مجلة العلوم الإدارية والاقتصادية • المجلد (14) العدد (1) سبتمبر – ديسمبر 2020 • 1-34
© 2020 جامعة القصيم. جميع الحقوق محفوظة.

أثر النمو الاقتصادي على البطالة في الجزائر وفق نموذجي "Okun" و "Gordon" باستخدام نموذج ARDL

د. محمد بن مريم
كلية العلوم الاقتصادية، التجارية و علوم التسيير ▪ جامعة الشلف ▪ الجزائر
m.benmeriem@univ-chlef.dz
د. محمد ترقو
كلية العلوم الاقتصادية، التجارية و علوم التسيير ▪ جامعة الشلف ▪ الجزائر
m.tergou@univ-chlef.dz

ملخص

نهدف من خلال هذه الورقة البحثية الى قياس أثر النمو الاقتصادي على البطالة في الأجلين القصير والطويل في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة 1970-2017 ، ولتحقيق هذا الهدف تم تطبيق علاقة 'أوكن' ، ثم بعدها تم تقدير علاقة 'أوكن' المطورة من طرف 'غوردن' معتمدين في ذلك على منهجية نماذج ARDL في التقدير و ذلك بهدف تقدير مرونات الأجلين القصير و الطويل ؛ وتتلخص أهم نتائج هذه الدراسة في الآتي: – إن آثار التغير في نمو الناتج على البطالة لا يكون فوريا، بمعنى أن معدل نمو الـGDP في الفترة t لا يؤثر على معدل نمو البطالة في نفس الفترة في النموذجين، الا انه يكون عالي التأثير في الفترات المتأخرة زمنيا.– وجود أثر سالب ومعنوي لمعدلات نمو الـGDP على البطالة في النموذجين، في الأجلين الطويل و القصير، حيث وجدنا أن مرونة البطالة بالنسبة لنمو الناتج تقدر بـ 0.73-% في النموذج الأول، و 0.44- نقطة في النموذج الثاني. اخيرا و من خلال هاته الدراسة، تبين لنا بعض مناطق الضعف في الاقتصاد الوطني، لذلك نعرض بعض التوصيات اهمها: ضرورة توفير قاعدة بيانات متكاملة عن البطالة تراعي التعريفات و القياسات الدولية ؛ تطبيق سياسات جدية تحقق نمو اقتصادي مستدام ؛ الاهتمام بقطاعات الخدمات الانتاجية و الاجتماعية الاكثر امتصاص للعمالة؛ ضرورة اعتماد مبدأ التخطيط المستقبلي للعمالة.

كلمات مفتاحية: البطالة الطبيعية، الناتج المحتمل، الناتج و البطالة الظرفية، نموذج أوكن، نموذج غوردن، نموذج ARDL.

The Economic Growth effects on unemployment in Algeria according to "Okun" and "Gordon" models using the ARDL model

Dr. Benmeriem Mohammed

Faculty of Economic Sciences, Commercial and management sciences ▪ University of Chlef ▪ Algeria

benmeriem@univ-chlef.dz

Dr. Tergou Mohamed

Faculty of Economic Sciences, Commercial and management sciences ▪ University of Chlef ▪ Algeria

m.tergou@univ-chlef.dz

Abstract

Through this paper, we aim to measure the impact of economic growth on unemployment, in the short and long term in the Algerian economy during the period 1970-2017. To achieve this objective, the Okun relationship was applied, and then the Okun relationship developed by Gordon was estimated, relying on ARDL model methodology in the estimation with the aim of estimating short- and long-term elasticities; The most important results of this study were: - The effects of the change in output growth on unemployment are not immediate, in the sense that the GDP growth rate in period (t) does not affect the rate of unemployment growth in the same period in the two models, but it's highly influential in late-time periods. - There is a negative and significant effect of GDP growth rates on unemployment in both models and in the long and short term, Where we found that the elasticity of unemployment relative to output growth is estimated at -0.73% in the first model, and -0.44 points in the second model. Finally, through this study, we found some areas of weakness in the national economy, so we offer some recommendations, the most important of which are: The need to provide an integrated database on unemployment that takes into account international definitions and measurements; Implement serious policies that achieve a sustainable economic growth; Attention to the productive and social services sectors that are most absorbing labor; The necessity of adopting the principle of future planning for employment.

Keywords: Natural Unemployment, potential GDP, GDP and Unemployment Conjunctural, Okun model, Gordon model; ARDL model.

أولاً. مقدمة

تشير النظرية الاقتصادية غالبا الى وجود علاقة ترابطية بين معدلات النمو الاقتصادي و تغير معدلات البطالة السائدة في الاقتصاد وقد اكدت الدراسات والبحوث صحة هذه الطروحات النظرية . فالدراسات القياسية تبين وجود علاقة سببية حسب مفهوم "Granger"، إلا أن التحليل النظري لا يؤكد دائما هذه العلاقة، نظرا لتركيزه على البطالة كظاهرة اقتصادية ناتجة عن خلل في السياسات الاقتصادية.كما أن هذا التحليل النظري أو المقاربات النظرية قد تفقد أهميتها إذا لم تأخذ بعين الاعتبار العلاقات السببية المثبتة في الواقع. وكذلك السياسات الاقتصادية التي لا تهدف في غالب الأحيان إلى تخفيض معدلات البطالة و إنما لزيادة معدلات النمو الاقتصادي.

إشكالية البحث: من خلال ما سبق تتبلور لدينا مشكلة الدراسة والتي تظهر من خلال التساؤل التالي:

ما مدى الترابط الفعلي الحقيقي بين نسب النمو الاقتصادي و انخفاض نسب البطالة، أي هل توجد بالفعل علاقة بين النمو والبطالة حسب مفهوم قانون "Okun" 'أوكن' بالنسبة للوضع الجزائري؟ "

أهميــة البحث

تتمثل أهمية هذا البحث في محاولة التحكم في ظاهرة البطالة في الاقتصاد الجزائري من خلال فهم كيفية التأثير عليها، وذلك بمعرفة أثر المتغيرات الاقتصادية الكلية كالنمو، معدل الأجور و نسبة التضخم على البطالة. و بما أن العوامل السابقة تتداخل فيما بينها و ترتبط كلها بالتغيرات الحاصلة في البنية الاقتصادية، فإن تحليل التغير ينطلق أساسا من ربط البطالة بالتغير الحاصل في قدرات الاقتصاد على التغير، أي مع النمو الاقتصادي باعتباره أهم مقياس للتغيير الاقتصادي الكمي. و عليه فالأهمية الأساسية تتمثل في اكتشاف مرونة البطالة بالنسبة للناتج الحقيقي لاختبار أثر النمو الاقتصادي على البطالة كذلك اهمية استخدام مجموعة من التقنيات الإحصائية للحصول على و التمييز بين البطالة الهيكلية أو الطبيعية (اتجاهها العام) و البطالة الظرفية (دورتها) من جهة، و حساب الناتج المحتمل أو الطبيعي (اتجاهه العام) و مستواه الظرفي من جهة أخرى.

أهداف البحث

الهدف الرئيس لهذا البحث يتمثل في قياس أثر النمو الاقتصادي على البطالة في الأجلين القصير والطويل في الاقتصاد الجزائري خلال فترة الدراسة، كما نرمي من خلال هذه الدراسة إلى تحقيق جملة من الأهداف أهمها:

– إبراز الأساس النظري و التحليلي لظاهرة البطالة و النمو الاقتصادي و إسقاط ذلك على واقع الجزائر.

– معرفة اتجاه السببية بين ظاهرتي البطالة و النمو الاقتصادي في الجزائر.

– محاولة تطبيق علاقة 'أوكن' المعيارية و المطورة من طرف 'غوردن' و التي تبرز العلاقة بين البطالة و النمو الاقتصادي على الجزائر.

– استخلاص بعض الاستنتاجات وتقديم بعض الاقتراحات التي نراها مناسبة لمعالجة هذه الظاهرة.

الدراسات السابقة

– دراسة **بوالكور (2018)** ، حول محددات البطالة في الجزائر خلال الفترة 1970–2016 في اطار نموذج ARDL وقد توصلت الدراسة الى ان محددات البطالة في الاجل القصير هي: اسعار البترول، معدل التضخم، الانفاق الحكومي، اما محددات البطالة في الاجل الطويل: GDP، المعروض النقدي.

– دراسة **طالب و لبيق (2018)** ، بعنوان الاثر الديناميكي للنمو الاقتصادي على البطالة لحالة الجزائر، حيث توصلت الدراسة الى ان كل من معد النمو الاقتصادي و تراكم راس المال تؤثر بشكل ضعيف على معدل البطالة في الاجل الطويل في حين ان معدل البطالة في الاجل الطويل لا يستجيب الى كل من الانفاق الحكومي، الصادرات و الواردات بالاضافة الى عدم تحقق علاقة فيلبس.

– دراسة **مناقر، و آخرون (2016)**، بعنوان محددات البطالة في الجزائر خلال الفترة 1980–2014 باستخدام نموذج ARDL حيث توصلت الدراسة الى ان معدل البطالة يستجيب بشكل معنوي الى النمو السكاني، الاستثمار المباشر، و معدل التضخم في الاجل القصير، كمان بغلت سرعة التعديل في الاجل القصير من الوصول الى التوازن طويل الاجل 37%.

– دراسة **عيسى (2016)**، حول اثر النمو الاقتصادي على البطالة في الجزائر خلال الفترة 1970–2014 و توصلت الدراسة الى ان هناك اثر موجب ضعيف للنمو الاقتصادي على البطالة في الاجل الطويل و هو دليل على عدم نجاعة المخططات و الاجراءات الاقتصادية التي تضمنتها السياسة الاقتصادية في الجزائر خلال فترة الدراسة حيث تعتبر نسب انخفاض البطالة ضئيلة مقارنة بالإجراءات المتخذة.

– دراسة **Oniore, et al (2015)**، حول محددات البطالة في نيجيريا باستخدام نموذج ARDL ، حيث توصلت الدراسة الى ان كل من معدل نمو GDP، معدل التضخم، درجة الانفتاح، و الاستثمار المحلي تؤثر معنويا على معدل البطالة، كمان سرعة تعديل تقلبات الاجل القصير للوصول الى توازن طويل الاجل كانت كبيرة و سريعة جدا، وقد اوصت اوصت الدراسة بتنفيذ سياسات تركز على زيادة GDP، كما ينبغي تشجيع استثمارات القطاع الخاص اضافة الى تقليل الحكومة من القيود التجارية.

– دراسة **Shujaat abbes (2014)**، حول اثر النمو الاقتصادي على البطالة في الاجلين القصير و الطويل في باكستان خلال الفترة 1990–2006 مستخدما منهج التكامل المشترك للحدود ARDL توصلت الدراسة الى وجود علاقة عكسية بين معدلات النمو الاقتصادي و البطالة في الاجل الطويل مع غياب هذه العلاقة في الاجل القصير، حيث اذا ارتفعت معدلات النمو الاقتصادي في الاجل الطويل ب 1% ستنخفض معدلات البطالة ب 1.66% مع سرعة تعديل قدرت بـ 0.83.

– دراسة **الجنابي و مهدي (2014)**، بعنوان البطالة و النمو في الاقتصاد العراقي دراسة قياسية للفترة 1990–2010 و خلصت الدراسة الى وجود علاقة عكسية بين النمو الاقتصادي و البطالة كما بينت الدراسة وجود علاقة سببية في

اتجاه واحد من النمو الاقتصادي الى البطالة، حيث ان ارتفاع معدل النمو بمقدار 100% يؤدي الى خفض معدل البطالة بمقدار 3.1- بعد سنة.

- دراسة **Marinkov و Geldenhuys (2007)** ، حول تقدير علاقة 'أوكن' في جنوب افريقيا حيث قامت الدراسة بتقدير معامل اوكن بالنسبة للاقتصاد جنوب افريقيا و لك باستخدام بيانات الفترة الممتدة من 1970-2005 حيث استخدمت الدراسة نموذج غوردن الديناميكي ، توصلت الدراسة الى ان هناك عدم تماثل في قانون اوكن حيث تشير الدراسة الى ان علاقة اوكن تكون محققة فقط في فترات الركود حيث يرتبط زيادة فجوة الناتج ب 1% بانخفاض فجوة البطالة ب 0.54%.

من اجل التوصل الى الاهداف السابقة الذكر تطلب بنا الأمر المرور بالعناصر التالية، يختص العنصر الاول بتحليل واقع النمو الاقتصادي و البطالة في الجزائر، بينما يحوي العنصر الثاني الإطار النظري لعلاقة البطالة بالنمو الاقتصادي، في حين يختص العنصر الثالث بعرض منهجية الدراسة وتحليل النتائج التجريبية .اما الجزء الاخير نهتم بعرض أهم الاستنتاجات لأغراض السياسات الاقتصادية و تقديم بعض الملاحظات الختامية.

ثانيا. واقع النمو الاقتصادي و البطالة في الجزائر خلال فترة الدراسة:

الدارس للوضع الاقتصادي في الجزائر خلال فترة الدراسة التي تمتد من1970 إلى 2017 يلاحظ أنها تنقسم إلى الفترات الفرعية التالية:

1. الفترة الفرعية الاولى: 1970-1989

عرف الاقتصاد الجزائري خلال هذه الفترة مجموعة من التغيرات السياسية و الاقتصادية التي اهتمت خصوصا بإصلاح القطاعين الصناعي و الزراعي من خلال تبني برامج اقتصادية ثلاثية و رباعية من اجل دفع عجلة النمو الاقتصادي و التحكم في معدلات البطالة، اهمها المخطط الرباعي الاول الذي امتد من 1980 الى 1984 الذي كان يهدف الى العمل على اعادة هيكلة المؤسسات الاقتصادية العمومية من خلال الابتعاد عن سياسة مركزية الادارة، لكن بمان الاقتصاد الجزائري اقتصاد ريعي بامتياز و احادي التصدير حيث كان يهيمن فيه النفط ما يقارب 90 % من اجمالي الصادرات جعل منها تابعة بشكل تام لحركة الاسواق العالمية و تقلباتها ففي سنة 1986 تعرض الاقتصاد الجزائري الى صدمة بترولية من جراء انخفاض اسعار النفط الى تقريبا النصف حيث بلغ سعر البرميل منه 14 دولار سنة 1986 مقابل 27 دولار سنة 1985 مما تسبب في انخفاض 50% من ايرادات الميزانية التي بلغ العجز فيها 13.7% من اجمالي الناتج سنة 1988 و بالتالي تراجعت الحركة التنموية المتخذة، لذلك سعت بعد ذلك الدولة الى احداث اصلاحات هيكلية خلال الفترة بعد الازمة النفطية عام 1986 التي اظهرت الهشاشة الكبيرة التي تميز بها الاقتصاد الجزائري و ارتباطه الكبير بقطاع المحروقات و رغم المجهودات المبذولة من طرف الدولة بهدف التخفيف من معدلات البطالة المرتفعة خلال تلك الفترة الا ان مستويات البطالة كانت مرتفعة حيث تراوحت بين و 14.29% سنة 1983 و 23.59% سنة 1973. تعتبر هذه المعدلات مرتفعة مقارنة بحجم المجهودات المبذولة من قبل الدولة خلال تلك الفترة، و يعود سبب ذلك الارتفاع الى تراجع كبير في حجم الاستثمارات، و انخفاض اسعار النفط التي ادت الى بروز

اختلالات كبيرة في سوق الشغل حيث تقلصت فرص العمل المتاحة بدرجة كبيرة في نفس الوقت الذي سجل فيه تزايد اكبر لطالبي العمل (بوالكور، 2018).

2. الفترة الفرعية الثانية: فترة الإصلاح الاقتصادي (1990– 2000)

يرى "قدي عبد المجيد" أن عملية الإصلاح الاقتصادي تمثل تلك التغييرات الجذرية في منهج الدولة السياسي والاقتصادي و الاجتماعي بحيث تشتمل هذه السياسة على ديمقراطية سياسية و حرية اقتصادية تؤدي إلى تغير سلوك الأفراد و وحدات الإنتاج و الخدمات ويكمن الهدف الرئيسي من الإصلاحات التي شرع البلد في تطبيقها فعلياً ابتداءا من سنة 1988 في إدخال ميكانزمات اقتصاد السوق في تسيير الاقتصاد الوطني (قدي، 2002 : 5). لكن على الرغم من التقدم الملموس الذي حققته الجزائر في اتجاه تحقيق الاستقرار المالي والنقدي، فان النمو الاقتصادي المسجل كان أقل من الإمكانات المتاحة، حيث سجل متوسط معدل نمو الناتج الداخلي الحقيقي في بداية سنوات الإصلاح الاقتصادي نسبة –0,6 %، و استمر على هذا الحال إلى غاية سنة 1995حيث ارتفعت هذه النسبة إلى 3,2 % خلال الفترة (1995–2000) ، بينما وفي المتوسط سجل مؤشر النمو السنوي للناتج الداخلي الخام خارج المحروقات نسبة 2,1%لنفس الفترة، وذلك بفضل قطاع الفلاحة، إلا أن باقي القطاعات الاقتصادية المتمثلة في القطاع الصناعي، البناء والأشغال العمومية، والخدمات عرفت نموا ضعيفا في قيّمها المضافة، لاسيما قطاع الصناعات المصنعة الذي شكل هيكل الإنتاج العصري. وقد أدى النمو الاقتصادي المحدود إلى تزايد معدلات البطالة، مع تدهور القدرة الشرائية للسكان بشكل ملفت للانتباه الذي نتج عنه انتشار واسع للفقر خلال التسعينات (حشمان و مسلم ، 2004).

1.2. أثر برنامج الإصلاح الاقتصادي على البطالة

إذا كان برنامج الإصلاح الاقتصادي قد وافق في إعادة التوازن الاقتصادي الكلي و الموازنة العامة ، إلا انه أدى إلى تفاقم البطالة التي انتقلت من 21% سنة 1989 إلى 29.5 % سنة 2000 حيث حوالي 52% كان مصدرها من القطاع العمومي و 48 % من القطاع الخاص ، وقد قدرت البطالة في هذه المرحلة بحوالي 4.2 مليون شخص مسّت 80 % من فئة الشباب الذين لا يتجاوز سنهم 30 سنة، و 75 % منهم يتقدمون لأول مرة بطلبات العمل ومست كذلك حوالي 80000 من خريجي الجامعات سنة 1998 وهذا من بين أكثر من 100000 خريج جامعة، كما أن إعادة الهيكلة زاد من تفاقم البطالة بحيث أن أكثر من 460000 أجير فقدوا مناصب عملهم أو وجهوا إلى البطالة التقنية (وهي حالة تتميز بعدم إمكانية متابعة نشاط ما لأسباب تقنية مثل: عطب، دمار...الخ) ما بين 1990–1998 (Saib and Hamouda , 1999 : 169) . إن غياب الإنعاش الاقتصادي و غياب برنامج لدعم الشغل آنذاك أدى إلى الطلب المتزايد على العمل من طرف السكان الذي وصل إلى 300000 طلب سنويا، كما أن غياب سياسة واضحة للتشغيل أدى إلى تزايد العمل الموازي غير الرسمي و خاصة في مجال النشاط التجاري، ومما ساعد على هذه الوضعية ارتفاع التسرب المدرسي الذي وصل إلى 600000 تلميذ يغادرون المدرسة سنويا، كما أن البطالة لم ترحم حتى المرأة حيث نجد أنها أخذت حصتها من البطالة، حيث ارتفعت نسبة النساء العاطلات من 125000 امرأة عاطلة سنة 1992 إلى 487000 امرأة عاطلة سنة 1996 مع العلم أن النساء يمثلن خمس البطالين و أغلبهن موجودات في المناطق الحضرية. و نتيجة لغياب سياسة توحي بالقضاء على البطالة من منظور السياسة العامة للاقتصاد الجزائري، اكتفت

الحكومة بمحاولات لتوفير مناصب عمل مؤقتة واعتماد نظام التكفل و الشبكة الاجتماعية و التضامن الوطني .(شيبي و شكوري، 2008 : 17).

3. الفترة الفرعية الثالثة: برنامج دعم النمو الاقتصادي (الإنعاش الاقتصادي): 2001-2017

إنّ النسبة 3,2 % المحققة في معدل النمو الاقتصادي المذكورة أعلاه كانت غير كافية لتلبية حاجيات السكان المستعجلة لاسيما في مجال الشغل والسكن و المرافق الاجتماعية وظروف المعيشة، ولقد تزامن هذا الوضع مع ارتفاع في أسعار البترول سنة 2000 إلى مستويات لم يسبق لها مثيل (28,60 دولار للبرميل). وقد سمح هذا الانفراج المالي بمباشرة تنفيذ برنامج دعم النمو الاقتصادي بمبلغ قدر بـ 525 مليار دينار (7 ملايير دولار) على فترة تمتد من سنة 2001 إلى 2004 كان يرمي إلى ثلاثة أهداف نوعية كبرى تمثلت في تحقيق التوازن الجهوي، وإنعاش الاقتصاد الجزائري، إنشاء مناصب الشغل ، و مكافحة الفقر. (حشمان و مسلم ، 2004). كما تم تدعيم هذا البرنامج ببرنامج مكمل لدعم النمو في اطار المخطط الخماسي الاول امتد من 2005 الى 2009 رصد له غلاف مالي قدر ب 8705 مليار دج أي ما يقارب 114 مليار دولار و من الاهداف الرئيسية لهذا البرنامج: القضاء على البناء الهش، تجسيد برنامجي الهضاب العليا و الجنوب، تطوير البنى التحتية الاندماج في الاقتصاد العالمي من خلال ابرام عقود شراكة و تشجيع القطاع الخاص، كما عرفت الجزائر ايضا في هذه الفترة تحسن في اوضاعها المالية نظرا لارتفاع اسعار النفط التي انتقلت من 54.6 دولار سنة 2005 الى ما قيمته 98.9 دولار للبرميل سنة 2008 ، مما ادى الى انشاء المخطط الخماسي الثاني (2010-2014) خصص له غلاف مالي بقيمة 21214 مليار دينار أي ما يقارب 286 مليار دولار و جاء هذا البرنامج لتوطيد النمو و المشاريع التي بدا انجازها ضمن برنامج الخماسي الاول، الحد من البطالة عبر انشاء 3 ملاين منصب عمل ، تطوير الادارة و تفعيل اليات الحكم الحسن و كانت من اولوياته ايضا هو التعليم و الصحة بحيث خصص لها ما يقارب نصف القيمة الاجمالية. كما تم عقد ايضا برنامج الخماسي الثالث الذي خصص له غلاف مالي بقيمة 21000 مليار دينار أي بقيمة 262 مليار دولار و جاء هذا البرنامج لتوطيد النمو الاقتصادي عن طريق الرفع من معدلات النمو لكي تصل الى 7% في سنة 2019 بالاضافة الى تكملة المشاريع الاستثمارية و تحسين البنى التحتية التي بدا في تطبيقها خلال البرنامجين السابقين مع تخصيص 600 مشروع في قطاع الصيد البحري (طالب و لبيق، 2018).

الجدول رقم (1): تطور متوسط معدل البطالة ومتوسط معدل النمو الاقتصادي.

الفترة الزمنية	متوسط معدل البطالة	متوسط معدل نمو GDP الحقيقي
2000 -1970	21.37%	2.03%
2017 -2001	14.41%	3.79%

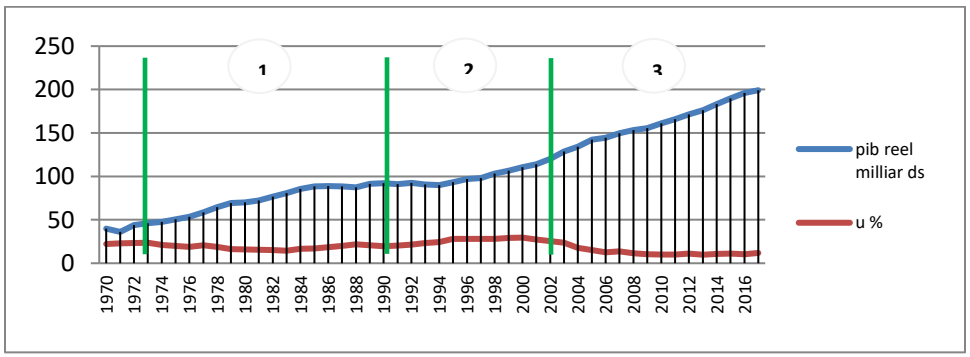
المصدر: حسابات الباحثين بالاعتماد على معطيات الديوان الوطني للإحصائيات.

إن قراءتنا لحصيلة البرنامج في نهايته، توحي بأن أداء النمو الاقتصادي عرف تحسنا مقارنة بالسنوات السابقة، حيث سجل نموه في المتوسط نسبة 3,79 % خلال الفترة، كما أحرز النمو الاقتصادي خارج المحروقات تقدما قدرت نسبته في المتوسط بـ 5,4% (منشورات الديوان الوطني للإحصائيات، 2018) لنفس الفترة والذي تحقق أساسا بفضل قطاعي البناء والأشغال العمومية وكذا الخدمات.

1.3. البطالة خلال برنامج دعم النمو الاقتصادي

سمح التحسن في معدلات النمو الاقتصادي خلال هذه الفترة باستحداث العديد من فرص العمل الجديدة (قرابة 717.000 منصب شغل سنة 2004) أين سطّر لخلق 926380 منصب شغل دائم و186850 منصب شغل غير دائم، وهبوط معدلات البطالة إلى نسبة 17,7%، أما بعد تدعيم هذا البرنامج ببرامج مكملة لدعم النمو حتى سنة 2016، ساهم بشكل واضح في خفض معدل البطالة و زيادة النمو الاقتصادي التي وصلت إلى 9.93% أواخر سنة 2013، أين سجل خلق حوالي 964000 منصب شغل جديدة (حيث قد سطر لخلق 2 مليون منصب شغل للفترة الممتدة من 2005 إلى 2014 حسب تصريحات وزير الحكومة) (شيبي و شكوري ،2008 : 18) ، وتقليص معدلات الفقر إلى نسبة 4.8 % سنة 2016، حيث أصبح عدد السكان الذين يعيشون بدولار واحد في اليوم ضعيفا. والشكل البياني التالي يوضح ذلك:

الشكل رقم (1): منحنى تطور لوغاريتم معدل البطالة و الناتج خلال الفترة.



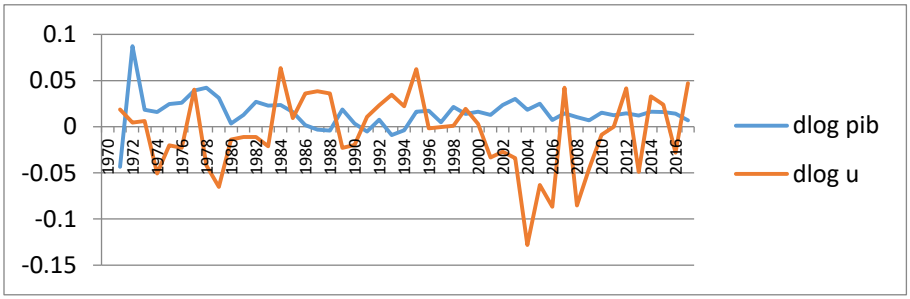
المصدر:من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Excel.

يلاحظ الدارس لحالة الجزائر في الفترة 1970 – 2017 ، أنه يمكن تقسيمها إلى ثلاث فترات: في الفترة الاولى الممتدة من 1970 الى 1988 شهدت ارتفاع في حجم الناتج الحقيقي مع انخفاض معتبر في معدلات البطالة و هي الفترة التي تزامنت مع تلك التغييرات الاقتصادية التي اهتمت بالقطاع الصناعي و الزراعي خاصة من خلال المخططات الثلاثية و الرباعية التي تبنتها الحكومة انذاك و التي مست جزء معتبر من حجم العمالة، اما المرحلة الثانية التي امتدت من من 1988 إلى 2000 و التي توافق مرحلة الإصلاحات في الجزائر (او مرحلة التعديل الهيكلي) ،يلاحظ انه في الوقت الذي يزيد فيه الناتج المحلي الحقيقي يرتفع معدل البطالة أي كما يبينه الشكل أعلاه كلاهما يتبعان نفس الاتجاه عموما، إلا انه بداية من 2000 إلى غاية 2017 والتي توافق مرحلة الإنعاش التي طبقتها الجزائر (المخطط الخماسي الأول و الثاني و الثالث) يلاحظ بوضوح علاقة عكسية بين المتغيرتين أي زيادة الناتج المحلي الحقيقي يوافقه انخفاض

في معدلات البطالة، و عموما فان مستوى الـ *Pib* الحقيقي يأخذ اتجاه عام متصاعد على عكس معدل البطالة الذي يسلك اتجاه عام متنازل.

– و للتأكيد أكثر نستعين بالشكل التالي الذي يجمع معدل النمو الاقتصادي ممثل بالتغير في لوغاريتم الناتج مع التغير في لوغاريتم معدل البطالة، يلاحظ انه في الفترة الممتدة من 1986 إلى 2000 في الوقت الذي يزيد فيه معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي ينخفض عرض التشغيل و يرتفع معدل البطالة، بل كما يبينه الشكل أدناه، كلاهما يتبعان نفس الاتجاه و إن اختلفا في حدة دورتهما. أما الفترة الاولى (1970–1986) و الثانية التي تبدأ من سنة 2000 فزيادة معدلات نمو الناتج يتبعها انخفاض ملحوظ في تغير معدلات البطالة، وعموما فان معدلات النمو تسلك اتجاه عام متصاعد، على عكس معدلات نمو البطالة التي تأخذ اتجاه عام متنازل،أي انه في المدى الطويل العلاقة العكسية بين النمو و البطالة التي نص عليها **"أوكن"** تظهر من الشكل مبدئيا أنها محققة.

الشكل رقم (2): تطور معدل نمو الـGDP و البطالة خلال فترة الدراسة.



المصدر:من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Excel.

– ولتحديد درجة ومعنوية الارتباط بين معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي ومعدل نمو البطالة ، تم إجراء اختبار الارتباط التقاطعي (Cross Correlation) بين هذين المتغيرين بفترات مبطأة وفترات قائدة حتى 3سنوات $(-3 \le k \le 3)$ ويوضح الجدول في الملحق رقم (1) نتائج هذا الاختبار. ويتضح من هذا الجدول اتساق الإشارة المقدرة لمعاملات الارتباط التقاطعي مع ما هو متوقع نظريًا ، حيث كانت هناك علاقة ارتباطيه سالبة و معنوية عند 10% بين معدل النمو الاقتصادي ومعدل نمو البطالة عند مختلف الفترات المبطأة . وتشير معاملات الارتباط التقاطعية عند الفترات المبطأة إلى أن الزيادة في معدل النمو الاقتصادي في السنوات السابقة سوف تؤدي إلي تخفيض معدل البطالة. وتعكس قيمة هذه المعاملات قوة العلاقة الارتباطية السالبة محل التحليل.

ثالثا. الإطار النظري والتجريبي لعلاقة أوكن

1. الإطار النظري لعلاقة اوكن

لم يول المنظرون اهتماما كبيرا لعلاقة النمو الاقتصادي معبرا عنه بالناتج الوطني مع البطالة ، إلا بعد أن عرض 'بول سام ويلسون' و 'روبرت سولو' نتائج أعمالهما التي تضمنت دراسات قياسية على الاقتصاد الأمريكي و ذلك في الندوة

الثانية و السبعين للجمعية الاقتصادية الأمريكية في ديسمبر 1959، و التي نشرت بعد ذلك في المجلة الاقتصادية الأمريكية في مايو 1960 (رمزي، 1998) ، أهم هذه النتائج كانت:

– « حتى نحصل على معدل زيادة في الأجر يناسب معدل الزيادة في إنتاجية الاقتصاد الأمريكي، أي 2.5 % في السنة، يجب أن نقبل أن تكون في الاقتصاد الأمريكي على أساس معطيات القرن الحالي وعلى ضوء التجارب المكتسبة من بعد الحرب، معدل بطالة يتراوح بين 7 إلى 9 بالمائة من اليد العاملة المدنية. يمثل هذا المعدل التكلفة التي نحن مجبرين على دفعها إذا أردنا أن تبقى الأسعار مستقرة في السنوات المقبلة.

– « أما إذا أردنا الوصول إلى معدلات منخفضة من البطالة في حدود 3% في هذه الحالة لابد من تحقيق مستويات عالية من الإنتاج تبقى فيه الأسعار مستقرة تقارب حدود 4%–5% في السنة. يمثل هذا المعدل من التضخم التكلفة التي نحن مجبرين على دفعها إذا أردنا أن نحصل على مستويات عالية من الإنتاج و مستويات عالية من العمالة (أي مستويات منخفضة من البطالة) خلال السنوات المقبلة».

– يظهر من خلال أبحاث 'سام ويلسون' و 'سولو' أن العلاقة العكسية ليس فقط بين معدل التغير في البطالة ومعدل التغير في الأجر النقدي و التضخم و إنما هي أيضا بين معدل البطالة و معدل النمو الاقتصادي معبر عنه بالتغير في مستوى الإنتاج. أصبحت تعبر علاقة البطالة بالنمو الاقتصادي بالنسبة لهما على مخطط انسيابي لمستوى الناتج اللازم عند كل تغير في معدل البطالة.

يظهر قانون 'أوكن' عند ربط معدل البطالة بمستوى الإنتاج و قد نحصل على ذلك عند ربط علاقة 'فيلبس' المطورة بعلاقة العرض الإجمالي (في المدى القصير) كما يلي : (Gregory ,2003)

– الشكل العام لعلاقة 'فيلبس' المطورة هي: $\Pi = \Pi^a - a \cdot (U - \overline{U}) + s$.....(1)

و كذلك معادلة منحنى العرض الإجمالي التالية : $\Pi = \Pi^a + b \cdot (Y - \overline{Y}) + s$.....(2)

أين s : يمثل الصدمات العشوائية للعرض و $a, b > 0$ ؛

تدل كلتا العلاقتين على أنه في المدى البعيد $(\Pi = \Pi^a)$ فان كل من مستوى البطالة و الإنتاج يصل إلى مستواه الطبيعي$(\overline{U}, \overline{Y})$.

– و من أجل استنتاج العلاقة التي تربط بين الإنتاج و البطالة نحل جملة المعادلات التالية:

$$\begin{cases} \Pi - \Pi^a = -a \cdot (U - \overline{U}) + s..... (1) \\ \Pi - \Pi^a = +b \cdot (Y - \overline{Y}) + s.....(2) \end{cases}$$

لنحصل على ما يسمى بقانون 'أوكن'، كما يلي:

$$b \cdot (Y - \overline{Y}) = -a \cdot (U - \overline{U}) \Rightarrow (U - \overline{U}) = -\frac{b}{a} \cdot (Y - \overline{Y})$$

و بشكل عام: $U - \overline{U} = -\delta \cdot (Y - \overline{Y})$.....(3)

أو $$U = \overline{U} - \delta \cdot \left(Y - \overline{Y}\right).....(4)$$

– المساواة الأخيرة تدل على أن هناك علاقة عكسية بين تذبذبات الناتج المحلي الحقيقي Y حول مساره في المدى البعيد $\overline{Y}$ (تسمى بفجوة الإنتاج "Output gap ") مع تذبذبات معدل البطالة U حول مستواه الطبيعي $\overline{U}$ (تسمى بفجوة البطالة " Unemployment gap ") ، حيث $\delta \rangle 0$ يسمى معامل 'أوكن' و الذي يحدد درجة حساسية تغير معدل البطالة الفعلي بسبب تغير الناتج المحلي الحقيقي عن مستواه الطبيعي[1]. ويعني هذا القانون أن ارتفاع الناتج يصاحبه انخفاض في معدل البطالة و نرى بالتالي أن هذا القانون يقدم نفس العلاقة التي تربط الناتج بالبطالة و التي تنص عليها دالة الإنتاج التي تعتبر أن زيادة الإنتاج يتحقق بزيادة التوظيف. و يعني قانون 'أوكن' أن البطالة تزيد في فترات التدهور و تنخفض في فترات الانتعاش. (Burda & Wyplosz ,2006).

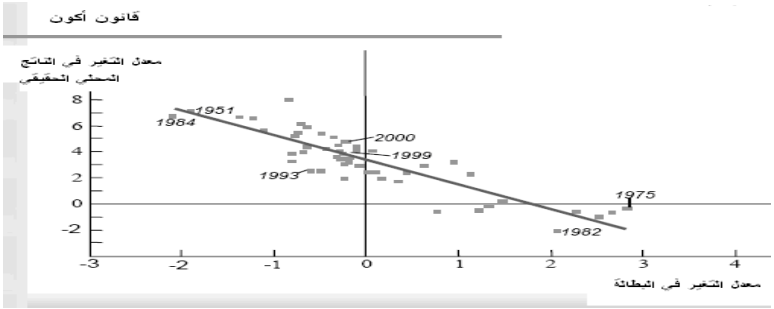
2. الاطار التجريبي لعلاقة اوكن

يعتبر قانون **'أوكن'** "Okun" بمثابة الأساس التجريبي و النظري للعلاقة بين النمو الاقتصادي و البطالة ،حيث توصّل **'أوكن'** نتيجة دراسة قياسية أجراها على الاقتصاد الأمريكي أن هناك علاقة ديناميكية بين النمو الاقتصادي للولايات المتحدة الأمريكية للسنوات 1947 و 1960 و البطالة. تتمثل بوجود علاقة بين الناتج المحلي الاجمالي ومعدل البطالة ، حيث يؤدي تخفيض فجوة الناتج المحلي الإجمالي عن مستواه الممكن بنسبة 3% الى انخفضا في معدل البطالة بنسبة 1%.(الشوربجي،2005).

–فسر 'أوكن' العلاقة بين البطالة و النمو الاقتصادي بصيغتين مختلفتين: (Durand and Bourdon ,2003)

أ. نموذج الفرق: يتم في هذا النموذج الربط بين التغير في معدل البطالة (ΔU) بالتغير في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (ΔY) ، فكانت نتيجة التقدير على الشكل التالي : $\Delta U_t = -0.3\Delta Y_t + 0.3 + \mu_t$.....(5) تعني العلاقة أن استقرار معدل البطالة يتطلب أن يزيد معدل النمو الاقتصادي بمستوى 1% في كل ثلاثة أشهر، كما يظهر في الشكل ادناه:

الشكل رقم (3) : منحنى 'أوكن'



[1] أرثر أوكن (1928–1980) برهن مبدئيا في الو.م.أ ، أن تخفيض بـ1% لمعدل البطالة يوافق لزيادة بـ 3% للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي فوق مستواه الطبيعي، في هذه الحالة δ لابد أن تساوي الثلث (1/3).

المصدر: بوصافي كمال، (2006) ،حدود البطالة الظرفية و البطالة البنيوية في الجزائر خلال المرحلة الانتقالية، أطروحة دكتوراه، عوم اقتصادية ، جامعة الجزائر، ، ص78.

ب. نموذج الفجوة: يبين هذا النموذج العلاقة بين الفارق في معدل البطالة الفعلي و مستواها الطبيعي القريب من 4% (3.72%)، و الفارق بين الناتج المحلي الإجمالي الفعلي و مستواه الممكن(المحتمل) أو ما يسمى أيضا بفجوة 'أوكن'(gap) ، و يأخذ هذا النموذج الشكل التالي :$U_t = 0.36gap_t + 3.72 + \mu_t$.....(6)

– بشكل عام فان الصيغة الأولى و الثانية، موضحة على التوالي في العلاقتين التاليتين:

$$\Delta u_t = \alpha - \beta \cdot \Delta y_t + \varepsilon_{1t} .....(7)$$

$$u_t - \bar{u} = -\delta(y_t - \bar{y}) + \varepsilon_{2t} .....(8)$$

حيث يمثل u معدل البطالة الفعلي و $\bar{u}$ معدله الطبيعي، y الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي و $\bar{y}$ مستواه الممكن. α ، β و δ معالم النموذج، ε المتغير العشوائي.

جـ . نموذج 'أوكن' المطور من طرف 'غوردن"Gordon" " الديناميكي

يعتبر نموذج غوردن الديناميكي بمثابة تطوير لنموذج الفجوة لاوكن حيث يكمن الاختلاف في كيفية تقدير كل من معدل البطالة الطبيعي و الناتج الكامن اين اعتمد غوردن على مجموعة من الطرق الاحصائية (كما سياتي معنا) في تقدير هاتين المتغيرتين ، كذلك فائدة نموذج غوردن في تفسير علاقة الاجل القصير في شكل نموذج PDL من خلال جعل كل من فجوة البطالة و فجوة الناتج للفترات الماضية كمتغيرات تفسيرية في النموذج العام، و اكد غوردن في دراسته سنة 1984 على صحة العلاقة التي توصل اليها اوكن سنة 1962 بين فجوة الناتج و فجوة البطالة ، و لوكنها كانت مستقرة و موثوقة بما فيه الكفاية لتستحق وصفها كقانون، كان ذلك بسبب الوضع الاقتصادي السائد آنذاك، و لكن بحلول عقد الثمانينيات ظهر ما يفند اعتبار العلاقة كقانون ثابت، و انما العلاقة محققة مع تفاوت في النتائج بشان درجة التغير في كل من البطالة و الناتج. و عموما تكمن علاقة 'أوكن' الجديدة المطورة من طرف R.J.Gordon (1984) في إيجاد علاقة الانحدار بين فجوة البطالة (Unemployment gap) التي تمثل معدل البطالة الظرفية، وفجوة الناتج (Output gap) التي تمثل الناتج المحلي الظرفي،كما تظهر فيها المتغيرات المفسرة متأخرة زمنيا،كما هو مبين في الصيغة (9) التالية (Durand and Bourdon ,2003):

$$U_t^c = \sum_{i=1}^{k} b_{t-i} \cdot U_{t-i}^c + \sum_{i=0}^{k} c_{t-i} \cdot Y_{t-i}^c + \varepsilon_t .....(9)$$

أين يشكل كل من U_t^c و Y_t^c الفارق بين الاتجاه العام ومعدل البطالة الفعلي و الفارق بين الاتجاه العام للناتج المحلي الإجمالي و الناتج المحلي الإجمالي الفعلي على التوالي أي : $Y_t^c = \log Y_t - \log Y_t^T$ و $U_t^c = \log U_t - \log U_t^T$

باعتبار أن Y_t^T و U_t^T : هما الاتجاه العام لكل من الناتج و البطالة على التوالي. لذلك قبل حساب معادلة الانحدار على أساس علاقة 'غوردن' الديناميكية، علينا أن نحسب أولا: $U_t^c = \log U_t - \log U_t^T$ و $Y_t^c = \log Y_t - \log Y_t^T$

1.2. الخصائص الإحصائية لعلاقة 'أوكن': إن العلاقتين (7) و (8) السابقتين، لا تخضعان لنفس الاعتبارات الإحصائية: (Hénin and Jobert, 1999)

حيث تفترض العلاقة الأولى تغير مستقر في قيم المشاهدات المتضمنة في السلاسل الزمنية، في حين تفترض الصيغة الثانية استقرار البطالة حول معدلها الطبيعي. يظهر أن التغير الخاص بالبطالة و الناتج المحلي الإجمالي في الاقتصاد الجزائري هو تغير غير مستقر و قد تم اختبار حالة اللااستقرار للناتج المحلي الإجمالي في دراسات سابقة (مثل دراسة حشمان و مسلم ، 2004) ، في حين يصعب تقدير العلاقة الثانية على حالة الجزائر لأن المعطيات المتاحة لا تسمح ليس فقط بإيجاد الطريقة المناسبة لتحديد الناتج المحلي الإجمالي الممكن الوصول إليه عند الاستعمال الأحسن لعوامل الإنتاج (هناك محاولات تقييم في هذا الاتجاه، إلا أنها لم تتبلور بالشكل الكافي لنعتمد عليها في هذه الدراسة مثل دراسة: Durand, 2002)، و إنما لتعذر أيضا التقدير المسبق للمستوى الطبيعي للبطالة في الجزائر، و منه عدم قدرة إثبات الاستقرار في العلاقة الثانية. هذا من جهة و من جهة أخرى فالعلاقتين السابقتين تبنى على معطيات فصلية. من أجل هذا و من منطلق فرضية عدم الاستقرار في العلاقة بين الناتج المحلي الظرفي و بين البطالة، ارتأينا أن نجري الدراسة التجريبية على حالة الجزائر وفق مرحلتين كما يلي: في **المرحلة الأولى:** نقوم بتقدير علاقة التغير بين البطالة و الناتج المحلي، بافتراض عدم الاستقرار في التغير (بمعنى أن المتغيرتين في فترات تظهر علاقة عكسية و في فترات أخرى تظهر علاقة طردية لهذا يتم الاعتماد على العلاقة الديناميكية ،أي بإدخال فترات إبطاء لكل متغيرة من اجل التقدير الصحيح) ؛ أي أننا نقوم بتقدير ديناميكي لعلاقة تأثير التغير في الناتج على التغير في البطالة ومن ثم تقدير عامل المرونة في الأمد الطويل. في **المرحلة الثانية:** نقدر الفارق بين البطالة و الناتج المحلي ليس مع مستواهما الطبيعي(للأسباب التي ذكرناها من قبل)، وإنما مع اتجاههما العام أي على أساس علاقة ***Gordon*** (1984) بصفتها علاقة مطورة لعلاقة الفجوة **"لأوكن"** الأصلية.

رابعا. الدراسة التطبيقية

إسقاط علاقة **"أوكن"** على حالة مثل حالة الجزائر، سيسمح دون شك تحديد طبيعة العلاقة بين البطالة و النمو الاقتصادي خلال الفترة 1970 – 2017، أو بصفة أدق طبيعة العلاقة بين الظرف الاقتصادي و الانعطافات التي حدثت في البطالة خلال هذه الفترة. تعتمد دراستنا التطبيقية في بياناتها على الإحصائيات المنشورة من قبل الديوان الوطني للاحصائيات (ONS) الجزائري.

1. النموذج القياسي لعلاقة الفرق لأوكن

يتم تقدير العلاقة (10) ادناه دون الحاجة إلى تحديد مسبق للاتجاه العام للبطالة و للناتج و إنما يستوجب أن يأخذ هذا التقدير الطابع الديناميكي في عملية التأثير، لذا علينا أن نحسب معادلة الانحدار على أساس تأخير رد فعل المتغيرة المستقلة على المتغيرة التابعة أي تقدير العلاقة التالية:

$$\Delta u_t = \sum_{i=1}^{k} b_i \cdot \Delta u_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} c_i \cdot \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t ...(10)$$

– تم تحويل المتغيرات الأصلية إلى لوغارتمية من أجل تقدير المرونة في الأجل الطويل[2]؛ حيث أن: $u_t = \log U_t$ و $y_t = \log Y_t$ ؛ و من ثم تقدير مرونة التأثير في الأمد الطويل α_{LT} و التي تساوي الى:

$$\alpha_{LT} = \frac{\sum_{i=0}^{k} c_{t-i}}{1 - \sum_{i=1}^{k} b_{t-i}}$$

لكن بمان المتغيرتين غير مستقرتين فان دراسة العلاقة بينهما في المدى الطويل تضعنا أمام مشكلة تتمثل في أن الانحدار الذي نحصل عليه يكون غالبا انحدارا زائفا (العلاقة بين المتغيرات تكون علاقة ارتباط – الذي يعني التقارب بين مسارات السلاسل الزمنية– وليس علاقة سببية) وهذا ما بينته دراسة كل من Granger and Newbold (1974) ، الأمر الذي يشكل إزعاجا إذا كان اهتمامنا محصورا بالعلاقة في المدى الطويل في هذه الحالة يستعمل اختبار التكامل المتزامن (Cointégration test) الذي أدخل من طرف "Granger.C.W.J" سنة (1981) و الذي يسمح بدراسة العلاقة في المدى الطويل بين السلاسل الزمنية غير المستقرة و المتكاملة من نفس الدرجة، كما يسمح بالتغلب على مشكلة الانحدار الزائف الذي يمكن أن يظهر بين السلاسل الزمنية غير المستقرة، اهم النماذج التي تتناول هذه المشكلة نجد (Engle and Granger,1987)، (Johansen,1987)، Johansen and (Juselius,1990)، اما احدث و اشهر النماذج في هذا الشان و التي تتميز بمجموعة من المميزات نجد نموذج الـ ARDL (Autoregressive Distributed Lag) الذي يرجع الى pesaran et Al (2001) ، و هي : يمكن تطبيقها بغض النظر عما إذا كانت السلاسل الزمنية محل الدراسة مستقرة في المستوى I(0) أو متكاملة من الدرجة الأولى I(1) أو حتى خليط من الاثنين معا؛ كذلك أن نتائج تطبيقها تكون اكثر ملائمة مع حجم العينات الصغير (كحالتنا حيث يبلغ حجم العينة 47 مشاهدة (من 1970–2017))، وهذا على عكس معظم اختبارات التكامل المشترك التقليدية التي تتطلب أن يكون حجم العينة كبيرا حتى تكون النتائج أكثر كفاءة؛ المقدرات الناتجة عن هذا النموذج تتصف بخاصية عدم التحيز و الكفاءة، فضلا على انه يساعد على التخلص من المشاكل المتعلقة بحذف المتغيرات و مشكل الارتباط الذاتي ؛ إن منهجية ARDL تعمل على تقدير علاقات الأجلين الطويل والقصير معا في الوقت نفسه في معادلة واحدة بدلا من معادلتين منفصلتين؛و اخيرا تسمح منهجية ARDL بإدراج المتغيرات الصماء في اختبار التكامل المشترك (Emeka and Kelvin ,2016 : 78–79). اما من اجل تقدير هذا النموذج يتطلب المرور بالمراحل الاساسية الاربعة التالية (Baharumshah et. al. 2009: 234) : 1. اختبار استقرارية متغيرات الدراسة؛

---

[2] حيث نجد أن: $\Delta u_t = d \log U_t$ و الذي يعبر عن معدل نمو البطالة ، و $\Delta y_t = d \log Y_t$ على معدل نمو GDP .كمانه من بين فوائد ادخال اللوغاريتم: تقدير صيغة العلاقة غير الخطية الملائمة بالنسبة لهذه الدراسة حسب العديد من الدراسات المماثلة، التخلص من عدم استقرارية السلاسل الذي يرجع الى التباين، تقدير المرونات...الخ من بين فوائد ادخال اللوغاريتم على المتغيرات.

2. اختبار التكامل المشترك (احتبار الحدود Bounds Test)؛ 3. تقدير علاقات الاجل القصير و الطويل؛ 4. الاختبارات التشخيصية للنموذج.

1.1 . اختبار جذر الوحدة :تتمثل اهمية هاته الخطوة في تاكيد عدم استقاررية اي متغيرة من متغيرات نموذج ARDL من الدرجة الثانية حتى يكون النموذج صالح، و عموما تكون السلسلة مستقرة إذا تذبذبت حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن حيث قد نبه كل من Nelson & Plosser (1982) كيف أن الجذر الأحادي موجود في أغلبية السلاسل الزمنية في الاقتصاد الكلي. ولاختبار استقرارية السلسلتين $\log Y_t$ و $\log U_t$ نعتمد على اختبارات كل من ديكي–فولر (ADF) و فيلبس–بيرون (PP) ، حيث يعتمد اختبار ADF على السلسلة $\log Y_t$ بتقدير النماذج الثلاثة التالية (Bourbonnais, 2009):

$$\Delta \log Y_t = \lambda \cdot \log Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{P} \phi_{j+1} \cdot \Delta \log Y_{t-j} + \mu_t .....(1)$$

$$\Delta \log Y_t = \lambda \cdot \log Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{P} \phi_{j+1} \cdot \Delta \log Y_{t-j} + c + \mu_t .....(2)$$

$$\Delta \log Y_t = \lambda \cdot \log Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{P} \phi_{j+1} \cdot \Delta \log Y_{t-j} + c + bt + \mu_t ..(3)$$

يمكن الحصول على نتائج هذه النماذج الثلاثة مباشرة في نفس الوقت و بالنسبة لكلا المتغيرتين[3] بالاعتماد على البرمجية المعدة خصيصا في برنامج Eviews 10.0 والذي تظهر نتائجه الملحق رقم (2) ، حيث يتضح من نتائج المخرجات ان قيم الإحصائيات المحسوبة لاختبارات كل من ADF و PP اصغر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائيات المجدولة في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية 5% ، و منه نقبل الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ ، بالاضافة الى عدم معنوية الاتجاه العام في النموذج الثالث بالنسبة لكل السلاسل، وهذا يعني ان هذه السلاسل غير مستقرة من نوع DS، في حين تصبح القيم المحسوبة لهذه الاختبارات للسلاسل المفرقة من الدرجة الاولى اكبر (بالقيمة المطلقة) من الجدولية في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية 5%،كمان الاحتمال المقابل لها اصغر من مستوى المعنوية 5%، وبالتالي فهي مستقرة من الدرجة الأولى أي من نوع I(1).

2.1. اختبار التكامل المشترك (اختبار الحدود Bounds Test): يتم في هذه المرحلة التحقق من وجود تكامل مشترك بين المتغيرتين بتطبيق اختبار الحدود، الذي يستند على اختبار Wald للكشف عن العلاقة التوازنية بين المتغيرات على المدى الطويل، من اجل ذلك يتطلب تحويل النموذج العام السابق (10) الى نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد(Unrestricted Error Correction Model, UECM) الذي ياخذ الصيغة التالية:

$$\Delta u_t = a_0 + \sum_{i=1}^{p} b_i \Delta u_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} c_i \Delta y_{t-i} + \delta_1 u_{t-1} + \delta_2 y_{t-1} + \varepsilon_t .....(11)$$

[3] نفس الشيء بالنسبة لاختبار pp حيث يتم تقدير نفس صيغة النماذج الثلاثة فقط يتم الاعتماد على احد طرق التقدير التي تصحح مشكل عدم تجانس تبيان الاخطاء.

يتم اختبار التكامل المشترك بين المتغيرتين في المعادلة (11) من خلال الفروض الآتية:

فرضية العدم: $H_0 : \delta_1 = \delta_2 = 0$ (لا يوجد تكامل مشترك)

الفرضية البديلة: $H_1 : \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0$ (وجود تكامل مشترك)

يتبع هذا الاختبار توزيع فيشر F غير المعياري لذلك فإن رفض او قبول فرضية العدم يعتمد على مقارنة القيمة F المحسوبة – التي تاخذ الصيغة التالية:

$$F = \frac{(SSER - SSEU)/m}{SSEU/(n-k)} \text{.....(12)}$$

حيث تمثل $SSEU$: مجموع مربعات البواقي للنموذج غير المقيد (الاصلي، الفرضية البديلة)، $SSER$: مجموع مربعات البواقي للنموذج المقيد (فرضية العدم)، m :عدد معلمات النموذج المقيد ، k : عدد المتغيرات، n : عدد المشاهدات– بالقيم الجدولية ضمن الحدود الحرجة المقترحة من قبل pesaran et Al (2001) عند مستوى معنوية معين حيث يتكون الجدول من حدين : قيمة الحد الأدنى (Lower Critical Bounds) التي تفترض أن المتغيرات متكاملة من الدرجة I(0)؛و قيمة الحد الأعلى (Upper Critical Bounds) التي تفترض أن المتغيرات متكاملة من الدرجة I(1). فإذا كانت $F_{cal} \rangle F_{upper\ critical}$ ففي هذه الحالة يتم رفض فرضية العدم وقبول الفرض البديل (اي وجود تكامل مشترك)؛ و اذا كانت: $F_{cal} \langle F_{lower\ critical}$ يتم قبول فرضية العدم (عدم وجود تكامل مشترك)؛ اما اذا وجد ان $F_{lower\ critical} \langle F_{cal} \langle F_{upper\ critical}$ ففي هذه الحالة يعتبر الاختبار غير محسوم اي منطقة الشك (عبد الزهرة حسن، شومان،2013 : 179). ومن اجل اختبار مدى وجود علاقة توازنية طويلة الاجل (وجود علاقة تكامل مشترك) بين معدل البطالة و النمو الاقتصادي، تم حساب احصائية (F) من خلال اختبار الحدود بالاعتماد على برنامج microfit 5.5، وكانت النتائج كما هو مبين في الجدول الاتي:

الجدول رقم (2): نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود (Bounds Test) لنموذج ARDL

اختبار الحدود لوجود التكامل المشترك .							
القرار	قيمة فيشر المحسوبة F_{cal}	التأخير	مستوى المعنوية		قيم فيشر الجدولية		
				$F^{*}_{critical}$		$F^{**}_{critical}$	
				$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$
قبول الفرضية البديلة لوجود تكامل مشترك	5,41	4	%5 %10	5,24 4,19	6,08 4,98	5,49 4,36	6,38 5,21
– نلاحظ من خلال الشكل ان قيمة F المحسوبة اكبر من قيمة F الجدولية العليا عند مستوى معنوية10% ،مما يدل على قبول الفرضية البديلة لوجود تكامل مشترك بين معدل البطالة والنمو الاقتصادي.							
– مصدر القيم الحرجة : * تشير الى قيم فيشر الحرجة لـ Pesaran et al (2001) ، ** قيم فيشر الحرجة لـ Narayan (2005) .							

المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج microfit 5.5 .

نلاحظ من خلال الجدول (2) ان قيمة احصائية F المحسوبة والبالغة (5.41) اكبر من قيمة فيشر الجدولية العليا عند مستوى معنوية 10% بالنسبة لتوزيع Pesaran et al و Narayan، مما يعني رفض فرضية العدم ($H_0 : \delta_1 = \delta_2 = ... \delta_{11} = 0$) و قبول الفرضية البديلة ($H_1 : \delta_1 \neq \delta_2 \neq .... \delta_{11} \neq 0$) اي هناك علاقة توازنية طويلة الاجل بين معدل البطالة و النمو الاقتصادي اي وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرتين.

3.1. تقدير معلمات النموذج في الأجلين الطويل و القصير: بعد التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرتين فإن المرحلة الثالثة تتضمن تقدير معلمات نموذج ARDL في الأجلين الطويل والقصير، لكن قبل اعتماد هذا النموذج لاستخدامه في تقدير الآثار الطويلة و قصيرة الأجل ينبغي التأكد من جودة أداء هذا النموذج، ويتم ذلك بإجراء الاختبارات التشخيصية التالية:

1. اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي : اختبار " Jarque–Bera" . 2. احتبار وجود ارتباط البواقي من الدرجة اكبر من الواحد : اختبار "Breusch–Godfrey" (Breusch–Godfrey Serial Correlation LM Test). 3.اختبار تجانس تباين الخطأ (White Test). 4.اختبار مدى ملائمة تحديد أو تصميم النموذج المقدر من حيث الشكل

الدالي لهذا النموذج " Regression Error Specication Test " (Ramsey RESET Test) . 5.اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج على طول الفترة (CUSUM and CUSUMSQ test).

– و بمان نموذج ARDL يتطلب ادخال في النموذج المتغيرات المتاخرة زمنيا كمتغيرات تفسيرية، فان نموذج ARDL الامثل من حيث عدد التاخيرات للمتغيرات المدرجة في النموذج هو ARDL(3,2) و ذلك بالاعتماد على معيار AIC ، يمكن الحصول مباشرة باستخدام برنامج microfit 5.5 على نتائج تقدير معلمات الاجل الطويل لنموذج (ARDL) الملخصة في الجدول التالي:

الجدول رقم (03) : نتائج تقدير معلمات الاجل الطويل لنموذج ARDL

نتائج تقدير معادلة الاجل الطويل لنموذج (ARDL) التالية: $LOGU_t = a + b \cdot LOGY_t + \varepsilon_t$

Dependent Variable : LOGU

Variable	**Coefficient**	**Std.Error**	**t–Statistic**	**Prob.**
LOGY	−0.73	0.38	-1.9^{*}	0.06
C	2.87	0.83	3.45^{***}	0.001

الاختبارات التشخيصي	**JB**	**LM**	**White**	**RESET**
statistic	$\chi^2_{(2)} = 0{,}57$	$F_{(1,36)} = 0{,}03$	$F_{(1,42)} = 1{,}54$	$F_{(1,36)} = 2{,}12$
probability	0.75	0.85	0.22	0.15

ملاحظات: * Significant at 10%, ** Significant at 5%, *** Significant at 1%

المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج microfit 5.5.

ويستدل من الجدول ان العلاقة بين معدل البطالة و نمو الناتج عكسيةكما ينص قانون okun ومن نتائج تقدير الجدول اعلاه فان معادلة حد تصحيح الخطأ ECT ستأخذ الشكل التالي:

$$Co\,\text{int}\,Eq = LOGU_t - (-0{,}73 \cdot LOGY_t + 2{,}87) \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (13)$$

– اما نتائج مقدرات معلمات الاجل القصير (نتائج تقديرات نموذج تصحيح الخطأ لنموذج ARDL) فكانت كما يلي:

نتائج تقدير معادلة الاجل القصير لنموذج (ARDL) التالية:

$$d(LOGU_t) = \sum_{i=1}^{p} a_i \cdot d(LOGU_{t-i}) + \sum_{i=0}^{p} b_i \cdot d(LOGY_{t-i}) - \lambda \cdot ECT_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$d(LOGU_t) = \underset{(0,99)}{0,14} \cdot d(LOGU_{t-1}) + \underset{(2,03)^{**}}{0,29} \cdot d(LOGU_{t-2}) - \underset{(-0,86)}{0,43} \cdot d(LOGY_t) - \underset{(-1,93)^{*}}{0,77} \cdot d(LOGY_{t-1}) - \underset{(-2,53)^{**}}{0,1} \cdot ECT_{t-1}$$

$R^2 = 0,47 \quad Loglikelihood = 87,01 \quad DW = 2,16 \quad n = 45$

ملاحظات: يمثل المؤشر (d) المرفق بكل المتغيرات الفرق من الدرجة الاولى؛ ECT_{t-1} : حد تصحيح الخطأ $(\hat{\varepsilon}_{t-1})$؛ * ،** ،*** تمثل المعنوية الاحصائية عند 10،5 و 1 % على التوالي؛ القيم ما بين القوسين تمثل قيم احصائيات ستودنت. بمان المتغيرة (ECT_{t-1}) معنوية إحصائيا كما أنها سالبة هذا يؤكد على وجود علاقة تكامل متزامن بين المتغيرات و على استعمال نموذج ARDL في التقدير.

على ضوء نتائج معادلتي الاجل الطويل و القصير لنموذج ARDL السابقة نجد أن حدّ معلمة تصحيح الخطأ (ECT_{t-1}) جاءت معنوية عند مستوى 5% مع الإشارة السالبة المتوقعة و تعتبر هذه النتيجة كدعم على وجود علاقة توازنية طويلة المدى بين المتغيرتين وتعكس هذه المعلمة سرعة تعديل النموذج للانتقال من اختلالات الأجل القصير إلى التوازن طويل الأجل حيث تشير قيمة معامل حد تصحيح الخطأ و البالغة (0.1 −) إلى أن معدل البطالة يتعدّل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية بنسبة من اختلال التوازن المتبقي من الفترة (t−1) و التي تعادل 10 %، أي أنه عندما ينحرف معدل البطالة خلال الفترة القصيرة (t−1) عن قيمه التوازنية في المدى البعيد، فإنه يتم تصحيح ما يعادل 10 % من هذا الانحراف في الفترة (t) ،كذلك يمكن القول ان معدل البطالة يستغرق ما يقارب $\frac{1}{0,1} = 10$ سنوات للتعديل باتجاه قيمته التوازنية أي بعد صدمة في النموذج نتيجة تغير المتغيرة المفسرة، كما بينت نتائج التقدير ان اغلب المعلمات المقدرة كانت معنوية احصائيا عند مستويات دلالة متفاوتة، باستثناء متغيرة معدل البطالة المتاخر بسنة و متغيرة معدل النمو الاقتصادي الحالي في الاجل القصير، اين وجدنا انها غير معنوية احصائيا.

– يتضح كذلك من خلال الجدول ان قيمة معامل التحديد قد بلغت 0,47 ، وهو ما يدل على نقص في جودة توفيق النموذج و مقدرته على تفسير التغيرات التي تحدث في معدل البطالة، حيث أن تغيرات النمو الاقتصادي لا تفسر لنا سوى 47 % من التغيرات في معدل البطالة. كما أن إحصائية Durbin–Watson لا توحي إلى وجود ارتباط ذاتي ما بين الأخطاء من الدرجة الاولى.

4.1. فحص نتائج التقدير: يتضح لنا من الجدول رقم 3 اعلاه ما يلي:

1. تشير إحصائية اختبار JB إلى عدم رفض الفرضية القائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيعًا طبيعيًا في النموذج محل التقدير.

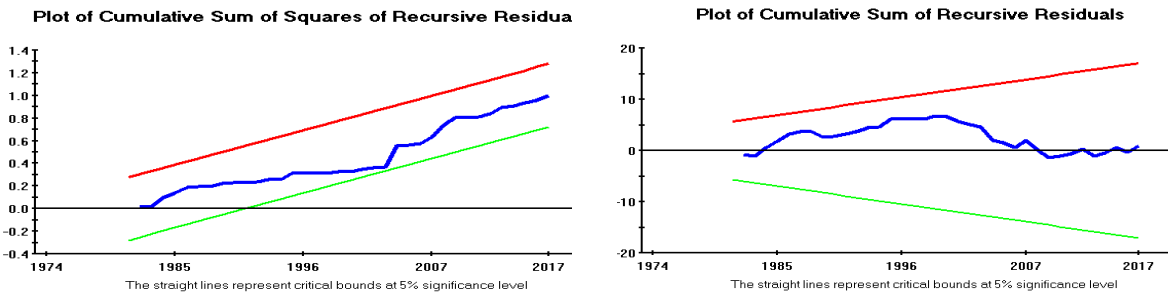
2. تشير احصائية اختبار Breusch–Godfrey الى خلو النموذج من مشكل ارتباط البواقي من الدرجة اكبر من الواحد.

3.تشير إحصائية اختبار White إلى عدم رفض فرضية العدم القائلة بثبات تباين حد الخطأ العشوائي في النموذج المقدر Homoscedasticity.

4. تشير إحصائية اختبار RESET إلي صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج المستخدم.

5. اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج على طول الفترة. اختبار (CUSUM) ، (CUSUMSQ).

الشكل رقم (4): الأشكال البيانية لإحصائية كل من *CUSUMSQ* و CUSUM



المصدر: المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج microfit 5.5.

يتضح من هذا الشكل أن المعاملات المقدرة للنموذج مستقرة هيكليًا عبر الفترة محل الدراسة، حيث وقع الشكل البياني لإحصائية الاختبارين المذكورين لهذا النموذج داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5 %.

5.1. التحليل الاقتصادي لنتائج التقدير: يمكن الاستدلال من نتائج تقدير نموذج ARDL في الاجلين القصير و الطويل ما يلي:

– وجود أثر موجب ومعنوي احصائيا لمعدل نمو البطالة المتأخر بسنتين على معدل نمو البطالة الحالي، ويعني هذا أن زيادة معدل نمو البطالة المتأخر بسنتين بنسبة 1%سوف تؤدي إلى زيادة معدل نمو البطالة بحوالي 0.29 %.

– وجود أثر سالب ومعنوي احصائيا لمعدل نمو الـ *GDP* للسنة الماضية على معدل البطالة ، فقد بلغت القيمة المقدرة للمرونة الجزئية للبطالة بالنسبة للنمو الاقتصادي حوالي –0.77، ويعني هذا أن الزيادة في النمو الاقتصادي بنسبة 1 % سوف تؤدي إلي انخفاض معدل نمو البطالة بـ 0.77%.

– وجود أثر سالب و قوي معنويا لمعدل نمو الـ *GDP* (النمو الاقتصادي) على البطالة في الأجل الطويل، حيث بلغت مرونة البطالة بالنسبة للنمو الاقتصادي في الأجل الطويل: –0.73 و هذا يعني أن الزيادة في النمو الاقتصادي بنسبة 1 % سوف تؤدي إلي انخفاض معدل نمو البطالة بـ 0.73 % في الأجل الطويل. تدل هذه القيمة على وجود حساسية شديدة بين التغير في معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي و التغير في معدل البطالة، بمعنى أن تغير طفيف في الناتج المحلي، يؤدي إلى تغير حاد و في الاتجاه المعاكس في معدل البطالة.

– نظرا لأهمية النتائج التي تحصلنا عليها،سوف يتم تدعيمها من خلال الاعتماد على علاقة 'أوكن' المطورة من طرف 'غوردن' كما يلي:

2. التقدير على أساس نموذج 'أوكن' المطور من طرف 'غوردن'"Gordon " الديناميكي

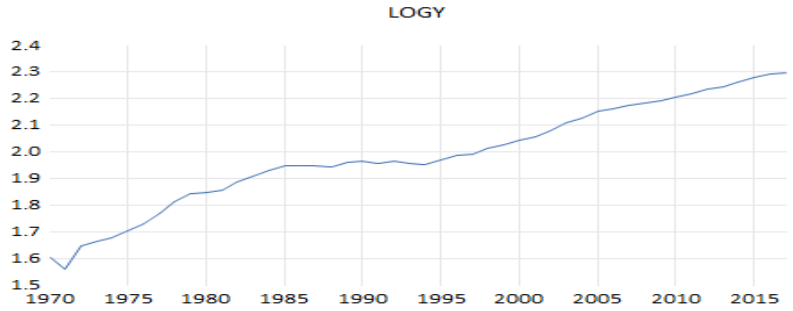
يتطلب تقدير نموذج Gordon كما راينا سابقا (العلاقة (9)) تحديد الاتجاه العام لكل من الناتج و البطالة والذي يمثل مستوى الناتج الكامن و معدل البطالة الطبيعي على التوالي كما يلي:

1.2. إيجاد الاتجاه العام لكل من معدل البطالة و الناتج المحلي الإجمالي

أهم التقنيات المستعملة لتقدير الاتجاه العام لمتغيرة اقتصادية كلية (مثل البطالة أو *GDP*) هي: مصفاة 'هودريك وبراسكوت' (Filter of Hodrick and Prescott)، مصفاة المتوسط المتحرك، طريقة الاتجاه العام الخطي و طريقة الاتجاه العام المجزئ (DIOP, 2000) ، تعتبر هذه التقنيات إحصائية حيث ترتكز على استعمال المعلومات المتضمنة في تاريخ السلسلة دون مرجع لنموذج اقتصادي خاص، أين تعتبر على الأمد الطويل أن *GDP* أو *u* الملاحظ يتطور حول *GDP* أو*u* طبيعي، بحيث نستطيع تقريبه من طرف الاتجاه العام لـ *GDP* أو *u* الملاحظ ، ومنه فان الاتجاه العام يمثل التوازن في الأجل الطويل و الدورة تؤسس الحركية في الأجل القصير.

1.1.2. الناتج المحلي الإجمالي

الشكل رقم (5) :تطور لوغاريتم الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي الفعلي عبر الزمن.



المصدر :من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج *Eviews10.0*

نلاحظ أن الـ *GDP* يأخذ عموما اتجاه عام موجب و أن السلسلة قليلة التذبذبات أي أنها تحمل معدل نمو متصاعد، و عليه فان تطبيق الطريقتين الأوليتين (المصفاتين) لتحديد الاتجاه العام غير ممكن ، لأن الشرط الأولي و الضروري لتطبيق هذين المصفاتين هو توفر المعطيات الثلاثية(أي لكل ثلاثة أشهر).هذا من جهة و من جهة أخرى،أن تكون السلسلة لا تحمل اتجاه عام متصاعد أو متنازل و أن تكون بها تغيرات (تذبذبات) مهمة، وعليه و لتعذر تحقيق هذه الشروط اكتفينا في دراستنا على المعطيات السنوية، مع استعمال طريقة الاتجاه العام الخطي، التي تفترض أن يكون للسلسلة معدل نمو يتطور في نفس الاتجاه.

– **طريقة الاتجاه العام الخطي:** التحليل الأكثر استعمالا لسلسلة متغيرة اقتصادية كلية مثل الـ*GDP* يرتكز على الاتجاه العام الذي تسلكه هذه المتغيرة و الذي عادة ما يكون خطيا، حيث أن الـ*GDP* المحتمل (أو الممكن) يمثل الاتجاه

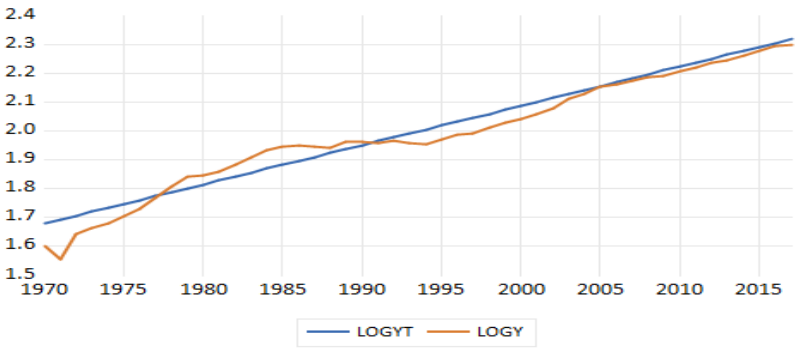
العام الخطي للناتج الفعلي، وهو نفس التحليل الذي قام به **تايلور** من اجل قياس فجوة الإنتاج، من خلال استعمال العلاقة التالية : $y_t = \alpha + \beta \cdot t$ ، أين y_t تمثل لوغاريتم الناتج الفعلي، في هذا النموذج الاتجاه يكون مقدر بالانحدار و البواقي المحصل عليها تكون مشابهة للجزء الدوري للسلسلة. (DIOP, 2000 :6-7)

– أعطت نتائج التقدير الصيغة التالية:

$$\log Y_t^T = 1.66 + 0.0136 \cdot t \ldots\ldots\ldots (14)$$

أين يكون الشكل على النحو التالي:

الشكل رقم (6) :تطور الناتج المحلي الإجمالي الفعلي واتجاهه العام (الممكن) عبر الزمن.

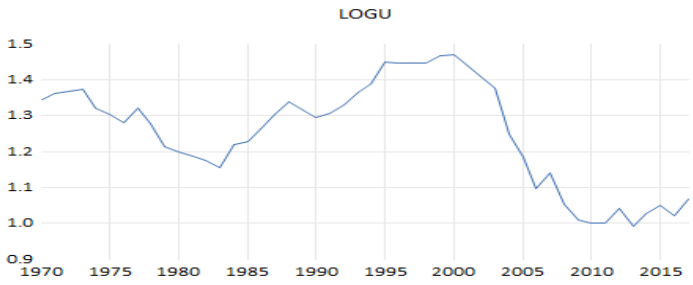


المصدر :من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews10.0

تحليل هذا الشكل يبين أن الناتج المحتمل ينمو عندما الإنتاج الفعلي يرتفع بشكل دائم، من جهة أخرى يكون غير متأثر عندما الزيادة للإنتاج الفعلي لا تكون سوى مؤقتة.

2.1.2. معدل البطالة:

الشكل رقم (7) :تطور لوغاريتم معدل البطالة الفعلي عبر الزمن.



المصدر :من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج *Eviews10.0*

نلاحظ أن السلسة u يمكن تقسيمها إلى ثلاث فترات الأولى يأخذ فيها معدل البطالة اتجاه عام متنازل الى غاية سنة 1985 ، ياخذ بعدها اتجاه عام متصاعد حتى سنة 2000 ليعود مرة ثانية بعد هذه السنة تقريبا ليأخذ اتجاه عام

متنازل، عكس سلسلة y التي لها اتجاه عام متصاعد. طريقة الاتجاه الخطي تفرض لتطبيقها أن يكون هناك اتجاه عام واحد في السلسلة، وعليه فهي غير ملائمة في هذه الحالة لعدم ثبات تطور معدل النمو في اتجاه واحد، ومنه سوف يتم الاستنجاد بطريقة الاتجاه المجزئ.

– **طريقة الاتجاه العام المجزئ (Segmented trend method :)** : قدمت هذه التقنية من طرف (National Bureau of Economic Research (NBER الأمريكي، و كانت واسعة الاستعمال من طرف إدارة OCDE خلال السنوات الأخيرة، بهذه الطريقة معدل النمو الطبيعي ممكن يغير مساره عند نقاط الانكسار (breaking points) و لكن يبقى ثابت الاتجاه داخل الفترات الجزئية، تطبيق هذه الطريقة يطرجم من طرف تمليس (smoothing) السلسلة u بتقدير اتجاه محدد خطي لكل فترة جزئية، بواسطة انحدار للوغاريتم U لعدة فترات زمنية، في دالة لنقاط الانكسار المعرّفة . يتطلب إذن تقدير الدالة التالية :

$$u_t = \gamma + \eta \cdot t + \sum \eta_r \cdot tr + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots(15)$$

في هذه العلاقة، المتغيرة u تمثل لوغاريتم U ، t: الزمن.

tr: هي متغيرة زمنية حيث أن: $tr = 0$ إذا $t \leq r$ و $tr = t - r$ إذا $t \rangle r$.

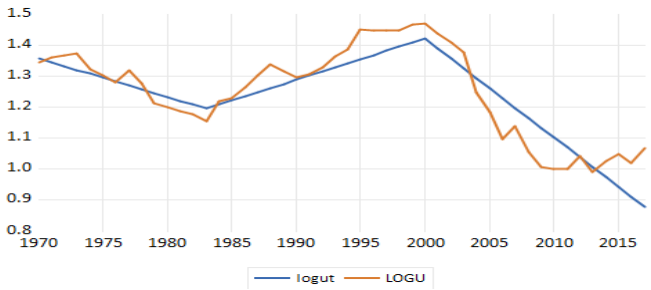
المؤشر r :يدل على التاريخ المحتمل لحدوث كسر في السلسلة، بإدخال تواريخ الانكسارات في هذا النموذج يسمح بالحصول على مركبة الاتجاه العام الذي يكون اقل حساسية (تأثر) في مختلف الفترات الجزئية، واختبار المعنوية الإحصائية لهذه الانكسارات (DIOP, 2000 : 8)

– أعطت نتائج تقدير هذه الطريقة باستعمال برنامج *Eviews 10.0* الصيغة الرياضية التالية :

$$\log U_t^T = 1.37 - 0.012 \cdot t - 0.025 \cdot tr_1 + 0.045 \cdot tr_2 \ldots\ldots\ldots(16)$$

الشكل يكون على النحو التالي:

الشكل رقم (8):تطور معدل البطالة الفعلي واتجاهه العام (الطبيعي) عبر الزمن.



المصدر:من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج *Eviews10.0*

يظهر من الشكل أن معدل البطالة الطبيعي (في المدى الطويل) لا يتبع التغيرات المؤقتة التي تحدث في معدل البطالة الفعلي.

ملاحظة: قد تم إدخال عدة نقاط انكسار عند تقدير u إلا أنها كانت معنويا لا تختلف عن الصفر إلا سنة 1985، 2000، من جهة أخرى عند استعمال طريقة الاتجاه المجزئ على السلسلة y وجدنا أن مختلف نقاط الانكسار المستعملة (عند تواريخ انخفاض معدل النمو) كانت معاملاتها غير معنوية إحصائيا و هو دليل على استعمال طريقة الاتجاه الخطي.

2.2.اختبار جذر الوحدة: لاختبار استقرارية السلسلتين نعتمد مثل ما سبق على اختبارات كل من ديكي–فولر (ADF) و فيلبس–بيرون (PP) ، و التي يمكن الحصول على نتائجهما مباشرة في نفس الوقت بالاعتماد على البرمجية المعدة خصيصا في برنامج *Eviews 10.0* كما يظهر في الملحق رقم (2) ، حيث يظهر ان السلسلة Y_t^c مستقرة في المستوى بالاعتماد على اختبار ADF اين يظهر ان احصائيات الاختبار المحسوبة في النماذج الثلاثة معنوية عند 10% (حيث نجد ان الاحتمال المقابل لهاته الاحصائيات اقل من 10%) اما نتائج اختبار PP تشير الى ان السلسلة مستقرة من الدرجة الاولى اين يصبح الاحتمال المقابل للاحصائيات المحسوبة اقل من 5% في النماذج الثلاثة للسلسلة المفرقة من الدرجة الاولى مما يدل على ان السلسلة من نوع I(1) ، اما بالنسبة للسلسلة U_t^c تظهر نتائج اختبار كل من ADF وPP انه بعد اجراء الفرق الاول للسلسلة تصبح الاحتمالات المقابلة للاحصائات المحسوبة في الاختبارين اقل من 5 % مما يدل على استقرارية السلسلة أي انها من نوع I(1).

3.2. اختبار التكامل المتزامن بين المتغيرتين Y_t^c و U_t^c:

من اجل اختبار وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرتي معدل البطالة و النمو الاقتصادي الظرفيين نعتمد على اختبار الحدود في نموذج ARDL ، من اجل ذلك يتطلب تحويل النموذج العام السابق (9) الى نموذج تصحيح الخطا غير المقيد (Unrestricted Error Correction Model, UECM) الذي ياخذ الصيغة التالية:

$$\Delta U_t^c = a_0 + \sum_{i=1}^{p} b_i \cdot \Delta U_{t-i}^c + \sum_{i=0}^{p} c_i \cdot \Delta Y_{t-i}^c + \delta_1 U_{t-1}^c + \delta_2 Y_{t-1}^c + \varepsilon_t \ldots\ldots(17)$$

حيث كانت نتائج اختبار الحدود بالاعتماد على برنامج microfit 5.5،كما هو مبين في الجدول الاتي:

الجدول رقم (4): نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود (Bounds Test) لنموذج ARDL

اختبار الحدود لوجود التكامل المشترك.							
القرار	قيمة فيشر المحسوبة F_{cal}	التاخير	مستوى المعنوية		قيم فيشر الجدولية		
				$F^{*}_{critical}$		$F^{**}_{critical}$	
				$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$

قبول فرضية العدم لعدم وجود تكامل مشترك	0,65	4	%5	5,24	6,08	5,49	6,38
			%10	4,19	4,98	4,36	5,21
– نلاحظ من خلال الشكل ان قيم F المحسوبة اقل تماما من قيم F الجدولية السفلى I(0) عند مختلف مستويات المعنوية مما يدل على عدم رفض فرضية العدم لعدم امكانية وجود تكامل مشترك بين معدل البطالة و النمو الاقتصادي الظرفيين.							
– مصدر القيم الحرجة: * تشير الى قيم فيشر الحرجة لـ Pesaran et al (2001) ، و ** قيم فيشر الحرجة لـ Narayan (2005).							

المصدر: المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج microfit 5.5 .

نلاحظ من خلال الجدول (4) ان قيمة احصاءة F المحسوبة والبالغة (0.65) اقل من قيم فيشر الجدولية السفلى عند مستوى معنوية 5% بالنسبة لتوزيع Pesaran et al وNarayan . مما يعني قبول فرضية العدم ($H_0 : \delta_1 = \delta_2 = ... \delta_{11} = 0$) و رفض الفرضية البديلة ($H_1 : \delta_1 \neq \delta_2 \neq .... \delta_{11} \neq 0$) اي ليس هناك علاقة توازنية طويلة الاجل بين معدل البطالة و النمو الاقتصادي الظرفيين وبالتالي عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرتين. وعليه فان معادلة الانحدار سوف تأخذ الشكل التالي (حيث ان تقدير النموذج الديناميكي بادخال كل من المتغيرة التابعة و المفسرة المبطاة بفترات كمتغيرات تفسيرية في النموذج له العديد من المزايا الاقتصادية و حتى الاحصائية منها: يسمح بإلغاء الارتباط الذاتي للبواقي ، يقلل من قيم معايير AIC، SC و HQ، يرفع معامل التحديد R^2. و زيادة في معنوية المعالم المقدرة):

$$U_t^c = \sum_{i=1}^{k} b_i \cdot U_{t-i}^c + \sum_{i=0}^{k} c_i \cdot Y_{t-i}^c + \varepsilon_t .....(18)$$

4.2. تحديد التأخر الزمني*P*

من اجل تحديد العدد الأمثل للتأخيرات، ونظرا لأهمية هذه المرحلة نقوم بتقدير نموذج VAR بين متغيرتي النموذج ثم دراسة مختلف الحالات المرشحة للنموذج والمختلفة حسب قيم *P*؛ حيث نختار النموذج الذي يعطي اقل قيمة للمعايير *AIC* ، *SC* و *HQ* ، حيث وجدنا أن قيمة *P* التي تدني المعايير السابقة هي: 3 = *P*.

5.2. تقدير و تحليل النموذج

أعطى حساب معادلة الانحدار بطريقة المربعات الصغرى، على أساس التأخر بثلاث فترات بالنسبة للمتغيرة المستقلة والتابعة (بالاعتماد على معايير كل من (AIC,SC) ،كما أنه عند التقدير تم إتباع طريقة Tang (2000) (Pesaran et. Al. 2001 : 20) التي تتلخص في إلغاء المتغير المستقل الذي تكون القيمة المطلقة لإحصاء *t* الخاصة به اقل من الواحد الصحيح، وذلك بشكل متتالي، وعليه أعطى التقدير الشكل التالي (حيث تم حذف المتغيرات *UCT(-2)،YCT(-2)* لعدم معنويتها وصغر قيم ستودنت الخاصة بها عن الواحد الصحيح) (كما تم تأكيد حذف هذه

المتغيرات غير المعنوية وفق طريقة Tang من خلال اختبار Wald و ذلك من خلال قبول فرضيات العدم لحذف المتغيرات المعنية) ؛ وقبل اعتماد هذا النموذج لاستخدامه في تقدير الآثار قصيرة وطويلة الأجل ينبغي التأكد من جودة أداء هذا النموذج، ويتم ذلك بإجراء الاختبارات التشخيصية السابقة الذكر كما يظهر:

الجدول رقم (5): نتائج تقدير النموذج (المتغير التابع : *UCT*)

نتائج تقدير المعادلة العامة التالية : $U_t^c = \sum_{i=1}^{3} b_i \cdot U_{t-i}^c + \sum_{i=0}^{3} c_i \cdot Y_{t-i}^c + \varepsilon_t$

Dependent Variable : UCT

Variable	Coefficient	Std. Error	t–Statistic	Prob.
UCT(−1)	1.01	0.11	8.85^{***}	0.00
UCT(−3)	−0.19	0.11	-1.67^{*}	0.10
YCT(−1)	−0.48	0.28	-1.69^{*}	0.09
YCT(−3)	0.4	0.23	1.7^{*}	0.09

الاختبارات التشخيصية	JB	LM	white	RESET
statistic	$\chi^2_{(2)} = 0{,}25$	$F_{(1,40)} = 0{,}58$	$F_{(1,43)} = 3{,}03$	$F_{(1,40)} = 1{,}68$
probability	0.88	0.44	0.11	0.2

ملاحظات: * Significant at 10%, ** Significant at 5%, *** Significant at 1%

المصدر:من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج *microfit 5.5*.

– **فحص نتائج التقدير** : يتضح من الجدول اعلاه ما يلي:

1. يشير إحصاء اختبار BG LM إلي خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي من الدرجة *p* اكبر من 1.
2. يشير إحصاء White إلي عدم رفض فرضية العدم القائلة بثبات تباين حد الخطأ العشوائي في النموذج المقدر . Homoscedasticity

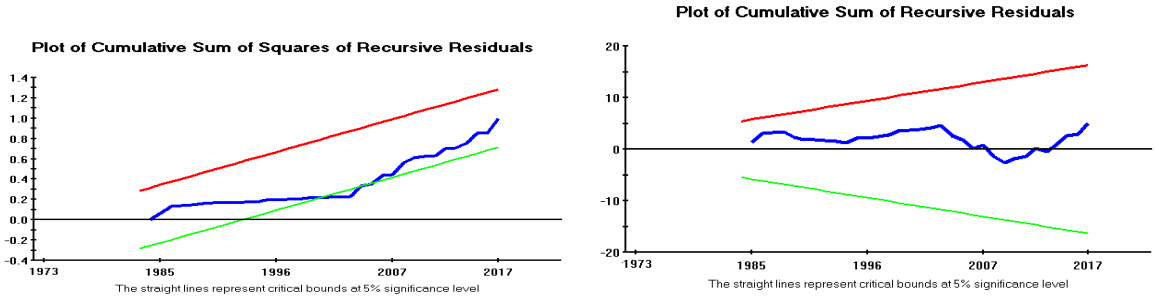
3. يشير إحصاء اختبار JB إلي عدم رفض الفرضية القائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيعًا طبيعيًا في النموذج محل التقدير.

4. يشير إحصاء اختبار RESET إلي صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج المستخدم .

وتشير قيمة معامل التحديد (R^2) إلي ارتفاع القوة التفسيرية للمتغيرات المستقلة محل الاهتمام (0.72).

5. اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج على طول الفترة. اختبار (***CUSUM***) ، (***CUSUMSQ***)

الشكل رقم (9): الأشكال البيانية لإحصائية كل من *CUSUMSQ* و CUSUM



المصدر: المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج microfit 5.5.

يتضح من هذا الشكل أن المعاملات المقدرة للنموذج مستقرة هيكليًا عبر الفترة محل الدراسة عموما، حيث وقع الشكل البياني لإحصائية الاختبارين المذكورين لهذا النموذج داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5 %.

– من اجل تحليل نتائج التقدير يكون من المفيد اعادة عرض الصيغة القياسية المثلى للنموذج كما يلي:

$$U_t^c = \underset{(8,85)^{***}}{1,01} \cdot U_{t-1}^c - \underset{-(1,67)^{*}}{0,19} \cdot U_{t-3}^c - \underset{(-1,69)^{*}}{0,48} \cdot Y_{t-1}^c + \underset{(1,7)^{*}}{0,4} \cdot Y_{t-3}^c$$

$$R^2 = 0,72 \quad Loglikelihood = 88,15 \quad DW = 2,02 \quad n = 45$$

ملاحظات : القيم ما بين القوسين تمثل قيم احصائيات ستودنت. * ، **، *** تمثل المعنوية الاحصائية عند 10،5 و 1 % على التوالي.

يتضح من هذه الصيغة ما يلي:

– وجود أثر موجب (سالب) و قوي معنويا لفجوة معدل البطالة المتأخر بسنة (المتاخر بثلاث سنوات) على فجوة البطالة الحالي او ما يسمى بمعدل البطالة الظرفي، ويعني هذا أن زيادة معدل البطالة الظرفية المتأخر بسنة (المتاخر بثلاث سنوات) بنقطة واحدة سوف تؤدي إلى زيادة معدل البطالة الظرفي بحوالي 1.01 وحدة (–0.19 وحدة) في الأجل القصير.

– وجود أثر سالب (موجب) ومعنوي لفجوة الناتج للفترة الماضية (لفجوة الناتج المتأخرة بثلاث سنوات) على معدل البطالة الظرفي في الأجل القصير، فقد بلغت القيمة المقدرة للتأثير بالنسبة للناتج الظرفي حوالي–0.48 (0.4)، ويعني

هذا أن الزيادة في فجوة الناتج بنقطة واحدة سوف تؤدي إلي انخفاض (ارتفاع) فجوة البطالة بـ 0.48 (بـ 0.4) نقطة في الأجل القصير.

– وجود أثر سالب للـ*GDP* الظرفي (فجوة الناتج *"output gap"*) على البطالة الظرفية (فجوة البطالة) في الأجل الطويل .حيث أن تأثير تطور الناتج الظرفي على البطالة الظرفية في الأجل الطويل(معامل 'أوكن' في الأجل الطويل) هو:

$$\alpha_{LT} = \frac{\sum_{i=0}^{5} c_i}{1-\sum_{i=1}^{5} b_i} = \frac{-0.08}{1-(0.82)} \approx -0.44$$

– ويعني هذا أن نمو فجوة الناتج (أي الناتج الظرفي) بنقطة واحدة (مليار دولار) ستؤدي إلى انخفاض فجوة البطالة بـ 0.44 نقطة في الأجل الطويل، بمعنى أن معدل البطالة الفعلي سيقترب من معدل البطالة الطبيعي بحوالي 0.44 نقطة.

– **ملاحظة:** لم يتم التطرق لتقدير علاقة 'أوكن' البسيطة (بمعنى دون ادخال التاخيرات في النموذج) وعلاقة 'غوردن' البسيطة، أين كل معلمات النموذج نجدها لا تختلف معنويا عن الصفر إضافة إلى أن هذه النماذج مرفوضة إحصائيا، كوجود مشكل الارتباط الخطي للأخطاء (صغر قيمة DW)، و قيمة معامل التحديد الصغيرة جدا .

3. التفسير الاقتصادي للنتائج

إن النتائج المتوصل إليها من خلال ما سبق تبدوا قياسية،(حيث حسب دراسة Durand and Bourdon (2003 على مجموعة EU فان قيمة المرونة في الأجل الطويل لعلاقة 'أوكن' بلغت أقصى قيمة لها في فنلندا –0.34%، أما بالنسبة لعلاقة 'غوردن' في بلجيكا وبلغت –0.09)؛ اذ انه نتيجة للمعطيات التي بحوزتنا نجد ان معدلات البطالة شهدت انخفاضات مهمة في الفترات الأخيرة، فمن معدلات تقارب 30% في أواخر التسعينيات إلى معدلات تقارب 10% أواخر سنة 2000، إلا أن معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي لم يشهد سوى بعض الزيادات الطفيفة في معدل نموه خلال الفترة ،كما يلاحظ في الشكل (2) السابق، اين يظهر في الشكل أن منحنى تطور معدل نمو الـ*GDP* الحقيقي خلال فترة الدراسة يأخذ تقريبا الشكل الأفقي عكس منحنى معدل نمو البطالة الذي يشهد انخفاضات مهمة.

– وعليه قد نجد أن التفسيرات الاقتصادية قد لا تنطبق على حالة الجزائر، ما يلاحظ في الجزائر في السنوات الأخيرة هو إقحام الشباب الذي يمثل اكبر نسبة من البطالين (65%) في العمل من جراء اعتماد برنامج الإدماج المهني الذي يقضي بإقحام البطالين في المؤسسات، و الذي لا يشكل عائق(أي تكاليف) لها مهما كان العدد لان اجر هؤلاء يكون من طرف الدولة حسب هذا البرنامج، من جهة أخرى تنمية مشاركة المرأة في العمل التي كانت تمثل اكبر نسبة من البطالة، أين أعطي لها الحق بـ75% في العمل خلال المخطط الخماسي الأخير–حسب تصريحات الحكومة– و عموما فان اهم الاجراءات و التدابير التي اتخذتها الدولة خلال فترة الدراسة خاصة خلال الفترة الاخيرة منها و التي

كان لها الدور الكبير في تخفيض معدلات البطالة نجد: برنامج تشغيل الشباب، جهاز الادماج المهني للشباب، التعويض مقابل نشاطات ذات منفعة عامة، الاشغال ذات المنفعة العامة و ذات الاستعمال المكثف لليد العاملة، عقود ما قبل التشغيل، برنامج القروض المصغرة، الصندوق الوطني للتامين على البطالة، الوكالة الوطنية لدعم تشغيل الشباب، الوكالة الوطنية لتطوير الاستثمار...الخ

و لهذا فان النسبة 0.73% لا تعود إلى نمو الـ*GDP* وحده، وإنما النسبة الكبيرة من هذا الانخفاض في معدل البطالة خلال الفترة يعود إلى البرامج و التدابير المطبقة التي قامت بها الحكومة للتخفيف من حدة البطالة وما ينجم عليها من آثار.

– والدليل على ذلك هو من خلال تحليل الإحصائيات الخاصة بمعدل التشغيل و معدل نمو الإنتاجية المتوسطة (الإنتاج لكل عامل) أين يظهر أن زيادة معدلات التشغيل يترافق مع انخفاض معدل إنتاجية العمل، أي أن زيادة التوظيف يتزامن مع انخفاض معدل الإنتاجية مما يؤدي إلى تعويض الانخفاض في الإنتاجية بالزيادة في اليد العاملة .

– من جهة اخرى، يمكن استعمال النتائج التي توصلنا إليها للتنبؤ بمعدل النمو اللازم للوصول إلى معدل البطالة الطبيعي لسنتين القادمتين "في الأجل الطويل" ، من خلال ما سبق نجد أن:

– حسب معادلة الاتجاه العام للبطالة رقم (16) نجد أن معدل البطالة الطبيعي سنة 2020 سيكون :

$$\log U_t^T = 1.37 - 0.012 \cdot (51) - 0.045 \cdot (20) + 0.025 \cdot (37) = 0.783 \Rightarrow U_t \approx 6$$

من خلال علاقة 'أوكن' الديناميكية (النموذج الأول) فان زيادة نمو الناتج بـ1% تؤدي إلى انخفاض البطالة بـ 0.73% في الأجل الطويل (ثلاث سنوات)، لدينا معدل البطالة الفعلي سنة 2017 هو 11.7% أما الطبيعي سنة 2020 يكون6 % ومنه معدل انخفاضه هو: $\frac{6-11.7}{11.7} \simeq -0.48$ أي –48%، رأينا من قبل أن زيادة النمو بـ1% يؤدي إلى تخفيض معدل البطالة بـ0.73%، أما لتحقيق معدل البطالة الطبيعي 6% سنة 2020 لابد من تحقيق معدل نمو للـ*GDP* قدره: $\frac{48}{0,73} = 0,5575 = 55,75\%$. وهو معدل نمو الناتج اللازم للوصول إلى معدل البطالة الطبيعي، أين نجد أن قيمة الناتج (بالمليار دولار) هي:

$$\frac{pib_{2020} - pib_{2017}}{pib_{2017}} = \frac{pib_{2020} - 199.19}{199.19} = 0.5575 \Rightarrow pib_{2020} \approx 310.24$$

وهو مستوى الناتج اللازم لمعدل البطالة الطبيعي.

–من جهة اخرى لدينا مستوى الناتج الطبيعي سنة 2020 بالاستعانة بمعادلة الاتجاه العام للناتج رقم (14) هو(بالمليار دولار) :

$$\log Y_{2020}^T = 1.66 + 0.0136 \cdot (51) = 2.35 \Rightarrow Y_{2020}^T = 223.87$$

ومنه فان معدل نمو الـ*pib* الطبيعي لسنة 2020 هو: $\frac{pib_{2020}-pib_{2017}}{pib_{2017}}=\frac{223.87-199.19}{199.19}\approx 0.12$ ، أي 12%.

– وعليه من خلال النتائج التي توصلنا إليها نجد أن معدل النمو الاقتصادي اللازم للوصول إلى معدل البطالة الطبيعي (وهو: 6%) سنة 2020 هو 55.75%، و الذي يمثل حوالي 464% من معدل النمو الطبيعي للناتج خلال هذه السنة أي : $\frac{55.75}{12}\approx 4.64\approx 464\%$. اي لابد من تحقيق 464% (اربع اضعاف) من معدل النمو الطبيعي او المحتمل للناتج من اجل الوصول الى معدل البطالة الطبيعي.

خامسا. الخاتمة

استهدفت هذه الدراسة قياس أثر النمو الاقتصادي على البطالة في الأجلين القصير والطويل في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة الممتدة من 1970–2017 ولتحقيق هذا الهدف تم تطبيق نموذج **'أوكن' الديناميكي** و نموذج **'أوكن' المطور** من طرف **'غوردن'** بهدف تقدير مرونات الأجلين القصير و الطويل. وتتلخص أهم نتائج هذه الدراسة في الآتي:

– فائدة التقنية الإحصائية للحصول على و التمييز بين البطالة الهيكلية أو الطبيعية (اتجاهها العام) و البطالة الظرفية (دورتها) من جهة، و حساب الناتج المحتمل أو الطبيعي (اتجاهه العام) و مستواه الظرفي من جهة أخرى. وجود أثر موجب و معنوي لمعدلات البطالة لفترات متأخرة على معدل البطالة الحالي في النموذجين، أي أن معدل البطالة في الفترة (t) يرتبط بمعدل البطالة في الفترات السابقة ($t-i$) وعموما يتناسب طرديا معها، إن هذه العلاقة تظهر شيئا مهما وهو الطبيعة الحركية للبطالة أي أن بطالة الفترة الحالية تتوقف على بطالة الفترة السابقة. إن معدل نمو الـ*GDP* في الفترة t لا يؤثر على معدل نمو البطالة في نفس الفترة في النموذجين، إلا انه يكون عالي التأثير في الفترات المتأخرة زمنيا. وجود أثر سالب ومعنوي لمعدلات نمو الـ*GDP* على البطالة في الأجلين القصير و الطويل في النموذجين. إن تغيرا طفيفا في الناتج المحلي، يؤدي إلى تغير حاد و في الاتجاه المعاكس في معدل البطالة، عندما يزيد الإنتاج معدل البطالة ينخفض بشكل معتبر.حيث وجدنا أن مرونة البطالة بالنسبة لنمو الناتج تقدر بـ –0.73% في النموذج الأول، و–0.44 نقطة في النموذج الثاني في الأجل الطويل.

– من خلال النتائج المتوصل إليها يمكن استنتاج أن: معدل البطالة الطبيعي لسنة 2020 يقدر بـ 6%، أما معدل نمو الناتج الطبيعي لسنة 2020 هو 12%، أما معدل النمو الاقتصادي اللازم للوصول إلى أدنى مستوى من البطالة حسب النموذج الأول سنة 2020 يقدر بـ 55.75%. و الذي يمثل حوالي 464% من معدل النمو الطبيعي للناتج خلال هذه السنة.

كمانه من خلال دراستنا لهذا الموضوع، تبين لنا بعض مناطق الضعف في الاقتصاد الوطني، لذلك سوف نحاول وضع مجموعة من التوصيات والتي ربما تكون الحل المناسب في نظرنا، وهي:

– تحسين النظام الإحصائي الجزائري : ضرورة توفير قاعدة بيانات أساسية متكاملة عن مشكلة البطالة في الجزائر تراعي التعريفات و المصطلحات و القياسات و المعايير الدولية المتعارف عليها بما يمكن من إنجاز إجراءات مقارنة وواقعية غير متضاربة، خصوصا أن مسألة الإعلام الاقتصادي باتت ضرورة ملحة خاصة بالنسبة للقائمين على التخطيط والتنبؤ المستقبلي لسلوكات الظواهر الاقتصادية و على رأسها البطالة.

– تطبيق سياسات جدية تحقق نمو اقتصادي مستدام: تتمثل أهم العناصر اللازمة لتحقيق نمو مستدام في الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج ومن ثم النمو الاقتصادي في الآتي: توفر المؤسسات على درجة عالية من الجودة، تنمية رأس المال البشري، وجود بيئة لسياسة اقتصادية كلية مواتية، تنويع القاعدة الاقتصادية.

– كذلك الاهتمام بقطاعات الخدمات الإنتاجي (مثل : النقل ، الاتصالات ، التجارة ، والتأمين ، والمطاعم والفنادق) وقطاعات الخدمات الاجتماعية (مثل :الإسكان، والخدمات الشخصية والاجتماعية ، والخدمات الحكومية.) حيث نجد انه في مختلف الدول النامية أن قطاع الخدمات يحتل النصيب الأكبر من إجمالي العمالة. ضرورة اعتماد مبدأ التخطيط المستقبلي للعمالة مع الأخذ بعين الاعتبار البعدين: الكمي(العرض المتاح من القوة العاملة) و البعد الكيفي (التأهيل، التدريب، المستوى التعليمي...) وذلك على المستويين القطاعي و الإقليمي. و اخيرا ضرورة الاستفادة من تجارب الدول في مجال التشغيل خاصة تلك التي تتزامن مع تطبيق برامج الإنعاش الاقتصادي، والهادفة إلى إصلاح الخلل الاقتصادي الكلي المميز لأجل الدول النامية بما فيها الجزائر.

المراجع:

المراجع العربية:

الجنابي، نبيل مهدي ، عيسى محمد مهدي (2014)، البطالة و النمو في الاقتصاد العراقي، دراسة قياسية للفترة 1990–2010، *مجلة القادسية للعلوم الادارية و الاقتصادية*، 16(2).

الشوربجي، مجدي، (2005) ، أثر النمو الاقتصادي على العمالة في الاقتصاد المصري، *مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا* ، 2 (6) .

بوالكور، نور الدين، (2018)، محددات البطالة في الجزائر خلال الفترة 1970–2016 في اطار نموذج ARDL، *مجلة حوليات جامعة الجزائر 1*، 2 (32).

بوصافي، كمال، (2006)، *حدود البطالة الظرفية و البطالة البنيوية في الجزائر خلال المرحلة الانتقالية*، أطروحة دكتوراه، كلية العلوم اقتصادية ، جامعة الجزائر، 78.

حشمان، مولود ، عائشة مسلم ، (2005) ، اتجاهات النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1990 –2004 *مجلة معهد العلوم الاقتصادية*، 1(12).

شيبي، عبد الرحيم ، شكوري محمد ، (2008)، البطالة في الجزائر مقاربة تحليلية وقياسية ، المؤتمر الدولي حول "أزمة البطالة في الدول العربية"، القاهرة ، جمهورية مصر العربية، 17-18.

الموقع: http// :www.arab-api/jodep/products/abstracts/abstracts-v10-2.pdf.

طالب، سومية شهيناز، لبيق محمد البشير، (2018)، الاثر الديناميكي للنمو الاقتصادي على البطالة – دراسة حالة الجزائر، *مجلة اقتصاديات المال و الاعمال JFBE*، 1(7).

عبد الزهرة حسن، علي ، عبد اللطيف حسن شومان، (2013) تحليل العلاقة التوازنية طويلة الاجل باستعمال اختبارات جذر الوحدة و اسلوب دمج النماذج المرتبطة ذاتيا و نماذج توزيع الابطاء (ARDL) ، *مجلة الادارة و الاقتصاد بجامعة بغداد*، 9(34)، 179.

عيسى، نجاة، (2016)، اثر معلات النمو الاقتصادي على معدلات البطالة في الجزائر ، دراسة قياسية خلال الفترة من 1970-2014، *مجلة دراسات في الاقتصاد و التجارة و المالية*، جامعة الجزائر 3، 5 (2)، 535-548.

رمزي، زكي ، (1998)، *الاقتصاد السياسي للبطالة، "تحليل لأخطر مشكلات الرأسمالية المعاصرة"*، عالم المعرفة، الكويت، 364 -365 .

قدي، عبد المجيد،(2002)، الإصلاحات الاقتصادية في الجزائر – محاولة تقويمية-، *Cahiers du CREAD les* ، (61)، 5. منشورات الديوان الوطني للاحصائيات، 2018، من الوقع: http://www.ons.dz/.

مناقر، نور الدين، جمعي سارة، قاري ابراهيم، (2016)، محددات البطالة في الجزائر خلال الفترة 1980-2014، دراسة قياسية باستخدام نموذج الانحدار الذاتي بفترات الابطاء الموزعة ARDL، *المجلة الجزائرية للاقتصاد و الادارة*، (8) ، الجزائر.

المراجع الاجنبية:

Abbas, Shujaa, (2014), « Long Term Effect of Economic Growth on Unemployment Level : In Case of Pakistan, *Journal of Economics and Sustainable Development*, 5 (11). P 103-107.

Baharumshah , Ahmed Zubaidi and al, (2009), The Stability Of Money Demand In China: Evidence From The ARDL Model, *ELSEVIER Economic Systems* , (33) , P234. Journal homepage : www.elsevier.com/locate/ecosys.

Bourbonnais, Régis, **"***économétrie***"** ,(2009), 6 édition , édition Dunod , paris, Francs, 2009, p234.

Burda Michael & Charles Wyplosz,(2006), *Macroèconomie ,A l'èchelle europèenne*, traduction de la 4eme èditon anglaise par Stanislas Standaert , 4eme èditon , èditon De Boeck Univercity , Bruxelles, Belgique , p314- 316.

DIOP, Papa Lamine**,** (2000) , Estimation De La Production Potentielle de L'UEMOA, *Union Monaitaire Ouest Africain*, (506), p3-9.

Cite :www.bceao.int/internet/bcweb.nsf/files/er23.pdf/FILE/er23.pdf.

Durand. A, (2002), Détermination d'Une Mesure De Croissance Potentielle Pour Luxembourg: Application De La Méthodologie des VAR Structurels , *Cellule de Recherche en Economie Appliquée*, document de travail n° 024.

Cite:www.sciencedirect.com.

Durand, J., Huchet-Bourdon,(2003) , La Loi d'Okun Comme Indicateur De Dispersion Des Pays Européens : Peut-On Parler De Convergence Des Structures ? ; Communication in Journées de l'Association françaises de sciences économiques ; Lille, France, p 3-6.

Cite :www.lille1.fr/afsemedee/communications/huchetbourdon.marilyne.pdf.

Emeka, N, Kelvin Uko, A, (2016), Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Cointegration Technique, *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4), 2016, p 78-79.

Granger, C.W.J., Newbold, P., (1974) : "Spurious Regression in Econometrics", *Journal of Econometrics*, (26), p1045-1066.

Hénin, P.Y., Jobert.T.,(1999) , La Persistance Du Chômage, Caractérisation Et Mesure, *Rapport d'Etude pour le Commissariat au plan*, Convention n°18, document n°2 ,p5.

Cite :annales.ensae.fr/anciens/n44/vol44-02.pdf.

Jonathan, O Oniore, Anthony O Bernard, and al, (2015), MACROECONOMIC DETERMINANTS OF UNEMPLOYMENT IN NIGERIA, *International Journal of Economics, Commerce and Management*, 3 (10), United Kingdom ,P 215-230.

Mankiw N. Gregory,(2003), *Macroéconomie* , traduction de la 5eme édition américaine par Jean Houard, 3eme Ed , édition De Boeck Univercity , Bruxelles, Belgique, p428-433.

Marinkov Marina, Jean pierre Geldenhuys,(2007), Cyclical Unemployment and Cyclical Output : an estimation of Okun's Coefficient for South Africa, *South Africa Journal of Economics*, 75 (3).

Musette Saib, Hamouda Nacereddine,(1999), Evaluation Des Effets Du (PAS) Sur Le Marché DuTravail En Algérie, *Les Cahiers Du CREAD* , (46), 169.

Pesaran , M H. Shin Y.and Smith R J ,(2001) , Bound Testing Approaches To The Analysis of Long Relationships ,*Journal of Applied Econometrics* ,16(3), 20. in the Cite: http// :www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/pss1.pdf .

الملاحق:

الملحق رقم 1.أ :نتائج اختبار الارتباط التقاطعي بين معدل النمو الاقتصادي و معدل البطالة

Cross Correlogram of DLOGU and DLOGY

Date: 12/14/18 Time: 23:06
Sample: 1970 2017
Included observations: 47
Correlations are asymptotically consistent approximations

DLOGU,DLOGY(-i)	DLOGU,DLOGY(+i)	i	lag	lead
		0	-0.1775	-0.1775
		1	-0.2726	-0.0479
		2	-0.2558	-0.1016
		3	-0.0840	-0.1094

الملحق رقم 1.ب : الخصائص الاحصائية لمتغيرات الدراسة

	GDP	U
Mean	106.0386	18.85292
Median	92.28428	19.39000
Maximum	199.1975	29.50000
Minimum	36.06486	9.830000
Std. Dev.	44.96875	5.983717
Skewness	0.481607	0.074795
Kurtosis	2.252737	1.932315
Jarque-Bera	2.972366	2.324657
Probability	0.226235	0.312757
Sum	5089.852	904.9400
Sum Sq. Dev.	95042.85	1682.829
Observations	48	48

الملحق رقم (2) :نتائج اختبار استقرارية متغيرات الدراسة

UNIT ROOT TEST TABLE (PP)

		At Level			
		LOGY	LOGU	YCT	UCT
With Cons...	t-Statistic	-1.4536	-1.1116	-2.0331	-1.5139
	Prob.	*0.5480*	*0.7037*	*0.2722*	*0.5180*
		n0	n0	n0	n0
With Cons...	t-Statistic	-1.9794	-1.4830	-1.9794	-1.2448
	Prob.	*0.5972*	*0.8215*	*0.5972*	*0.8891*
		n0	n0	n0	n0
Without C...	t-Statistic	5.1253	-0.8264	-2.1007	-1.3980
	Prob.	*1.0000*	*0.3526*	*0.0355*	*0.1487*
		n0	n0	**	n0
		At First Difference			
		d(LOGY)	d(LOGU)	d(YCT)	d(UCT)
With Cons...	t-Statistic	-7.8877	-5.2774	-7.8877	-6.0779
	Prob.	*0.0000*	*0.0001*	*0.0000*	*0.0000*
		***	***	***	***
With Cons...	t-Statistic	-8.2484	-5.2162	-8.2484	-6.1812
	Prob.	*0.0000*	*0.0005*	*0.0000*	*0.0000*
		***	***	***	***
Without C...	t-Statistic	-5.0158	-5.2398	-7.8438	-6.0811
	Prob.	*0.0000*	*0.0000*	*0.0000*	*0.0000*
		***	***	***	***

UNIT ROOT TEST TABLE (ADF)

		At Level			
		LOGY	LOGU	YCT	UCT
With Cons...	t-Statistic	-3.2203	-1.5950	-4.7626	-1.0386
	Prob.	*0.0251*	*0.4768*	*0.0004*	*0.7318*
		**	n0	***	n0
With Cons...	t-Statistic	-3.2641	-1.7963	-3.2641	-0.9217
	Prob.	*0.0874*	*0.6899*	*0.0874*	*0.9448*
		*	n0	*	n0
Without C...	t-Statistic	5.0831	-1.0460	-3.8005	-0.9078
	Prob.	*1.0000*	*0.2624*	*0.0003*	*0.3178*
		n0	n0	***	n0
		At First Difference			
		d(LOGY)	d(LOGU)	d(YCT)	d(UCT)
With Cons...	t-Statistic	-8.1969	-3.0535	-8.1969	-6.0336
	Prob.	*0.0000*	*0.0375*	*0.0000*	*0.0000*
		***	**	***	***
With Cons...	t-Statistic	-8.8869	-2.9860	-8.8869	-6.1583
	Prob.	*0.0000*	*0.1473*	*0.0000*	*0.0000*
		***	n0	***	***
Without C...	t-Statistic	-4.5209	-3.0186	-8.0998	-6.0387
	Prob.	*0.0000*	*0.0034*	*0.0000*	*0.0000*
		***	***	***	***

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