطأ لنموذج تصحيح الخطأ المقيد:** من أجل دراسة فرضية عدم ارتباط الأخطاء، لذلك نلجأ إلى اختبار: *Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test* للارتباط الذاتي، حيث بلغت قيمة الاختبار (*N*R-squared*=0.958) باحتمال أكبر من 5%(*P-value*=0.3276>0.05)، وهذا يشير إلى قبول الفرضية الصفرية التي تفترض عدم وجود ارتباط ذاتي لبواقي النموذج المقدر، والجدول التالي يوضح ذلك:

**جدول رقم (06): نتائج اختبار شرط استقلال حدود الخطأ لنموذج تصحيح الخطأ**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.738543 | Prob. F(1,27) | 0.3977 |
| Obs*R-squared | 0.958505 | Prob. Chi-Square(1) | 0.3276 |

**المصدر**: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات(***E-views*.10**) .

**د-تجانس(ثبات) تباين البواقي (الأخطاء) لنموذج تصحيح الخطأ المقيد:** هناك عدة اختبارات للكشف على أن تباين البواقي متجانس أم لا، ومن بينها اختبار( *ARCH***Erreur ! Signet** *LM*Erreur ! Signet **non défini**.)، يعتمد هذا الاختبار على مضاعف لاغرانج non défini.، وللتحقق من شرط تجانس حدود الخطأ، فكانت النتائج تشير إلى أن قيمة الاختبار بلغت ($N*R-squared$=0.288) باحتمال أكبر من 5%($P-value$=0.865>0.05)، وهذا يدعم قبول الفرضية الصفرية التي تنص على تجانس تباين حدود الخطأ، والجدول التالي يوضح ذلك:

**جدول رقم (07): نتائج شرط ثبات تباين حدود الخطأ لنموذج تصحيح الخطأ**

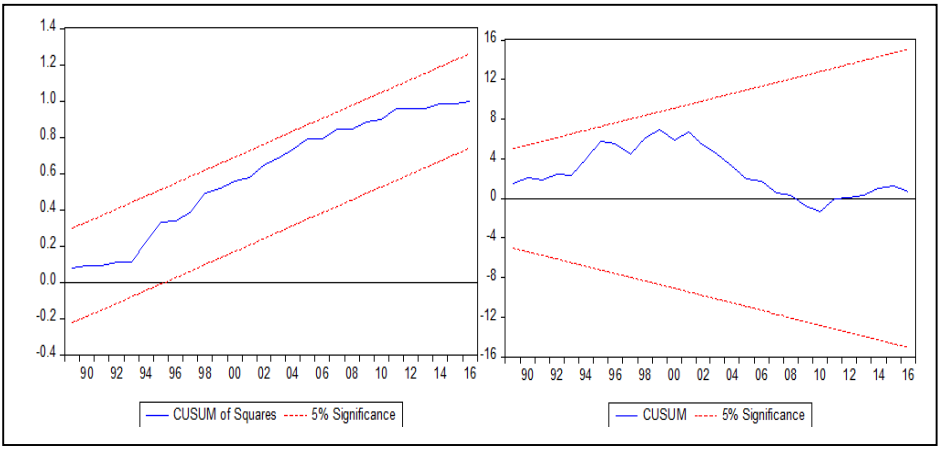
Heteroskedasticity Test: ARCH

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.132455 | Prob. F(2,31) | 0.8764 |
| Obs*R-squared | 0.288085 | Prob. Chi-Square(2) | 0.8659 |

**المصدر**: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات(**E-views.10**) .

**هـ-اختبار الاستقرار الهيكلي لنموذج (*ARDL-ECM*): لاختبار** مدى ثبات النموذج تم استخدام اختبارين هما: اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة *Cumulative Sum of Recursive Residual (CUSUM TEST)* Sum واختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة *Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals (CUSUM OF SQUARES TEST)*، واتضح أن النموذج يتصف بالثبات في معظم فترات الدراسة كما يوضح الشكل التالي:

**شكل رقم (06): اختبار ثبات أو استقرار نموذج (*ARDL-ECM*)**




**المصدر**: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات(***E-views.10***) .

**الخاتمة**

من خلال هذه الدراسة تم تسليط الضوء على تحليل وقياس العلاقة بين الانفاق العام والبطالة في الجزائر خلال الفترة (1980-2016)، وتماشيا مع طبيعة الموضوع تم بناء نموذج قياسي اقتصادي لتبيان الأثر، وخلصت الدراسة إلى مجموعة من النتائج نوجزها فيما يلي:

- توصلت نتائج الدراسة من خلال اختبار الحدود للتكامل المشترك (*Test Bound Approach*) من خلال *F-statistic*، إلى وجود تكامل مشترك بين الإنفاق العام والبطالة، لذلك فإن النموذج المستخدم هو نموذج (*ARDL*) والذي يمكن من خلاله قياس العلاقة قصيرة الأجل وطويلة الأجل بين الإنفاق العام والبطالة.
- وجود علاقة طردية بين سعر الصرف والبطالة، وهي ذات دلالة إحصائية) عند مستوى 5%)، وهذا يشير إلى أن ارتفاع سعر الصرف سيؤدي إلى ارتفاع البطالة، وهذا لا يتفق مع النظرية الاقتصادية.
- وجود علاقة عكسية بين الناتج المحلي الإجمالي والبطالة، وهي ذات دلالة إحصائية) عند مستوى(1%، وهذا يشير إلى أن زيادة الناتج المحلي الإجمالي سيؤدي إلى انخفاض البطالة، وهذا يتفق مع النظرية الاقتصادية.

- وجود علاقة عكسية بين الإنفاق العام والبطالة، وهي ذات دلالة إحصائية) عند مستوى1%)، وهذا يشير إلى أن زيادة الإنفاق العام سيؤدي إلى انخفاض البطالة، وهذا يتفق مع النظرية الاقتصادية.
- وجود علاقة طردية بين التضخم والبطالة، وهي غير معنوية، وهذا لا يتفق مع النظرية الاقتصادية.

## الملاحق

### ملحق رقم (01): نتائج التقدير وفق طريقة ARDL

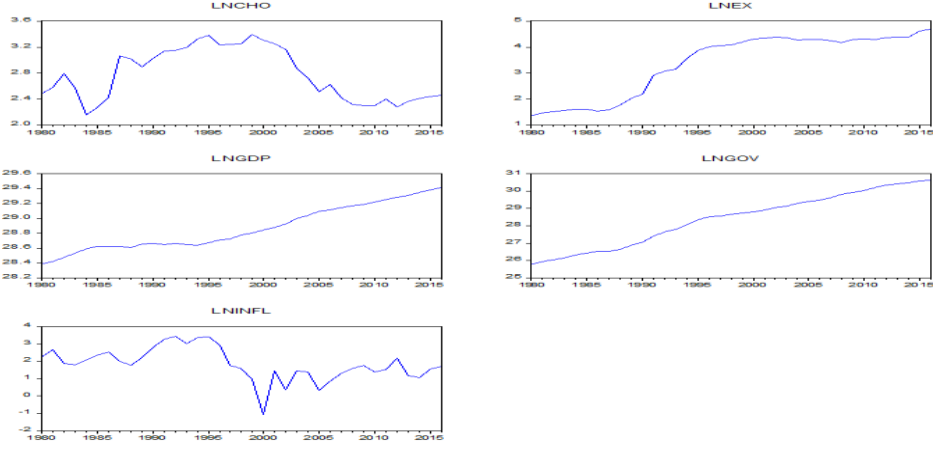
Dependent Variable: LNCHO
Method: ARDL
Date: 01/25/19 Time: 00:05
Sample (adjusted): 1981 2016
Included observations: 36 after adjustments
Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (1 lag, automatic): LNEX LNGDP LNGOV LNINFL

Fixed regressors: C @TREND
Number of models evalulated: 16
Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 0, 1)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|---|
| LNCHO(-1) | 0.213274 | 0.141888 | 1.503118 | 0.1440 |
| LNEX | 0.306960 | 0.176876 | 1.735453 | 0.0937 |
| LNGDP | -5.259047 | 0.870995 | -6.037979 | 0.0000 |
| LNGOV | -1.395462 | 0.361444 | -3.860799 | 0.0006 |
| LNINFL | -0.014178 | 0.028950 | -0.489733 | 0.6281 |
| LNINFL(-1) | 0.044748 | 0.032307 | 1.385101 | 0.1770 |
| C | 187.1022 | 28.74420 | 6.509218 | 0.0000 |
| @TREND | 0.301164 | 0.050568 | 5.955606 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.937592 | Mean dependent var | 2.786062 |
| Adjusted R-squared | 0.921990 | S.D. dependent var | 0.401203 |
| S.E. of regression | 0.112057 | Akaike info criterion | -1.346495 |
| Sum squared resid | 0.351587 | Schwarz criterion | -0.994602 |
| Log likelihood | 32.23691 | Hannan-Quinn criter. | -1.223675 |
| F-statistic | 60.09475 | Durbin-Watson stat | 2.127100 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

### ملحق رقم (02): متغيرات الدراسة خلال الفترة (1980–2016)



## قائمة المراجع

[1]– بلقاسم العباس، "تحليل البطالة"، **مجلة جسر التنمية**، العدد 58، المعهد العربي للتخطيط (ديسمبر 2006)، ص 02.

[2]**-** المرجع نفسه.

[3]*-Jérôme GAUTIE, **Le Chômage** (Paris : la Découverte, 2011), p. 6.*

[4]– كل الأفراد الذين عملوا على الأقل ساعة واحدة خلال الأسبوع الذي سبق التحقيق لا يعتبرون من العاطلين.

[5]– يعرف سوق العمل على أنه المؤسسة التنظيمية الاقتصادية التي يتفاعل فيها عرض العمل والطلب عليه، بمعنى أنه يتم فيها بيع خدمات العمل وشراؤها وبالتالي تسعير خدمات العمل. ويمتاز سوق العمل بعدد من الخصائص وهي أن خدمات العمل تؤجر ولا تباع ولا يمكن فصلها عن العامل.

[6]- حسن الحاج، "مؤشرات سوق العمل"، **مجلة جسر التنمية**، العدد 16، المعهد العربي للتخطيط (أفريل2003)، ص. 5.

[7]- البشير عبد الكريم، "دلالات معدّل البطالة والعمالة ومصداقيتها في تفسير فعّالية سوق العمل"، **مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا**، العدد 6، جامعة الشلف، الجزائر (2009)، ص. 177.

[8]- المرجع نفسه، ص. 5.

[9]– بلقاسم العباس، مرجع سابق، ص. 04.

[10]– عبد الرحيم شيبي وحميد شكوري، "سوق العمل بالجزائر وأثر السياسات الاقتصادية التجميعية على معدّلات البطالة"، **مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية**، العدد 2، المعهد العربي للتخطيط (يوليو 2008)، ص. 40.

[11]– عبد الرحيم شيبي ومحمد شكوري، "البطالة في الجزائر: مقاربة تحليلية وقياسية"، المؤتمر الدولي حول: أزمة البطالة في الدول العربية، القاهرة (18-17 مارس 2008)، ص.17.

[12]- Kangni KPODAR, "Why Has Unemployment in Algeria Been Higher than in MENA and Transition Countries", IMF Working Paper, 07/210 (2010).

[13]- Isabelle CADORET, et al, Econométrie Appliquée (Bruxelles : Edition De Boeck, 2004), p. 319.

[14]- R. BORBONAIS, M. TERRAZA, L'Analyse des Séries Temporelles en Economies, 1ère Edition (Paris : PUF, 2004), p.p. 150-152.