مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية، المجلد السابع عشر - العدد الأول - (2015) 75 - 109
المعهد العربي للتخطيط

أثر النمو الإقتصادي على البطالة في الجزائر: دراسة قياسية وفق نموذج (أوكن/غوردن) للفترة 2012/1970

قدور بن نافلة*
محمد بن مريم**

ملخص

تهدف هذه الورقة البحثية الى قياس أثر النمو الاقتصادي علي البطالة في الأجلين القصير والطويل في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة 1970–2012 ، ولتحقيق هذا الهدف تم تطبيق علاقة «أوكن» الديناميكية التي تستلزم إدخال في النموذج المتغيرات بتأخيرات زمنية، في المرحلة الأولى، ثم بعدها تم تقدير علاقة «أوكن» المطورة من طرف «غوردن» الديناميكية وذلك بهدف تقدير مرونات الأجلين القصير و الطويل؛ وتتلخص أهم نتائج هذه الدراسة في الآتي: – وجود أثر موجب و معنوي لمعدلات البطالة لفترات متأخرة علي 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 آثار التغير في نمو الناتج على البطالة لا يكون فوريا ، بمعنى أن معدل نمو الناتج المحلي الاجمالي 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 الناتج على البطالة في النموذجين، في الأجل الطويل (و الأجل القصير). حيث وجدنا أن مرونة البطالة بالنسبة لنمو الناتج تقدر بـ –2.12 % في النموذج الأول ، و 0.66– نقطة في النموذج الثاني. الكلمات الدالة: معدل البطالة الطبيعية، الناتج المحتمل، الناتج ومعدل البطالة الظرفي، نموذج أوكن، نموذج قوردن، النماذج الديناميكية.

The impact of economic growth on unemployment in Algeria: A study by applying the model OKUN / GORDON during the period 1970-2012

Qadoor Bennafla
Mostafa Benmeriem

Abstract

This paper aims to measure the impact of economic growth on the unemployment in the short and long term in the Algerian economy during the period 1970–2012. To reach this objective we have applied the relation of "Okun" dynamic which requires introducing in the model variables with lags, in the first step. Then we have estimated the relation of "Okun" dynamic developed by «Gordon» (« R J Gordon" year 1984) Which links the gap in unemployment representing the rate of unemployment conjunctural and the output gap represents the GDP conjunctural in order to estimate the elasticties between both the short and long term, we have extracted the most important results that we present below: – The existence of a positive and significant effect of unemployment rates for periods of late on The current unemployment rate in the two models, means that the unemployment rate in the period (t) associated with the rate of unemployment in the previous periods (t–1), generally positive and proportional to it. This relationship shows something important, the kinetic nature of unemployment means that the current period of unemployment depends on the previous period of unemployment.– The impact of GDP growth on unemployment may not be immediate. This means that the growth rate of GDP in period (t) does not affect the growth rate of unemployment in the same period, but there is a strong impact in the antecedent periods (in the two models). – The existence of a negative and significant effect of the rates of GDP growth on Unemployment in the two models, In the long term (and short term), Where we found that the elasticity of unemployment for output growth is estimated at –2,12% In the first model, and –0,66 points in the second model. Keywords : Natural rate of unemployment, potential GDP, the unemployment gap, the gap of GDP, GDP and unemployment conjunctural, the model of «Okun », the model of «Gordon» , the dynamic models.

* عميد كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير – جامعة الشلف–الجزائر، البريد الإلكتروني: bennafla.dz@gmail.com.
** أستاذ العلوم الاقتصادية – جامعة الشلف–الجزائر، البريد الإلكتروني: benmeriemmostafa@gmail.com.

أولاً: مقدمة

تؤكد العديد من الدراسات و البحوث على وجود علاقة ترابطية بين معدلات النمو الاقتصادي و تغير معدلات البطالة السائدة في الاقتصاد. فالدراسات القياسية تبين وجود علاقة سببية حسب مفهوم «غرانجر» «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.

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 و البطالة حسب مفهوم قانون"Okun" ‹أوكن› بالنسبة للوضع الجزائري ؟ "

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.

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 المتطورة التي تبرز العلاقة بين البطالة و النمو الاقتصادي على الجزائر.
- استخلاص بعض الاقتراحات التي نراها مناسبة لمعالجة هذه الظاهرة.

من اجل ذلك تطلب بنا الأمر للقيام بهذه الدراسة تقسيمها إلى العناصر التالية:العنصر الأول: يحوي الإطار النظري لعلاقة البطالة بالنمو الاقتصادي . ويختص العنصر الثاني: بعرض لواقع النمو الاقتصادي و البطالة في الجزائر . بينما يختص العنصر الثالث: بعرض منهجية الدراسة و تحليل النتائج التجريبية . أما الجزء الرابع و الأخير: يهتم بعرض أهم استنتاجات الدراسة و تقديم بعض الملاحظات الختامية.

ثانياً: البطالة والنمو الاقتصادي: قانون أوكن

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 هذه العلاقة في ضرورة تقليص الفارق بين الناتج المحلي الإجمالي و بين مستواه الممكن بثلاثة نقاط ، لتنخفض البطالة بنقطة واحدة. كما توصل في دراسته إلى أن مرونة البطالة بالنسبة للنمو الاقتصادي تتراوح بين −0.35 و−0.40 [1].

فسر ‹أوكن› العلاقة بين البطالة و النشاط الاقتصادي بصيغتين مختلفتين[2]:

وفقاً لنموذج 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 :

$$\Delta U_t = -0.3\ \Delta Y_t + 0.3 + \mu_t \qquad (1)$$

تعني العلاقة أن استقرار معدل البطالة يتطلب أن يزيد معدل النمو الاقتصادي بمستوى 1% في كل ثلاثة أشهر (أنظر الشكل أدناه).

و وفقاً لنموذج 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 :

$$U_t = 0.36gap_t + 3.72 + \mu_t \qquad (2)$$

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

$$\Delta u = \alpha - \beta . \Delta y + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$u - \overline{u} = -\delta(y - \overline{y}) + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

حيث يمثل u معدل البطالة الفعلي و $\overline{u}$ معدله الطبيعي، y الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي و $\overline{y}$ مستواه الممكن. a ، b و d معالم النموذج، e المتغير العشوائي.

ثالثاً: واقع النمو الاقتصادي والبطالة في الجزائر خلال فترة الدراسة

الدارس للوضع الاقتصادي في الجزائر خلال فترة الدراسة التي تمتد من1970 إلى 2012 يلاحظ أنها تنقسم إلى ثلاث فترات اساسية:فترة التخطيط المركزي (1970– 1985)،ثم تليها فترة الإصلاح الاقتصادي (1986– 2000) واخيرا فترة الإنعاش (2001–2012).

الفترة الفرعية الاولى فترة التخطيط المركزي (1970– 1985): والتي تمثل اول مرحلة اساسية مر بها الاقتصاد الجزائري و هي مرحلة التسيير الاشتراكي للاقتصاد والتي تعتمد على أساس النظام الاشتراكي الذي يرتكز على الملكية العامة لوسائل الإنتاج وتدخل الدولة، والتخطيط المركزي وتحقيق المصلحة العامة، وأن يكون العمال طرفا مهما في تسيير ومراقبة هذه الشركات، و بصفة عامة فان أهم مميّزات الاقتصاد الجزائري في تلك الحقبة من الزّمن هي: اختيار النظام الاشتراكي لتسيير الاقتصاد الوطني. تبنّي سياسة الاقتصاد الموجَّه أي مركزية القرار (حتى سنة 1976)، تبنّي المخطّط الجزائري إستراتيجية أو نموذج الصناعات المصنّعة أو ما يسمّى بنموذج»Debernis «، تحول الاقتصاد الجزائري من الفلاحة إلى الصناعة ذات التكنولوجيا، الاعتماد على قطاع المحروقات كمحرّك للاقتصاد، زيادة المداخيل من العملة الصعبة الناجمة عن ارتفاع أسعار المحروقات خصوصا سنتي 1973 و1979، استبدال نموذج الصناعات المصنعة بنموذج التوازن المؤرجح الّذي لم يدم طويلا[3].

شهد النمو الاقتصادي في هذه الفترة نمو معتبر اين سجل معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي في بداية فترة التخطيط نسبة 3,8%، و استمر على هذا الحال إلى غاية سنة 1984حيث ارتفعت هذه النسبة إلى 5,6 % وقد بلغ اقصى قيمة له سنة 1978 ما قيمته 9.2 % ، بصفة عامة بلغ مؤشر النمو السنوي للناتج الداخلي في المتوسط نسبة 5,7% .

كما عرفت هذه المرحلة تقلصا معتبرا في حجم البطالة، حيث انطلقت بمعدل مرتفع يقارب 24% سنة 1971. وهذا بسبب عدة عوامل أهمها: الاستقلال الحديث للجزائر ، عدم الاستقرار السياسي، غياب نظام اقتصادي حقيقي لتصل إلى 9,7% سنة 1985 ، رغم ارتفاع حجم السكان في هذه السنة، الذي وصل إلى حوالي 23 مليون نسمة مقارنة بسنة 1970 أين كان يقارب 14مليون نسمة، هذه الزيادة المدهشة في عدد السكان لم تعق سياسة تخفيض البطالة، إذن يمكننا اعتبار هذا التقلص في حجم البطالة قفزة عملاقة، حيث ان هناك عامل واحد الذي كان وراء هذه القفزة و هو أساس بقية العوامل الأخرى و المتمثل في رغبة المخطِّط في إقامة قاعدة صناعية قوية تمكّن الجزائر الخروج من التخلف بأقصى سرعة والقضاء على البطالة نهائيا ؛هذا ما يوضح أن إشباع الحاجة من التشغيل كان دوما من الأهداف الأساسية في إستراتيجيات التنمية التي كان يخططها المخطِّط الجزائري، هذه القاعدة الصناعية المتمثلة أساسا في المركبات الضخمة والمصانع العملاقة التي تحتاج إلى عمال لبنائها، لتسييرها، و القيام بعملية الإنتاج، و بالتالي خلق مناصب شغل بصفة كثيفة؛ من هنا يمكننا كتابة معادلة محاربة البطالة في الجزائر خلال هذه الفترة والتي يمكن اعتبارها معادلة صحيحة لكل الفترات[4]:

تصدير المحروقات ← جلب العملة الصعبة ← تمويل الاستثمارات ← بناء القاعدة الصناعية ← خلق مناصب شغل كثيفة ← تقليص البطالة.

لكن هذه المعادلة لم تكن لتحقق هدف المخطط المتمثل في القضاء على البطالة نهائيا لولا وجود عوامل ساعدت على جعلها صحيحة ،ومن أهم العوامل: ظروف اقتصادية عالمية مواتية تميزت بالكساد الناجم عن الصدمتين البتروليتين في سنتي 1973 و 1979، وبالتالي ارتفاع المداخيل من العملة الصعبة، وكذلك استقرار الوافدين على سوق الشغل، خصوصا في الفترة الممتدة بين 1970 و 1978 بحكم السياسة التعليمية المنتهجة والتي مآلها تأخير الالتحاق بسوق الشغل (تعليم إجباري، تكوين مهني وديمقراطية التعليم ...) وبحكم تطبيق سياسة الخدمة الوطنية[5].

الفترة الفرعية الثانية فترة الإصلاح الاقتصادي (1986– 2000): إن أهم ما يميز هذه الفترة هو الإصلاح الاقتصادي، حيث يرى» قدي عبد المجيد» [6] أن عملية الإصلاح الاقتصادي تحتوي على تغييرات جذرية 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 ابتداءاً من سنة 1988 في إدخال ميكانيزمات اقتصاد السوق في تسيير الاقتصاد الوطني.

على الرغم من التقدم الملموس الذي حققته الجزائر في اتجاه تحقيق الاستقرار المالي والنقدي، فان النمو الاقتصادي المسجل كان و لا يزال أقل من الإمكانات المتاحة، حيث سجل متوسط معدل نمو الناتج الداخلي الحقيقي في بداية سنوات الإصلاح الاقتصادي نسبة -6،0 %، و استمر على هذا الحال إلى غاية سنة 1995حيث ارتفعت هذه النسبة إلى 2،3 % خلال الفترة (1995-2000) ،بينما وفي المتوسط سجل مؤشر النمو السنوي للناتج الداخلي الخام خارج المحروقات نسبة1،2% [7] 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 يشكل هيكل الإنتاج العصري. وقد أدى النمو الاقتصادي المحدود إلى تزايد معدلات البطالة، مع تدهور القدرة الشرائية للسكان بشكل ملفت للانتباه الذي نتج عن انتشار واسع للفقر خلال التسعينات.

إذا كان برنامج الإصلاح الاقتصادي قد وفق في إعادة التوازن الاقتصادي الكلي و الموازنة العامة ، إلا انه أدى إلى تفاقم البطالة التي انتقلت من 21% سنة 1989 إلى 30% سنة 2000 حيث حوالي 52% كان مصدرها من القطاع العمومي و 48% من القطاع الخاص[8] ، 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[9] مابين 1990-1998[10].

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. ونتيجة 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 والتضامن الوطني[11].

إنّ النسبة 3,2% المحققة في معدل النمو الاقتصادي المذكورة أعلاه ، تبقى غير كافية لتلبية حاجيات السكان المستعجلة لاسيما في مجال الشغل والسكن والمرافق الاجتماعية وظروف

المعيشة، ولقد تزامن هذا الوضع مع ارتفاع في أسعار البترول سنة 2000 إلى مستويات لم يسبق لها مثيل (60، 28 دولار للبرميل).

الفترة الفرعية الثالثة فترة الإنعاش (2001–2012): وقد سمح الانفراج المالي الناتج عن إرتفاع أسعار البترول سنة 2000بمباشرة 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 (التقليل من حدة البطالة)، و مكافحة الفقر. كما تم تدعيم هذا البرنامج ببرنامج مكمل لدعم النمو رصد له 50 مليار دولار على امتداد أربعة سنوات أخرى أي حتى سنة 2009 [12].

الجدول رقم (1) :تطور متوسط معدل البطالة ومتوسط معدل النمو الاقتصادي خلال فترة الدراسة

الفترة الزمنية	متوسط معدل البطالة %	متوسط معدل نموPIB الحقيقي %
1970 –1985	18.1	5.7
1986 –2000	22.76	2.03
2001 –2012	15.59	4,73

المصدر : معطيات الديوان الوطني للإحصائيات. من موقع www.ons.dz .

إن قراءتنا لحصيلة البرنامج في نهايته، توحي بأن أداء النمو الاقتصادي عرف تحسنا مقارنة بالسنوات السابقة، حيث سجل نموه في المتوسط نسبة 4,73 % خلال الفترة، كما أحرز النمو الاقتصادي خارج المحروقات تقدما قدرت نسبته في المتوسط بـ 6,5% [13] لنفس الفترة والذي تحقق أساسا بفضل قطاعي البناء والأشغال العمومية وكذا الخدمات. كما شهد البلد في نهاية سنة 2009 تقدما في مجال تحسين المؤشرات المالية الكلية.

الجدول رقم (2): تطور بعض المؤشرات الاقتصادية الكلية خلال السنتين 2000 و 2009

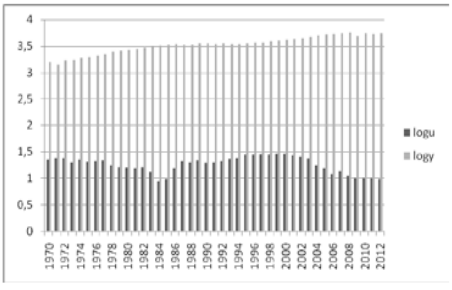
المؤشرات	الشغل	البطالة%	الفقر %	التضخم%	رصيد ميزان المدفوعات مليار دولار	الديون الخارجية مليار دولار	الناتج الداخلي الخام مليار دولار	الناتج الداخلي الخام/فرد دولار
سنة 2000	$10^3 \times 6240$	29,5	12,1	0.34	7,9	25,1	54.7	1796
سنة 2004	$10^3 \times 7798$	17,7	6,8	3.58	9,6	21,4	84.6	2045
سنة 2009	$10^3 \times 9146$*	10.2	4,8	5.4	3.4	5.1	140.9	4027

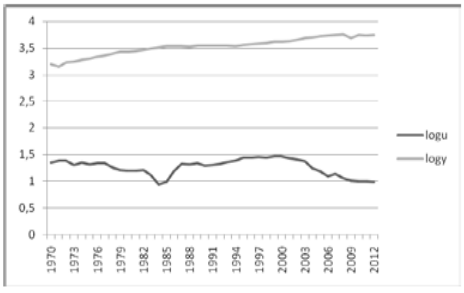
Source : Ambassade de France en Algérie –service économique régional– Indicateurs économiques et financiers de l'Algérie، référence déjà cité، (texte choisie).

لقد سجل ميزان المدفوعات رصيد إيجابي هام في المتوسط على طول الفترة (سجل أعلى قيمة له سنة 2008 بلغت 37 مليار دولار)، أما الديون الخارجية فقد انتقلت من 25,1 مليار دولار سنة 2000 إلى 21,4، ثم5.1 مليار دولار مواصلة بذلك اتجاهها نحو الانخفاض . بالنسبة للتضخم فنلاحظ من خلال الجدول أنه ارتفع إلى نسبة 5.4% سنة 2009، وهذا راجع للضخ الهائل للنفقات العمومية لاسيما من أجل التنمية وكذا الزيادات في الأجور التي تمت سنة 2004 و 2008 ، وأخيرا فقد بلغ الناتج الداخلي الخام 140.9 مليار دولار سنة2009 وقد قدّر الناتج الداخلي الخام لكل فرد بـ 4027 دولار سنة 2009 [14].

سمح التحسن في معدلات النمو الاقتصادي خلال هذه الفترة الثالثة باستحداث العديد من فرص العمل الجديدة (قرابة 717.000 منصب شغل سنة 2004) أين سطّر لخلق26380 9 منصب شغل دائم و186850 منصب شغل غير دائم[15]، وهبوط معدلات البطالة إلى نسبة 17,7%، أما بعد تدعيم هذا البرنامج ببرنامج مكمل لدعم النمو حتى سنة 2009، ساهم بشكل واضح في خفض معدل البطالة و زيادة النمو الاقتصادي التي وصلت إلى 10.2% أواخر سنة 2009، 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)[16]، وتقليص معدلات الفقر إلى نسبة 4.8 % سنة 2009، 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



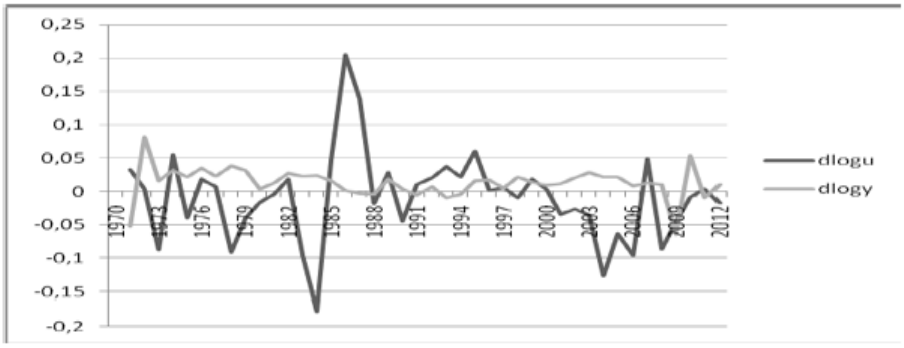


المصدر: معطيات الديوان الوطني للإحصائيات. من موقع www.ons.dz

يلاحظ الدارس لحالة الجزائر في الفترة 1970 – 2012 ،أنه يمكن تقسيمها إلى ثلاث فترات فمن 1970 الى 1985 والتي توافق مرحلة التخطيط المركزي في الجزائر، ان هناك علاقة عكسية بين المتغيرتين خلال هذه الفترة حيث شهد الناتج المحلي الاجمالي ارتفاع مستمر و صاحبه انخفاض مهم في معدلات البطالة ، الا انه في الفترة الممتدة من 1986 الى غاية 2000 و التي توافق مرحلة الإصلاحات نلاحظ انه في الوقت الذي يزيد فيه الناتج المحلي الحقيقي يرتفع معدل البطالة أي كما يبينه الشكل أعلاه كلاهما يتبعان نفس الاتجاه عموما. واخيرا بداية من 2000 إلى غاية 2012 والتي توافق مرحلة الإنعاش التي طبقتها الجزائر (المخطط الخماسي الأول و الثاني) يلاحظ بوضوح علاقة عكسية بين المتغيرتين أي زيادة الناتج المحلي الحقيقي يوافقه انخفاض في معدلات البطالة، و عموما فان مستوى الناتج المحلي الحقيقي يأخذ اتجاه عام متصاعد على عكس معدل البطالة الذي يسلك اتجاه عام متنازل.

وللتأكيد أكثر نستعين بالشكل التالي الذي يجمع معدل النمو الاقتصادي ممثل بالتغير في لوغاريتم الناتج مع التغير في لوغاريتم معدل البطالة، يلاحظ انه خلال الفترتين:من 1970 الى 1985 ،و كذلك الفترة التي تبدأ من سنة 2000 الى 2012 زيادة معدلات نمو الناتج يتبعها انخفاض ملحوظ في تغير معدلات البطالة، أما خلال 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. 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 الـ الناتج المحلي و البطالة خلال فترة الدراسة



المصدر: معطيات الديوان الوطني للإحصائيات. من موقع www.ons.dz

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 ($-3 \leq k \leq 3$)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 بين معدل النمو الاقتصادي ومعدل نمو البطالة عند مختلف الفترات المبطأة وبعض الفترات القائدة .وتشير معاملات الارتباط التقاطعية عند الفترات المبطأة إلي أن الزيادة في معدل النمو الاقتصادي في العام السابق أو العام الذي يسبقه سوف تؤدي إلي تخفيض معدل البطالة .وتعكس قيمة هذه المعاملات قوة العلاقة الارتباطية السالبة محل التحليل .

رابعاً: الجانب التطبيقي للدراسة

إن إسقاط علاقة ‹أوكن› على حالة مثل حالة الجزائر، سيسمح دون شك تحديد طبيعة العلاقة بين البطالة و النمو الاقتصادي خلال الفترة 1970 – 2012، أو بصفة أدق طبيعة العلاقة بين الظرف الاقتصادي و الانعطافات التي حدثت في البطالة خلال هذه الفترة.

إن العلاقتين (5) و (6) التاليتين، لا تخضعان لنفس الاعتبارات الإحصائية [17]:

$$\Delta u_t = \alpha - \beta . \Delta y_t + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$u_t = -\overline{u}_t = -\delta . (y_t - \overline{y}_t) + \varepsilon_{2t} \quad (6)$$

حيث تفترض العلاقة الأولى تغير مستقر في قيم المشاهدات المتضمنة في السلسلة الزمنية، في حين تفترض الصيغة الثانية استقرار البطالة حول معدلها الطبيعي.

المعادلة الأولى تكون ملائمة إذا و فقط إذا كانت كل من سلسلتي البطالة و الناتج المحلي الإجمالي مستقرين بالتفاضل (بالفرق)، بمعنى إذا كانتا تتبعان سلسلتين متكاملتين من الدرجة الأول I(1) ((integrated of order one.

المعادلة الثانية تستلزم استقرار معدل البطالة حول معدله الطبيعي.

يظهر أن التغير الخاص بالبطالة و الناتج المحلي الإجمالي في الاقتصاد الجزائري هو تغير غير مستقر(Δu_t وΔy_tغير مستقرة)، فلكلى المتغيرتين جذور أحادية و قد تم اختبار حالة

اللاّإستقرار للناتج المحلي الإجمالي في دراسات سابقة[18]، 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[19]، 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 في حالة الجزائر على مرحلتين كما يلي: في المرحلة الأولى: نقوم بتقدير علاقة التغير بين البطالة و الناتج المحلي، بافتراض عدم الاستقرار في التغير[20]؛ 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 'غوردون' (*GORDON*1984) بصفتها علاقة مطورة لعلاقة الفجوة 'لأوكن' الأصلية.

يتم تقدير العلاقة (7) 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[21]:

$$\Delta u_t = \sum_{i=1}^{\kappa} b_{t-i}\Delta u_{t-i} + \sum_{i=0}^{\kappa} c_{t-i}\Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (7)$$

تم تحويل المتغيرات الأصلية إلى لوغاريتمية من أجل تقدير المرونة في الأجل الطويل [22].
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 :

لكن قبل تقدير هذا النموذج لابد من المرور بالمراحل التالية :

بداية بدراسة استقرارية السلسلتين $\log Y_t$ و $\log U_t$؛تكون السلسلة مستقرة إذا تذبذبت حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن [23]، ولاختبار استقرارية السلسلة $\log Y_t$ نستعمل اختبار ديكي- فولر المطور Dicky–Fuller Augmente Test (ADF): يمكن اختصار نتائج هذا الاختبار في الجدول الموضح في الملحق رقم (2)، من خلال الجدول نلاحظ

انه عند الفرق الاول للسلسة $\log Y_t$ الإحصائية المحسوبة $\tau_{\phi 1}$ تصبح اكبر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $t_{tabulè}$ في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية 5% ، و منه نقبل الفرضية (H_0:λ=0) أو (H_0:ϕ_1=1) ، وهذا يعني عدم وجود جذر وحدوي في السلسلة، وكذلك وعدم معنوية معامل الاتجاه العام الا ان الثابت في النموذج الثاني معنوي ، ومنه فان السلسلة $D\log Y_t$ مستقرة من نوع DS بمشتق(With deviation)؛ من جهة اخرى نلاحظ انه عند الفروق الثانية للسلسة $\log U_t$ الإحصائية المحسوبة $\tau_{\phi 1}$ اكبر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة τ_{tabule} في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية 5% ، و منه نقبل الفرضية (H_0:λ=0) أو(H_0:ϕ_1=1)، وهذا يعني عدم وجود جذر وحدوي في السلسلة ،وكذلك عدم معنوية الثابت و معامل الاتجاه، ومنه فان السلسلة $DD\log U_t$ مستقرة من نوع DS بدون بمشتق (Without deviation) .

أما اختبار العلاقة السببية لـ Granger ؛فيستخدم اختبار Granger للتأكد من مدى وجود علاقة تبادلية بين متغيرين كالناتج المحلي الاجمالي Gross Domestic Product GDP) (و البطالة ، وذلك في حالة وجود بيانات سلاسل زمنية، ومن المشاكل التي توجد في هذه الحالة أن بيانات السلاسل الزمنية لمتغير ما كثيرا ما تكون مرتبطة، أي يوجد ارتباط ذاتي بين قيم المتغير الواحد عبر الزمن، ولاستبعاد اثر هذا الارتباط الذاتي إن وجد، يتم إدراج قيم نفس المتغير التابع لعدد من الفجوات الزمنية كمتغيرات تفسيرية في علاقة السببية المراد قياسها يضاف إلى ذلك قيم المتغير التفسيري الآخر لعدد من الفجوات الزمنية كمتغيرات تفسيرية أيضا، في حالتنا هذه يتطلب اختبار ‹غرانجر› للسببية تقدير العلاقات التالية [24]:

بالنسبة لحالتنا هذه تحصلنا باستعمال برنامج Eviews 7.0 على النتائج التالية :

الشكل رقم (3): نتائج اختبار ‹غرانجر›

اختبار غرانجر	عدد المشاهدات	قيمة احصائية فيشر	الاحتمال المقابل لإحصائية فيشر
$D^2\log U_t$ لا تسبب بمفهوم غرانجر في $D\log Y_t$	40	1.5	0.22
$D\log Y_t$ لا تسبب بمفهوم غرانجر في $D^2\log U_t$	40	2.22	0.05

المصدر:من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 7.0 .

لدينا $F^* = 1.5$ وهي اقل من الجدولية عند حد معنوية 5 % و كذلك(prob:0.22>0.05) و هذا يعني عدم رفض H_0 ومن جهة أخرى في المعادلة الثانية $F^* = 2.3$ وهي اكبر من الجدولية عند حد معنوية 5% وكذلك (prob = 0.05) أي رفض H_0' و منه: فان المتغير DlogY يسبب في المتغير DlogU و المتغير DlogU لا يسبب في المتغير DlogY .

ملاحظة: بما أن العلاقة السببية هي في اتجاه واحد فقط (أي أن المتغير DlogY يسبب في المتغير DlogU و المتغير DlogU لا يسبب في المتغير DlogY ، وعليه فالعلاقة غير متبادلة السببية)، ومنه ليس هناك معنى لاستعمال نموذج الـVAR الشعاعي في التقدير (الذي يمثل التقدير باستعمال طريقة المربعات الصغرى للنموذج المتبادل (أي في الاتجاهين) في آن واحد).

يلي المرحلتين السابقتين اختبار التكامل المتزامن بين المتغيرتين $d\log Y_t$ و $d\log U_t$ ؛فدراسة العلاقة السابقة (7) في المدى الطويل تضعنا أمام مشكلة تتمثل في أن السلاسل الزمنية الداخلة في النموذج غير مستقرة، وفي حالة غياب صفة الاستقرار فإن الانحدار الذي نحصل عليه بين متغيرات السلاسل الزمنية 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«Newbold . P»و «Granger . C . W . J»(1974). بعد دراستنا لخصائص السلاسل الزمنية $\log Y_t$ و $\log U_t$ وجدنا أن $\log U_t$ متكاملة من الدرجة الثانية((I(2)، أما السلسلة $\log Y_t$ فهي متكاملة من الدرجة الاولى I(1) . وهكذا نستطيع القول أن اختبار إمكانية وجود مسار مشترك بين المتغيرات لا يكون إلا بين المتغيرات المتكاملة من نفس الدرجة والتي تنمو بنفس وتيرة الاتجاه على المدى الطويل، وعليه و حسب المعطيات التي هي لدينا فانه لا يوجد مجال للتكامل المشترك (المتزامن) بين هذين المتغيرين كون أن تكاملها ليس من نفس الدرجة. كما انه لا جدوى من تطبيق طريقة تصحيح الأخطاء (Error Correction Model) (ECM) في التقدير.

وعليه فان معادلة الانحدار سوف تأخذ الشكل التالي:

$$d\log U_t = \sum_{i=1}^{k} b_{t-i} \cdot d\log U_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} c_{t-i} \cdot d\log Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (8)$$

ومن اجل تحديد العدد الأمثل للتأخيرات، ونظرا لأهمية هذه المرحلة نقوم بدراسة مختلف الحالات المرشحة للنموذج والمختلفة حسب قيم P[25]؛ نختار النموذج الذي يعطي اقل قيمة للمعايير

AIC ، SC و HQ ؛مع الأخذ بعين الاعتبار مستوى معامل التحديد R^2 ، معنوية المعالم المقدرة، و إحصائية DW ، بعد تفحص النماذج المرشحة السابقة يمكننا اختيار النموذج لعدة اعتبارات :

1. اقل قيمة للمعايير السابقة كما يظهر في الجدول الملحق رقم (4).
2. مستوى أعلى لمعامل التحديدR^2 . 3 . معنوية جيدة للمعالم المقدرة

نلاحظ من خلال الملحق رقم)4(أن قيمة P التي تدني المعايير السابقة هي: P = 4 .

آخر مرحلة وهي نتائج التقدير؛إذ أعطى حساب معادلة الانحدار بطريقة المربعات الصغرى، على أساس التأخر بأربع فترات بالنسبة للمتغيرة المستقلة والتابعة(بالاعتماد على معايير كل من(HQ ،SC ،AIC) ، كما أنه عند التقدير تم إتباع طريقة «Tang» (2000)[26] التي تتلخص في إلغاء المتغير المستقل الذي تكون القيمة المطلقة لإحصاء t الخاصة به اقل من الواحد الصحيح، وذلك بشكل متتالي، كما يظهر في الجدول بالملحق رقم (5)؛ وقبل اعتماد هذا النموذج لاستخدامه في تقدير الآثار قصيرة وطويلة الأجل ينبغي التأكد من جودة أداء هذا النموذج . ويتم ذلك بإجراء الاختبارات التشخيصية التالية: اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي : اختبار 'جاك- بيرا' « Jarque-Bera»؛ اختبار مضاعف لاغرانج للارتباط التسلسلي بين البواقي :Multiplier Lagrange. Test of Residual [Breush-Godfrey (BG)] ؛ اختبار تجانس التباين (اختبار ‹وايت› «white»)؛ ؛ و اخيرا اختبار مدى ملائمة تحديد أو تصميم النموذج المقدر من حيث الشكل الدالي لهذا النموذج ([Ramsey (RESET)]: Regression error specication test) . و يتضح من الجدول في الملحق رقم (5) ما يلي:

- يشير إحصاء اختبارJB إلي عدم رفض الفرضية القائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيعًا طبيعيًا في النموذج محل التقدير.
- يشير إحصاء اختبارBG LM إلي خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي. من الدرجة pاكبر من 1.
- تشير إحصائية اختبار white إلي عدم رفض فرضية العدم القائلة بثبات تباين حد الخطأ العشوائي في النموذج المقدر (Homoscedasticity) .
- يشير إحصاء اختبارRESET إلي صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج المستخدم .
- وتشير قيمة معامل التحديد (R^2) إلي ارتفاع القوة التفسيرية للمتغيرات المستقلة محل الاهتمام (0.52).

× التحليل الاقتصادي لنتائج التقدير:

وفقا للنقاط السابقة فان الصيغة القياسية المثلى للنموذج هي :

$$d\log U_t = \underset{(2.41)}{0.38}d\log U_{t-1} \underset{(-1.71)}{-0.24}d\log U_{t-2} \underset{(1.79)}{+0.24}d\log U_{t-4}$$
$$\underset{(-1.85)}{-0.98}d\log Y_t \underset{(-2.29)}{-1.35}d\log Y_{t-1} \underset{(0.91)}{+0.49}d\log Y_{t-3} \underset{(2.03)}{+1.04}d\log Y_{t-4}$$

ملاحظة:القيم بين الاقواس تمثل احصائيات ستودنت المحسوبة لمختلف المعالم المقدرة.

يتضح مما سبق ما يلي:

- وجود أثر موجب و معنوي احصائيا لنمو معدل البطالة المتأخر بسنة و اربع سنوات على التوالي علي معدل نمو البطالة الحالي، ويعني هذا أن زيادة معدل نمو البطالة المتأخر بسنة وبأربع سنوات بنسبة1% سوف تؤدي إلى زيادة معدل نمو البطالة بحوالي0.38 %، 0.24 % على التوالي.
- وجود أثر سالب و معنوي احصائيا لنمو معدل البطالة المتأخر بسنتين علي معدل نمو البطالة الحالي، ويعني هذا أن زيادة معدل نمو البطالة المتأخر بسنتين بنسبة 1%سوف تؤدي إلى انخفاض معدل نمو البطالة الحالي بحوالي0.24 %.
- وجود أثر سالب(موجب) ومعنوي لمعدل نمو الناتج للسنة الحالية و السنة الماضية (المتأخر بأربع سنوات) علي البطالة في الأجل القصير، فقد بلغت القيمة المقدرة للمرونة الجزئية للبطالة بالنسبة للنمو الاقتصادي حوالي-0.98، -1.35 (1.04)، ويعني هذا أن الزيادة في النمو الاقتصادي بنسبة 1% سوف تؤدي إلي انخفاض(زيادة) معدل نمو البطالة بـ% 0.98 ، 1.35% (1.04 %) في الأجل القصير.
- وجود أثر سالب و قوي معنويا لمعدل نمو الناتج (النمو الاقتصادي) علي البطالة في الأجل الطويل ، حيث أن مرونة البطالة بالنسبة للنمو الاقتصادي في الأجل الطويل هي:

$$\alpha_{LT} = \frac{\sum_{i=0}^{4} c_{t-i}}{1-\sum_{i=1}^{4} b_{t-i}} = \frac{-1.29}{1-(0.39)} \approx -2.12$$

- و هذا يعني أن الزيادة في النمو الاقتصادي بنسبة 1 % سوف تؤدي إلي انخفاض معدل نمو البطالة بـ 2.12 % 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:

* التقدير على أساس نموذج ‹أوكن› المطور من طرف ‹غوردن›«Gordon » الديناميكي:

علاقة 'أوكن' الجديدة المطورة من طرف 'غوردون' «R.J.Gordon» سنة 1984[27]، تكمن في إيجاد علاقة الانحدار بين فجوة البطالة (unemployment gap) التي تمثل معدل البطالة الظرفية، وفجوة الناتج (gap of GDP) التي تمثل الناتج المحلي الظرفي، كما تظهر فيها المتغيرات المفسرة متأخرة زمنيا، كما هو مبين في الصيغة (9) التالية:

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

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 :

$$U_t^c = \log U_t - \log U_t^T \quad \text{و} \quad Y_t^c = \log Y_t - \log Y_t^T$$

باعتبار أن Y_t^T و U_t^T : هما الاتجاه العام لكل من الناتج و البطالة على التوالي.

قبل حساب معادلة الانحدار على أساس علاقة 'غوردن' الديناميكية، علينا أن نحسب أولا:

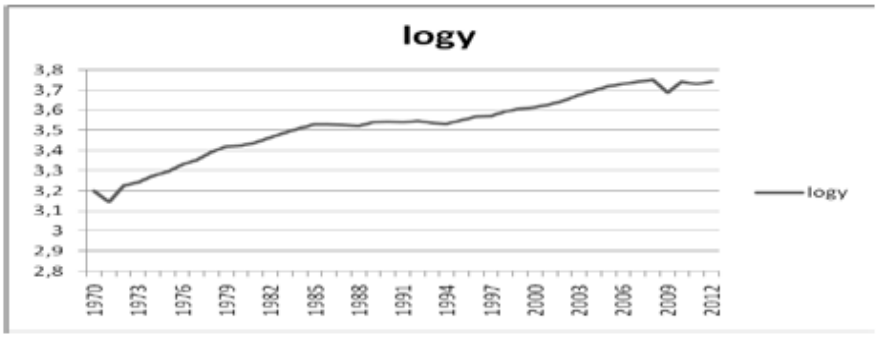
$$U_t^c = \log U_t - \log U_t^T \quad \text{و} \quad Y_t^c = \log Y_t - \log Y_t^T$$

إيجاد الاتجاه العام لكل من معدل البطالة و الناتج المحلي الإجمالي؛ أهم التقنيات المستعملة لتقدير الاتجاه العام لمتغيرة اقتصادية كلية (مثل البطالة أو الناتج) هي: مصفاة 'هودريك وبراسكوت'(filter of Hodrick and Prescott)، مصفاة المتوسط المتحرك، طريقة الاتجاه العام الخطي و طريقة الاتجاه العام المجزئ[28]، تعتبر هذه التقنيات إحصائية حيث ترتكز على استعمال المعلومات المتضمنة في تاريخ السلسلة دون مرجع لنموذج اقتصادي خاص، أين تعتبر على الأمد الطويل أن الناتج أو البطالة الملاحظ يتطور حول مستوى الناتج أو البطالة الطبيعي،

بحيث نستطيع تقريبه من طرف الاتجاه العام للناتج أو البطالة الملاحظ، ومنه فان الاتجاه العام يمثل التوازن في الأجل الطويل و الدورة تؤسس الحركية في الأجل القصير .

أ. الناتج المحلي الإجمالي:

الشكل رقم (4) :تطور لوغاريتم الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي الفعلي عبر الزمن



المصدر: معطيات الديوان الوطني للإحصائيات. من موقع www.ons.dz

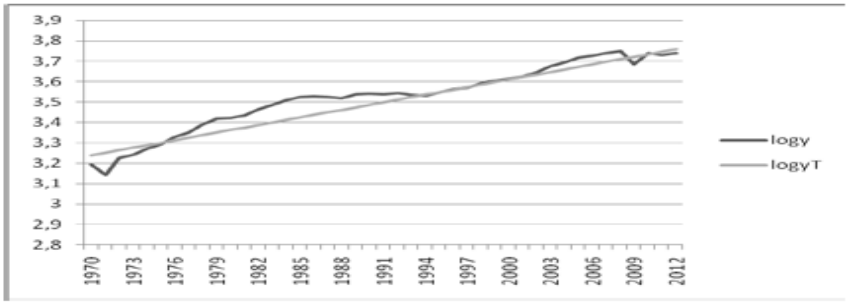
نلاحظ أن سلسلة لوغاريتم الناتج المحلي الاجمالي تأخذ عموما اتجاه عام موجب و أن السلسلة قليلة التذبذبات أي أنها تحمل معدل نمو متصاعد ، و عليه فان تطبيق الطريقتين الأوليتين (المصفاتين) لتحديد الاتجاه العام غير ممكن ، لأن الشرط الأولي و الضروري لتطبيق هذين المصفاتين هو توفر المعطيات الثلاثية(أي لكل ثلاثة 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 الناتج المحلي الاجمالي يرتكز على الاتجاه العام الذي تسلكه هذه المتغيرة و الذي عادة ما يكون خطيا، حيث أن الناتج 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[29].

أعطت نتائج التقدير الصيغة التالية:(10) $\log Y_t^T = -21.19 + 0.0124 \cdot t$ أين الشكل يكون على النحو التالي:

الشكل رقم (5) :تطور الناتج المحلي الإجمالي الفعلي واتجاهه العام (الممكن) عبر الزمن

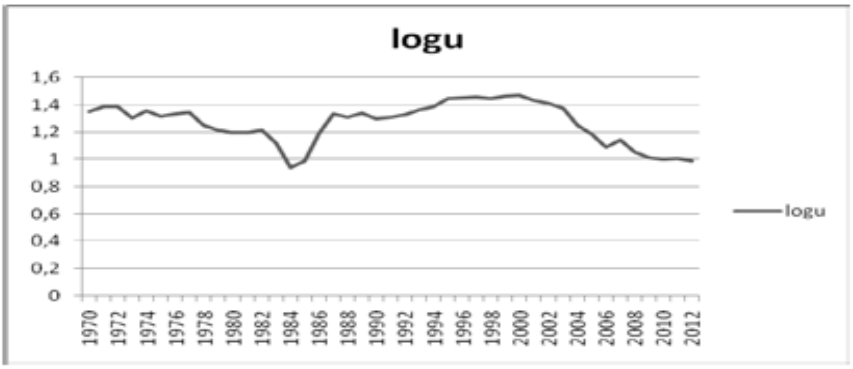


المصدر: معطيات الديوان الوطني للإحصائيات. من موقع www.ons.dz

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.

ب. معدل البطالة:

الشكل رقم (6) :تطور لوغاريتم معدل البطالة الفعلي عبر الزمن.



المصدر: معطيات الديوان الوطني للإحصائيات. من موقع www.ons.dz

نلاحظ أن سلسلة لوغاريتم معدل البطالة (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 (Méthode de la tendance segmentée) : هذه التقنية قدمت من طرف(NBER (National Bureau of Economic Research الأمريكي، و كانت واسعة الاستعمال من طرف إدارة OCDE خلال السنوات الأخيرة، بهذه الطريقة معدل النمو الطبيعي ممكن يغير مساره عند نقاط الانكسار (breakpoints) و لكن يبقى ثابت الاتجاه داخل الفترات الجزئية، تطبيق هذه الطريقة يطرجم من طرف تمليس (smooth) السلسلة u بتقدير اتجاه محدد خطي لكل فترة جزئية، بواسطة انحدار للوغاريتم البطالة U لعدة فترات زمنية، في دالة لنقاط الانكسار المعرّفة . يتطلب إذن تقدير الدالة التالية :

$$u_t = \gamma + \eta \cdot t + \sum \eta_r \cdot tr + \varepsilon_t \qquad (11)$$

في هذه العلاقة، المتغيرة u تمثل لوغاريتم U ، t: الزمن؛ وtr: هي متغيرة زمنية حيث أنtr=0 إذا $t \le r$ وtr=t−r إذا $t > r$.

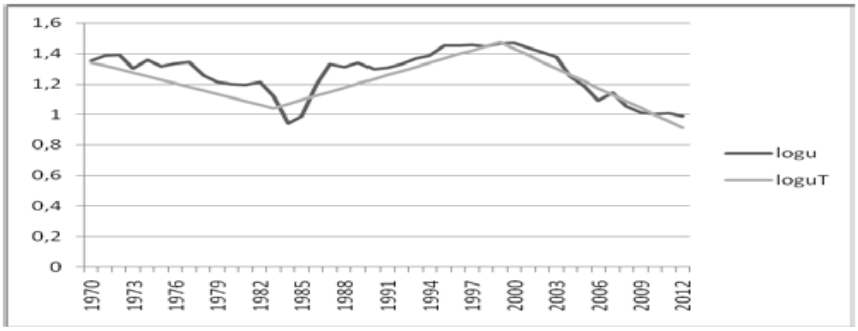
المؤشرr: يدل على التاريخ المحتمل لحدوث كسر في السلسلة، بإدخال تواريخ الانكسارات في هذا النموذج يسمح بالحصول على مركبة الاتجاه العام الذي يكون اقل حساسية (تأثر) في مختلف الفترات الجزئية، واختبار المعنوية الإحصائية لهذه الانكسارات[30]

– أعطت نتائج تقدير هذه الطريقة باستعمال برنامج Eviews 7.0 الصيغة الرياضية التالية :

$$\log U_t^T = 46.65 - 0.023 \cdot t + 0.06 \cdot tr_1 - 0.05 \cdot tr_2 \qquad (12)$$

الشكل يكون على النحو التالي:

الشكل رقم (7):تطور معدل البطالة الفعلي واتجاهه العام (الطبيعي) عبر الزمن.



المصدر: معطيات الديوان الوطني للإحصائيات. من موقع www.ons.dz

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 معدل البطالة الطبيعي 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.

دراسة استقرارية السلسلتين Y_t^c و U_t^c :سوف يتم الاعتماد على اختبار ديكي – فولر المطور Test (ADF) :

من خلال الجدول الموضح في الملحق رقم (6) نلاحظ انه عند الفرق الاول للسلسة Y_t^c الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}1}$ تصبح اكبر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $t_{tabulè}$ في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية 5% ، وهذا يعني عدم وجود جذر وحدوي في السلسلة وكذلك عدم معنوية الثابت و معامل الاتجاه ،ومنه فان السلسلة $D\log Y_t^c$ مستقرة من نوع DS بدون بمشتق(Without deviation). اما بالنسبة للسلسة U_t^c ،الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}1}$ اكبر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $t_{tabulè}$ في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية 5% ، أي أنها مستقرة في المستوى (I(0)).

اختبار التكامل المتزامن بين المتغيرتين Y_t^c و U_t^c : بعد دراستنا لخصائص السلاسل الزمنية Y_t^c و U_t^c وجدنا أن U_t^c مستقرة في المستوى ((I(0))، أما السلسلة Y_t^c فهي متكاملة من الدرجة الاولى ((I(1)) . وهكذا نستطيع القول أن اختبار إمكانية وجود مسار مشترك بين المتغيرات لا يكون إلا بين المتغيرات المتكاملة من نفس الدرجة والتي تنمو بنفس وتيرة الاتجاه على المدى الطويل، و التي نقوم بتطبيق طريقة المرحلتين 'لأنجل' و 'غرانجر' وعليه و حسب المعطيات التي هي لدينا فانه لا يوجد مجال للتكامل المشترك (المتزامن) بين هذين المتغيرين كون أن تكاملهما ليس من نفس الدرجة.

تحديد التأخر الزمنيP :يسمح إدخال التأخر بإلغاء الارتباط الذاتي للبواقي ε_t، أما تحديد عدد التأخر P فيتحدد بتطبيق نفس الخطوات السابقة ، نلاحظ من خلال الملحق رقم (7) أن قيمة P التي تدني مختلف المعايير السابقة هي P=5 .

تقدير النموذج :أعطت السلسلتين U_t^cو Y_t^c للفترة الزمنية 1970–2012، النتائج التالية: أين علاقة 'غوردون' المطلوب تقديرها تكون على الشكل الآتي :

$$U_t^c = \sum_{i=1}^{5} b_{t-i} \cdot U_{t-i}^c + \sum_{i=0}^{5} c_{t-i} \cdot Y_{t-i}^c + \varepsilon_t \qquad (13)$$

- بعد نزع المتغيرات(LOGYCT(−3)،LOGYCT،LOGYCT(−2) من النموذج بالاعتماد على طريقة Tang ؛ وقبل اعتماد هذا النموذج لاستخدامه في تقدير الآثار قصيرة وطويلة الأجل ينبغي التأكد من جودة أداء هذا النموذج – ويتم ذلك بإجراء الاختبارات التشخيصية السابقة كما يتضح من الجدول بالملحق رقم (8)– و ذلك كما يلي:
- يشير إحصاء اختبارJB إلي عدم رفض الفرضية القائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيعًا طبيعيًا في النموذج محل التقدير.
- يشير إحصاء اختبار BG LM إلي خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي. من الدرجة pاكبر من 1.
- يشير إحصاء White إلي عدم رفض فرضية العدم القائلة بثبات تباين حد الخطأ العشوائي في النموذج المقدر (Homoscedasticity)
- يشير إحصاء اختبارRESET إلي صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج المستخدم .
- وتشير قيمة معامل التحديد (R^2) إلي ارتفاع القوة التفسيرية للمتغيرات المستقلة محل الاهتمام (0.57).

* التحليل الاقتصادي لنتائج التقدير: الصيغة القياسية المثلى للنموذج هي :

$$U_t^c = 0.96 \cdot U_{t-1}^c - 0.4 \cdot U_{t-2}^c + 0.26 \cdot U_{t-4}^c - 0.37 \cdot Y_{t-1}^c + 0.84 \cdot Y_{t-3}^c + 0.89 \cdot Y_{t-4}^c - 0.64 \cdot Y_{t-5}^c$$
$$(6.71) \quad (-2.59) \quad (2.02) \quad (-1.68) \quad (1.35) \quad (1.88) \quad (-2.11)$$

ملاحظة:القيم بين الاقواس تمثل احصائيات ستودنت المحسوبة لمختلف المعالم المقدرة.

يتضح من هذه الصيغة ما يلي:

- وجود أثر موجب (سالب) و قوي معنويا لفجوة معدل البطالة المتأخر بسنة و أربع سنوات (المتأخر بسنتين) علي فجوة البطالة الحالي او ما يسمى بمعدل البطالة الظرفي، ويعني هذا أن زيادة معدل البطالة الظرفية المتأخر بسنة بنقطة واحدة أو معدل البطالة الظرفية المتأخر بأربع سنوات بنقطة واحدة (المتأخر بسنتين) سوف تؤدي إلى زيادة (انخفاض) معدل البطالة الظرفي بحوالي 0.96 ، 0.26 وحدة على التوالي (0.4 وحدة) في الأجل القصير.
- وجود أثر سالب (موجب) وقوي معنويا لفجوة الناتج للفترة الماضية و المتأخرة بخمس سنوات (لفجوة الناتج المتأخرة بسنتين) علي معدل البطالة الظرفي في الأجل القصير، فقد بلغت القيمة المقدرة للتأثير بالنسبة للناتج الظرفي حوالي0.37- ، -0.64 (0.89)، ويعني هذا أن الزيادة في فجوة الناتج بنقطة واحدة سوف تؤدي إلي انخفاض (ارتفاع) فجوة البطالة بـ 0.37 ، 0.64 (0.89) نقطة في الأجل القصير على التوالي.
- وجود أثر سالب للناتج الظرفي (فجوة الناتج "output gap") علي 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:

$$\alpha_{LT} = \frac{\sum_{i=0} c_{t-i}}{1 - \sum_{i=1}^{5} b_{t-i}} = \frac{-0.12}{1-(0.82)} \approx -0.66$$

- ويعني هذا أن نمو فجوة الناتج بنقطة واحدة سوف تؤدي إلى انخفاض البطالة الظرفية بـ 0.66 نقطة في الأجل الطويل، بمعنى أن معدل البطالة الفعلي يقترب من معدل البطالة الطبيعي بحوالي نصف نقطة إذا بقي معدل البطالة الطبيعي ثابت.

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 كذا قيمة معامل التحديد الصغيرة جدا.

خامساً: التفسير الاقتصادي لنتائج التقدير

إن النتائج المتوصل إليها من خلال ما سبق تبدوا قياسية[31]، حيث 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 الناتج المحلي الاجمالي 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 لهذا فان النسبة 2.12% لا تعود إلى نمو الناتج وحده، وإنما النسبة الكبيرة من هذا الانخفاض في معدل البطالة خلال الفترة يعود إلى البرنامج المطبق الذي قامت به 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 تزامن مع انخفاض معدل الإنتاجية مما يؤدي إلى تعويض الانخفاض في الإنتاجية بالزيادة في اليد العاملة .
- يمكن استعمال النتائج التي توصلنا إليها للتنبؤ بمعدل النمو اللازم للوصول إلى معدل البطالة الطبيعي للابع سنوات القادمة «في الأجل الطويل» ، من خلال ما سبق نجد أن:
- حسب معادلة الاتجاه العام للبطالة رقم (12) نجد أن معدل البطالة الطبيعي سنة 2016 يكون :

$$\log U_t = 0{,}023 \cdot (2016) + 0.06 \cdot (33) - 0{,}05 \cdot (17) - 46{,}65 = 0.848 \Rightarrow U_t \approx 7$$

من خلال علاقة 'أوكن' الديناميكية (النموذج الأول) فان زيادة نمو الناتج بـ1% تؤدي إلى انخفاض البطالة بـ 2.12% في الأجل الطويل (خمس سنوات)، لدينا معدل البطالة سنة 2012 هو 9.7 % أما الطبيعي سنة 2016 يكون7% ومنه معدل انخفاضه هو: $\frac{7-9.7}{9.7} \simeq -0.27$

أي-27%، رأينا من قبل أن زيادة النمو بـ1% يؤدي إلى تخفيض معدل البطالة بـ2.12 %، أما لتحقيق معدل البطالة الطبيعي 7% سنة 2016 لابد من تحقيق معدل نمو للناتج قدره:

$$\frac{27}{2.12} = 12.73\% = 0.1273$$

وهو معدل نمو الناتج اللازم للوصول إلى معدل البطالة الطبيعي، أين نجد أن قيمة الناتج (بالمليار دينار) هي:

$$\frac{gdp_{2016} - gdp_{2012}}{gdp_{2012}} = \frac{gdp_{2016} - 5506.91}{5506.91} = 0.1273 \Rightarrow gdp_{2016} \approx 6207.94$$

وهو مستوى الناتج اللازم لمعدل البطالة الطبيعي.

– لدينا مستوى الناتج الطبيعي سنة 2016 بالاستعانة بمعادلة الاتجاه العام للناتج رقم (10) هو (بالمليار دينار) :

$$\log Y_{2016} = -21.19 + 0.0124 \cdot (2016) = 3.8084 \Rightarrow Y_{2016} = 6432.799$$

ومنه فان معدل نمو الناتج الطبيعي لسنة 2016 هو:

$$\frac{gdp_{2016} - gdp_{2012}}{gdp_{2012}} = \frac{6432.799 - 5506.91}{5506.91} \approx 0.17$$ ، أي 17%.

– وعليه من خلال النتائج التي توصلنا إليها نجد أن معدل النمو الاقتصادي اللازم للوصول إلى معدل البطالة الطبيعي (وهو:)7 سنة 2016 هو 12.73%، و الذي يمثل حوالي 75 % من معدل النمو الطبيعي للناتج خلال هذه السنة أي : $\frac{12.73}{17} \approx 0.75 \approx 75\%$.اي لابد من تحقيق 75 % فقط من معدل النمو الطبيعي او المحتمل للناتج من اجل الوصول الى معدل البطالة الطبيعي.

سادساً: الخاتمة

استهدفت هذه الدراسة قياس أثر النمو الاقتصادي علي البطالة في الأجلين القصير والطويل في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة الممتدة من 1970–2012 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:

1. 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.
2. 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.
3. إن معدل نمو الناتج في الفترة t لا يؤثر على معدل نمو البطالة في نفس الفترة في النموذجين، إلا انه يكون عالي التأثير في الفترات المتأخرة زمنيا.
4. وجود أثر سالب ومعنوي لمعدلات نمو الناتج على البطالة في الأجل الطويل (و الأجل القصير) في النموذجين.
5. 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 –2.12% في النموذج الأول، و–0.66 نقطة في النموذج الثاني في الأجل الطويل.
6. من خلال النتائج المتوصل إليها يمكن استنتاج أن: معدل البطالة الطبيعي لسنة 2016 يقدر بـ 7، أما معدل نمو الناتج الطبيعي لسنة 2016 هو 17%، أما معدل النمو الاقتصادي اللازم للوصول إلى أدنى مستوى من البطالة حسب النموذج الأول سنة 2016 يقدر بـ 12.73%. و الذي يمثل حوالي 75% من معدل النمو الطبيعي للناتج خلال هذه السنة.

الهوامش

(1) الإشارة السالبة للدلالة على العلاقة العكسية : مجدي الشوربجي ، أثر النمو الاقتصادي على العمالة في الاقتصاد المصري، مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا ، العدد 6 ، جامعة حسيبة بن بوعلي بالشلف ، الجزائر، 2005 ، ص 144–143.

(2) Durand, J., Huchet-Bourdon. « 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 26-27 , mai 2003, p 3. cite :www.lille1.fr/afsemedee/communications/huchetbourdon.marilyne.pdf. date de consultation :15/10/2010.

(3) Brahimi (Abdelhamid) , L'économie de l'Algérie , opu : Alger , 1991.P 214-215.

(4) محمود أورابح، دورس التجربة فيما يتعلق بسياسة التشغيل في الجزائر(1966–1980)، المجلة الجزائرية للعمل، العدد 19، المعهد الوطني للعمل: الجزائر ، 1987 ، ص 24.

(5) أحمد الأخضر عمراني ، التشغيل في الجزائر : سلسلة دراسات التشغيل ، منظمة العمل العربية ، مكتب العمل العربي ، مطابع جامعة الدول العربية : القاهرة ، بدون تاريخ ، ص15.

(6) قدي عبد المجيد، الإصلاحات الاقتصادية في الجزائر، محاولة تقويمية، Cahiers du CREAD n°61/ 3ème trimestre 2002، الجزائر، 2002، ص5

(7) مولود حشمان، عائشة مسلم ، اتجاهات النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1990 –2004 ، ص3، الموقع:
http// :www.hms-koutla.net/Doc/Growth%20Algeria%20Hachmane%20M.pdf. date de consultation :17/10/2010.

(8) شيبي عبد الرحيم ، شكوري محمد ، البطالة في الجزائر مقاربة تحليلية وقياسية ، المؤتمر الدولي حول «أزمة البطالة في الدول العربية «، القاهرة ، جمهورية مصر العربية : 17–18 مارس 2008 ، ص 17 . الموقع:
http// :www.arab-api/jodep/products/abstracts/abstracts-v10-2.pdf. date de consultation :17/10/2010.

(9) حالة تتميز بعدم إمكانية متابعة نشاط ما لأسباب تقنية (عطب ، دمار . . .).

(10) Musette Saib، Hamouda Nacereddine، Evaluation des effets du (PAS) sur le marché du travail en Algérie، in :les cahiers du CREAD : Alger، N°46/47، 1er trimestre 1999، 1999، P ١٦٩.

(11) شيبي عبد الرحيم ، شكوري محمد ، البطالة في الجزائر مقاربة تحليلية وقياسية ، مرجع سبق ذكره ، ص ١٧ .

(12) مولود حشمان، عائشة مسلم ، اتجاهات النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1990 –2004 ، مرجع سبق ذكره، ص3.

(13) Ambassade de France en Algérie –service économique régional– Indicateurs économiques et financiers de l'Algérie، D'après l'Office national des statistiques(ONS)، Publication des services économique، Février 2010، (texte choisie).

cite : www.ambafrance-dz.org/IMG/pdf/ALG__fs__Indicateur__economique__et__financiers__02__10-3.pdf. date de consultation :21/10/2010.

(14) Ambassade de France en Algérie ،service économique régional ، Indicateurs économiques et financiers de l'Algérie، référence déjà cité، (texte choisie).

(15) شيبي عبد الرحيم ، شكوري محمد، البطالة في الجزائر مقاربة تحليلية وقياسية ، مرجع سبق ذكره ، ص18.

(16) شيبي عبد الرحيم ، شكوري محمد، البطالة في الجزائر مقاربة تحليلية وقياسية ، مرجع سبق ذكره ، ص18.

(17) Hénin.P.Y., Jobert.T., « La persistance du chômage, caractérisation et mesure », Rapport d'Etude pour le Commissariat au plan, Convention n°18, 1999, document n°2 ,p5. Cite :annales.ensae.fr/anciens/n44/vol44-02.pdf. date de consultation :15/10/2010.

(18) مولود حشمان، عائشة مسلم ، اتجاهات النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1990-2004 ،مرجع سبق ذكره.ص:03.

(19) هناك محاولات تقييم في هذا الاتجاه، إلا أنها لم تتبلور بالشكل الكافي لنعتمد عليها في هذه الدراسة مثلا:

A . Durand « Détermination d'une mesure de croissance potentielle pour le Luxembourg : application de la méthodologie des VAR structurels » ; cellule de recherche en économie appliquée، document de travail n° 024، Cite:www.sciencedirect.com، date de consultation :17/10/2010.

(20) 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.

(21) DURAND, J., HUCHET .BOURDON, « La loi d'Okun comme indicateur de dispersion des pays européens: peut-on parler de convergence des structures ? », op.cit. p 4.

(22) حيث نجد أن: dLogU يعبر عن معدل نمو البطالة ، و dLogY على معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي .

(23) قد نبه كل من ‹نيلسن› و ‹بلوسير› (Nelson & Plosser 1982) كيف أن الجذر الأحادي موجود في أغلبية السلاسل الزمنية في الاقتصاد الكلي.

(24) Arture Charpentier, cours de séries temporelles, Théorie et Application, Dauphine, université de Parie , ENSAE, volume2 , 2005, p 6-7.

(25) أي 16 صيغة رياضية.

(26) Pesaran M H. Shin Y.and Smith R J ,Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Relationships ,Journal of Applied Econometrics,(2001),p20. in the cite :
http// :www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/pss1.pdf , Date of consultation :11/11/2010.

(27) Durand, J., Huchet-Bourdon. « La loi d'Okun comme indicateur de dispersion des pays européens : peut-on parler de convergence des structures ? », Référence déjà cité , p 6 .

(28) Papa Lamine DIOP, Estimation de La Production Potentielle de L'UEMOA, , UNION MON ETAIRE OUEST AFRICAIN, N° 506, Août/ Septembre 2000, p3.
Cite :www.bceao.int/internet/bcweb.nsf/files/er23.pdf/FILE/er23.pdf. date de consultation :15/10/2010.

(29) Papa Lamine DIOP , Estimation de La Production Potentielle de L'UEMOA, op- cité, p 6-7.

(30) Papa Lamine DIOP , Estimation de La Production Potentielle de L'UEMOA, op- cité, p 8-9.

(31) حسب دراسة 'دورند' و 'بوردن' 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-.

(32) غ م / تعني غير معنوي عند حد معنوية 5 %.

(33) غ م / تعني غير معنوي عند حد معنوية 5 %.

المراجع العربية

أحمد الأخضر عمراني ، التشغيل في الجزائر : سلسلة دراسات التشغيل ، منظمة العمل العربية، مكتب العمل العربي ، مطابع جامعة الدول العربية : القاهرة ، بدون تاريخ.

داود حسام و آخرون . مبادئ الاقتصاد الكلي . دار المسيرة للنشر و التوزيع. عمان . الأردن. 2000.

شيبي عبد الرحيم ، شكوري محمد . البطالة في الجزائر مقاربة تحليلية وقياسية . المؤتمر الدولي حول: «أزمة البطالة في الدول العربية «. القاهرة : 18-17 مارس 2008 ، . الموقع:
http// :www.arab-api/jodep/products/abstracts/abstracts-v10-2.pdf.

قدي عبد المجيد . الإصلاحات الاقتصادية في الجزائر ، محاولة تقويمية، Cahiers du CREAD n°61/ 3ème trimestre 2002، الجزائر . 2002.
كمال بوصافي . حدود البطالة الظرفية و البطالة البنيوية في الجزائر خلال المرحلة الانتقالية. أطروحة دكتوراه. علوم اقتصادية . جامعة الجزائر . 2006 .
محمود أورابح، دورس التجربة فيما يتعلق بسياسة التشغيل في الجزائر(1966–1980)، المجلة الجزائرية للعمل، العدد 19، المعهد الوطني للعمل: الجزائر1987.
مجدي الشوربجي . أثر النمو الاقتصادي على العمالة في الاقتصاد المصري. مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا . العدد 6 . جامعة حسيبة بن بوعلي بالشلف . الجزائر . 2005 .
مولود حشمان ، عائشة مسلم ، اتجاهات النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1990 – 2004.
http// :www.hms-koutla.net/Doc/Growth%20Algeria%20Hachmane%20M.pdf.

المراجع الأجنبية

Ambassade de France en Algérie -service économique régional- Indicateurs économiques et financiers de l'Algérie, D'après l'Office national des statistiques(ONS), Publication des services économique, Février 2010, (texte choisie). cite :
www.ambafrance-dz.org/IMG/pdf/ALG_fs_Indicateur_economique_et_financiers_02_10-3.pdf.

Arture Charpentier, cours de séries temporelles, Théorie et Application, Dauphine, université de Parie , ENSAE, volume2 , 2005.

Brahimi (Abdelhamid) , L'économie de l'Algérie , opu : Alger , 1991.

Durand, J., Huchet-Bourdon. « 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 26-27 , mai 2003.

Durand . A « Détermination d'une mesure de croissance potentielle pour le Luxembourg : application de la méthodologie des VAR structurels » ; cellule de recherche en économie appliquée, document de travail n° 024، Cite:www.sciencedirect.com.

Hénin.P.Y., Jobert.T., « La persistance du chômage, caractérisation et mesure », Rapport d'Etude pour le Commissariat au plan, Convention n°18, 1999, document n°2 ,p5. Cite :annales.ensae.fr/anciens/n44/vol44-02.pdf.

Musette Saib, Hamouda Nacereddine, Evaluation des effets du (PAS) sur le marché du travail en Algérie, in :les cahiers du CREAD : Alger, N°46/47, 1er trimestre 1999.

Pesaran M H. Shin Y.and Smith R J ,Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Relationships ,Journal of Applied Econometrics,(2001),p20. in the cite :
http// :www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/pss1.pdf

Papa Lamine DIOP, Estimation de La Production Potentielle de L'UEMOA, , UNION MON ETAIRE OUEST AFRICAIN, N° 506, Août/Septembre 2000. Cite :www.bceao.int/internet/bcweb.nsf/files/er23.pdf/FILE/er23.pdf.

Régis Bourbonnais, économétrie, 5 édition , édition Dunod , paris, Francs, 2004,
www.lille1.fr/afsemedee/communications/huchetbourdon.marilyne.pdf.
http://www.ons.dz/.

الملاحق

الملحق رقم (1) :نتائج اختبار الارتباط التقاطعي بين معدل النمو الاقتصادي و معدل البطالة في الجزائر خلال الفترة 1970– 2012

معاملات الارتباط التقاطعي	عدد الفترات الزمنية (k)
$cross(DLU_t, DLY_{t-i})$ $cross(DLU_t, DLY_{t+i})$	
-0.22^*	3–
-0.12^*	2–
-0.07^*	1–
-0.15	0
0.26^*	1
-0.04	2
0.13^*	3

المصدر:من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 7.0 ، *معناها معنوي عند 10%

الملحق رقم (2) : نتائج اختبار ADF على السلاسل $\log Y_t$ ، $\log U_t$.

نوع النموذج	النموذج الثالث		النموذج الثاني		النموذج الاول	
	ADF $\tau_{\hat{\phi}1}$	القيمة الحرجة %5	ADF $\tau_{\hat{\phi}1}$	القيمة الحرجة %5	ADF $\tau_{\hat{\phi}1}$	القيمة الحرجة %5
اختبار ADF للسلسلة الأصلية ($\log Y_t$)	-1.93 (الاتجاه غ م)	-3.52	-1.79 (الثابت م)	-2.93	3.55	-1.94
اختبار ADF للسلسلة المفرقة من الدرجة الاولى ($D\log Y_t$)	-10.42 (الاتجاه غ م)	-3.52	-9.03 (الثابت م)	-2.93	-2.64	-1.94
اختبار ADF للسلسلة الأصلية ($\log U_t$)	-1.68 (الاتجاه غ م)	-3.52	-1.59 (الثابت غ م)	-2.93	-0.88	-1.94
اختبار ADF للسلسلة المفرقة من الدرجة الأولى($D\log U_t$)	-1.97	-3.52	-1.87	-2.93	-1.2	-1.94
اختبار ADF للسلسلة المفرقة من الدرجة الثانية ($D\ \log U_t$)	-4.66 (الاتجاه غ م)	-3.52	-4.69 (الثابت غ م)	-2.93	-4.66	-1.94

المصدر:من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 7.0 .

الملحق رقم (3) : نتائج اختبار ‹غرانجر›

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 10/25/13 Time: 08:03			
Sample: 1970 2012			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D'LOGU does not Granger Cause DLOGY	40	1.50194	0.2218
DLOGY does not Granger Cause D'LOGU		2.2٢866	0.0٥91

المصدر:من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 7.0 .

الملحق رقم (4) :قيم المعايير عند التأخيرات المختلفة

عدد التأخيرات k	معيار Akaike	معيارSchwarz	معيار Hannan – Quinn
0	−2.59	−2.45	−2.48
1	−2.52	−2.13	−2.38
2	− 2.55	− 2.34	−2.47
3	− 2.43	− 2.13	−2.32
4	−2.62	−2.49	−2.57
5	−2.42	−1.94	−2.25

المصدر:من اعداد الباحثين، بالاعتماد على برنامج Eviews 7.0

الملحق رقم (5) : نتائج تقدير النموذج (المتغير التابع : DlogU)

المتغيرات المستقلة	القيمة المقدرة لمعامل الانحدار		قيمة الاحتمال P–value
DLOGU(-1)	0.382112		**0.0218
DLOGU(-2)	-0.241819		*0.0962
DLOGU(-4)	0.248962		*0.0817
DLOGY	-0.978847		*0.0733
DLOGY(-1)	-1.348896		**0.0289
DLOGY(-3)	0.491377		0.3674
DLOGY(-4)	1.043681		**0.0503
R^2	0,52		
DW	2,06		
الاختبارات التشخيصية +			
JB	BG LM	white	RESET
χ^2 = 0,2 (O,90)	F =0.62 (0.54)	F =1.58 (0.23)	F=2.45 (0.21)

ملاحظات: ***معنوي عند مستوي 1 %، **معنوي عند مستوي. 5 %، *معنوي عند مستوي10 %

+ الأرقام بين الأقواس تمثل قيم الاحتمال (p–value).

الملحق رقم (6) :نتائج اختبار ADF على السلاسل U_t^c ، Y_t^c .

نوع النموذج	النموذج الثالث		النموذج الثاني		النموذج الاول	
	ADF $\tau_{\hat{\phi}1}$	القيمة الحرجة 5 %	ADF $\tau_{\hat{\phi}1}$	القيمة الحرجة 5%	ADF $\tau_{\hat{\phi}1}$	القيمة الحرجة 5%
اختبار ADF على السلسلة الاصلية $\log Y_t^c$	−1.93 (الاتجاه غ م)[2]	−3.52	−1.98 (الثابت غ م)	−2.93	−1.6	−1.94
اختبار ADF على السلسلة المفرقة من الدرجة الاولى $(D\log Y_t^c)$	−10.43	−3.52	− 9.04 (الثابت غ م)	−2.93	−9.07 (الاتجاه غ م)	−1.94
اختبار ADF على السلسلة الاصلية $(\log U_t^c)$	−5.1 (الاتجاه غ م)	−3.52	−4.17 (الثابت غ م)	−2.93	−2.97	− 1.94

المصدر:من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 7.0 .

الملحق رقم (7) : تحديد عدد التأخيرات بالاعتماد على كل من معيار AIC وSC و HQ :

عدد التأخيرات k	معيار *Akaike*	معيار*Schwarz*	معيار*Quinn - Hannan*
0	-2.15	-2.12	-2.14
1	-2.75	-2.63	-2.71
2	-2.78	-2.31	-2.62
3	-2.71	-2.42	-2.61
4	-2.65	-2.26	-2.51
5	**-2.8**	**-2.59**	**-2.73**

المصدر:من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 7.0 .

الملحق رقم (8) : نتائج تقدير نموذج التقدير (المتغير التابع : DlogU)

المتغيرات المستقلة	القيمة المقدرة لمعامل الانحدار		قيمة الاحتمال P–value
LOGUCT(–1)	0.967365		0.0000***
LOGUCT(–2)	–0.403733		0.0143**
LOGUCT(–4)	0.257310		0.0541*
LOGYCT(–1)	–0.378954		0.1003*
LOGYCT(–3)	0.843622		0.1853
LOGYCT(–4)	0.891132		0.0651*
LOGYCT(–5)	–0.644699		0.0426**
R^2	0 ,57		
DW	2,12		
الاختبارات التشخيصية +			
JB	BG LM	white	RESET
= 2,27 JB (O,32)	F =0.33146 (0.7207)	F=11.68113 (0.2285)	F= 0.861308 (0.3610)

ملاحظات: ***معنوي عند مستوي 1 %، **معنوي عند مستوي. 5 %،*معنوي عند مستوي 10 %

+ الأرقام بين الأقواس تمثل قيم الاحتمال (p–value).