

النمو الاقتصادي والبطالة في الجزائر: دراسة قياسية

**Economic Growth and Unemployment in Algeria:  
An Econometric Study**

دحماني ادريوش

**Dahmani Driouche**

كلية العلوم الاقتصادية والتسيير والعلوم التجارية، جامعة جيلالي ليايس، سيدي بلعباس، الجزائر

بريد الكتروني: dah9moh@yahoo.fr

تاريخ التسليم: (٢٠١٢/٤/٣)، تاريخ القبول: (٢٠١٣/٣/١٧)

**ملخص**

في إطار الاقتصاد الكلي هناك علاقة مهمة تعرف بقانون أوكن «Okun's Law» والتي تنصّ على وجود علاقة سلبية بين التغيرات في معدّلات البطالة حول معدّلها الطبيعي والتغيرات في الناتج المحلي الإجمالي الفعلي حول معدّله المحتمل. وتقدّم هذه الورقة إطارا مهما ومفيدا لتطوير نماذج مختلفة للتحقق في العلاقة بين الناتج ومعدّلات البطالة. الهدف من وراء هذه الورقة هو دراسة ما إذا كانت علاقة أوكن تنطبق على الاقتصاد الجزائري وفي حال وجود هذه العلاقة سوف نحاول إيجاد وتقدير معدّل نمو الناتج المحلي الإجمالي اللازم لتحقيق العمالة الكاملة، والذي سوف يساعدنا في تقديم اقتراحات بشأن الاستراتيجيات المناسبة للتخفيف من حدة البطالة. سوف نحلّل اتجاهات البطالة و النمو الاقتصادي في الاقتصاد الجزائري في الفترة ١٩٨٠-٢٠١١، يليه استعراض للجانب النظري المتصل بقانون أوكن. ثم نقوم بفحص العلاقة بين معدل البطالة ومعدّلات النمو الاقتصادي، لمعرفة مستوى النمو المطلوب لحل مشكلة البطالة وخاصة في الأمد البعيد، تحديد وتشخيص أهم أنواع البطالة التي يعاني منها الاقتصاد الجزائري. وفي الأخير نناقش النتائج المتحصّل عليها. المنهج المتبع في التحليل هو استخدام بيانات سنوية والتي تغطي الفترة ١٩٨٠-٢٠١١، ونستخدم تقنيات السلاسل الزمنية لاختبار العلاقة بين البطالة والنمو الاقتصادي والحصول على تقديرات لمعامل أوكن. ونستخدم في الدراسة اختبار التكامل المشترك Cointegration Analysis باستعمال طريقة منهج الحدود وفي حال وجود هذه العلاقة نقوم باشتقاق نموذج متجه تصحيح الخطأ ECM.

**كلمات المفتاحية:** علاقة أوكن، التغيّر في معدّلات نمو الناتج المحلي الإجمالي، أسلوب مرشح هودرك وبرسكوت، التغيّر في معدّلات البطالة، اختبار التكامل المشترك باستخدام منهج الحدود.

## Abstract

In the macroeconomic framework there is a well-known relationship called Okun's Law, which states that the negative relationship between movements of unemployment rate and real GDP can be determined. This paper provides an important and useful framework for developing various models to investigate the output-unemployment relationship. The objective of this paper is to examine whether an Okun type relationship between output and unemployment is present in the Algerian economy. We are keen to find the level of GDP growth rate needed to achieve full employment. Hence, from this analysis we will be able to determine the causal relationship between output and unemployment. First, we will discuss unemployment trends in Algeria (1980-2011), followed by a review of literature and the theoretical framework related to Okun's law. In the last section, identify and diagnose the most important types of unemployment suffered by the Algerian economy. Finally we will discuss our results and its implications for the Algerian labour market. Approach: Using annual data covering the period 1980-2011, time series techniques are used to test the relation between unemployment and economic growth and to obtain estimates for Okun's coefficient. Namely, we used in the study cointegration test using the bound testing approach.

**Keywords:** Okun's Law, HP filter, GDP Growth, Unemployment Rate, bound testing approach of co integration.

## مقدمة

عانت الجزائر طويلا من أعراض "الداء الهولندي" وتذبذب أسعار النفط والذي يعدّ موردها الأساسي و هو ما تعاني منه الدول التي تستحوذ على النفط الاقتصادي، وتصدير النفط بشكله الخام وهذا ما ساعد على إضعاف القطاعات الاقتصادية الأخرى وخاصة القطاع الصناعي والزراعي ولولا الظروف الاقتصادية الملائمة المتعلقة بتحسّن أسعار النفط في الأسواق الدولية خلال النصف الأخير من سنة ١٩٩٩ لما تمّ تحسين الواقع المعيشي.

إن التحدي الأول للاقتصاد الجزائري هو النمو الخلاق والنمو الفعّال المستدام، فإذا لم يكن هناك نمو مستدام وبمعدلات عالية فإنه لا يمكن إطلاقا التحدث عن أي إستراتيجية فعّالة للتخفيف من حدّة البطالة، ولكن عندما يغدو الاقتصاد ديناميكيًا وينمو بمعدلات عالية فإن ذلك يصبح أمر

ممكّن، ولذلك فإن أول و أكبر تحدي هو تحقيق النمو الخلاق والمستدام ولكن الإشكالية تظل في الكيفية التي يمكن من خلالها تحقيق مثل هذا النمو.

إن البطالة أصبحت تشكل أهم مظاهر اختلال سوق العمل في الجزائر، فمنذ سنة ١٩٩٠ إلى غاية ٢٠٠٣ لم ينخفض معدّلها في المتوسط عن ٢٠% من الفئة النشيطة وبالرغم من انخفاضها في السنوات الأخيرة إلا أن هذا الانخفاض ظل نسبياً. واستناداً إلى مؤشر البطالة، فقد صنّفت الجزائر من طرف البنك العالمي BM (٢٠٠٥) من بين أخطر دول العالم تضرراً بمشكلة البطالة خاصة بين فئة الشباب.

تفيد التقديرات الأولية أن النمو الاقتصادي المطرد المسجل في الجزائر في السنوات الأخيرة قد رافقه انخفاض في معدلات البطالة، لكن أيضاً مع تراجع في إنتاجية العمل، مما يطرح بشدة قضية نوعية الوظائف المستحدثة، وقابلية استدامتها. وبالرغم من تراجع معدل البطالة في الجزائر من ٢٩,٢٩% عام ٢٠٠٠ إلى حوالي ١٠% في عام ٢٠١٠، إلا أن الجزائر تحتفظ بأعلى معدّلات البطالة مقارنة مع مختلف أقاليم العالم الأخرى، ومع المتوسط العالمي البالغ ٥,٧% ويبقى ارتفاع معدّلات البطالة أكبر تحدي يواجه الاقتصاد الجزائري.

انطلاقاً من هذه التحديات التي يعرفها سوق العمل في الجزائر فإن إشكالية الموضوع تتحدّد كالآتي:

**هل استدامة معدّلات النمو الاقتصادي الحالي في الجزائر كافية لاستيعاب معدّلات البطالة الفعلية في الاقتصاد والتي تبقى عند مستويات مرتفعة؟ وما مدى صحة علاقة أوكن وانطباقها على الاقتصاد الجزائري؟**

إن الهدف من وراء هذه الورقة هو دراسة ما إذا كانت علاقة أوكن تنطبق على الاقتصاد الجزائري من أجل رسم وتوجيه السياسات الاقتصادية المناسبة نحو تحقيق الأهداف المسطرة. في الأول، سوف نحلّل اتجاهات البطالة في الجزائر، يليه استعراض للجانب النظري المتصل بقانون أوكن. وفي الأخير سنحاول فحص العلاقة بين معدل البطالة ومعدّلات النمو الاقتصادي باستخدام تقنيات التحليل القياسي لمعرفة مستوى النمو المطلوب لحل مشكلة البطالة وخاصة في الأمد البعيد، وتشخيص أهم أنواع البطالة التي يعاني منها الاقتصاد الجزائري.

### منهجية البحث

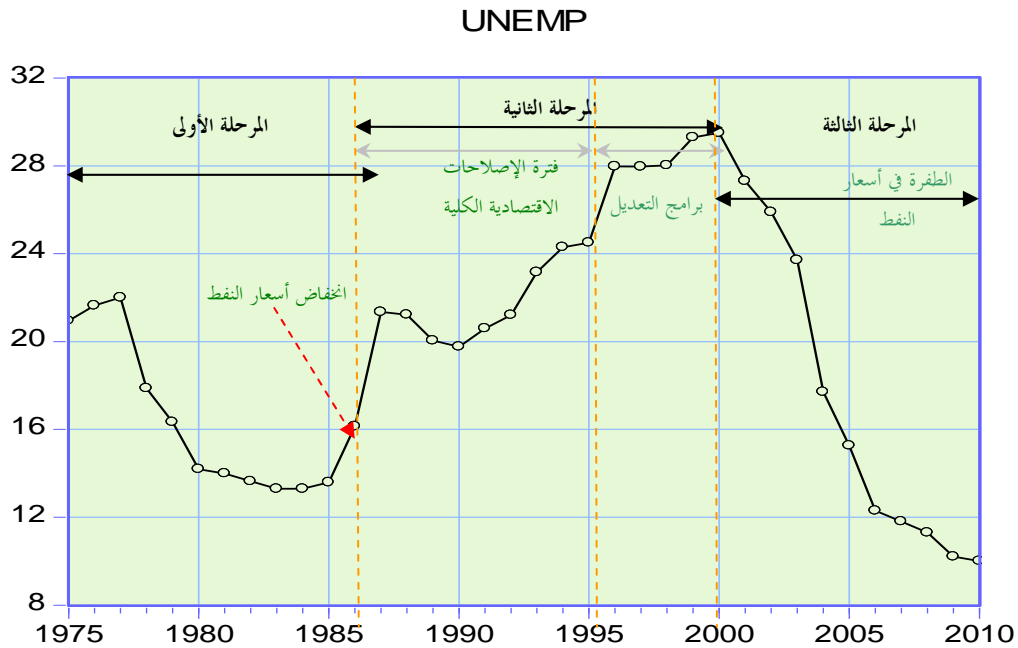
تعد الفترة الزمنية التي تم تغطيتها مهمة نوعاً ما (٣١ سنة). تبحث هذه الورقة العلاقة بين البطالة والنمو الاقتصادي باستخدام بيانات السلاسل الزمنية الخاصة بالنتائج المحلي الإجمالي الحقيقي الفعلي. وقد تم استخدام بيانات السلاسل الزمنية السنوية في دراستنا التطبيقية وكانت البيانات من سنة ١٩٨٠ حتى ٢٠١١.

وقد اعتمدت بيانات هذه الدراسة بوجه خاص، على قاعدة الإحصاءات الدولية لصندوق النقد الدولي وكذا البنك العالمي والمكتب الدولي للعمل (BM, ILO, FMI)، وهي تستند عادة

إلى البيانات الرسمية الصادرة عن الدول الأعضاء في هذه المنظمات، ويتم الاعتماد على الديوان الوطني للإحصائيات ONS.

### ١. اتجاهات البطالة والنمو الاقتصادي في الجزائر

أقترن تحسن الأداء الاقتصادي في الجزائر خلال السنوات الأخيرة بإحراز تقدّم ملحوظ في معالجة مشكلة البطالة، حيث تراجع متوسط معدل البطالة من ٢٩,٥% في عام ٢٠٠٠ إلى حوالي ١٠,٠% سنة ٢٠١٠ وهذا ما يوضحه الشكل البياني رقم (١).



شكل (١): تطور معدّلات البطالة في الجزائر خلال الفترة ١٩٧٥-٢٠١٠.

بالرغم من تراجع معدل البطالة في الجزائر من ٢٣,٦٦% في المتوسط في عام في الفترة ١٩٨٦-٢٠٠٠ إلى حوالي ١٦,٥٤% في المتوسط في الفترة ٢٠٠١-٢٠١٠، إلا أن الجزائر كدولة تحتفظ بأعلى معدّلات البطالة بالمقارنة مع مختلف دول العالم الأخرى، ومع المتوسط العالمي البالغ ٥,٧% ويبقى ارتفاع معدّلات البطالة أهم تحدّ تواجهه الجزائر كغيرها من الدول العربية التي تعاني نفس المشكل. ولم يطرأ تغيير كبير على توزيع البطالة بين الدول العربية،

حيث سجلت أعلى مستوياتها في الدول العربية الأقل دخلا، أو في الدول التي تأثرت اقتصادياتها بحالة عدم الاستقرار.

إن انخفاض معدلات البطالة الذي شهدته الجزائر خلال السنوات الأخيرة كان لافتا خاصة في ضوء تزايد مساهمة القطاع الخاص في التشغيل. وساهم في تحسن أوضاع أسواق العمل الأثر الإيجابي الذي بدأ يظهر في الوقت الحالي من جراء تراجع معدلات الخصوبة ومعدلات نمو عدد السكان في سن العمل. إلا أن هذا التراجع قابلته زيادة في معدل المشاركة في قوة العمل كما ساهم ارتفاع معدل مشاركة النساء في القوى العاملة إلى ارتفاع معدل نمو قوة العمل النسائية.

كما أن زيادة التوظيف اقترنت في كثير من الأحيان بتدن في الإنتاجية، خاصة وأن معظم الوظائف الجديدة تركزت في القطاع العام، مما يطرح تساؤلا حول نوعية الوظائف التي تم توفيرها، وبالتالي مدى قابلية استمرار هذا النوع من التوظيف. من ناحية أخرى نجد أن معدلات البطالة بين الشباب ما زالت متجهة نحو الارتفاع، وخاصة نحو الإناث حيث أن معدل البطالة بين الإناث للفئة العمرية (١٥-٢٤ سنة) كان في حدود ٥٦,٤% في الجزائر حسب إحصائيات سنة ٢٠٠٦.

من خلال الشكل البياني (١) يمكن تحديد الاتجاهات العامة للبطالة خلال العقود الأربعة الماضية من سنة ١٩٧٠ حتى سنة ٢٠١٠. حيث يمكن التمييز بين ثلاث فترات كبرى مرّ بها الاقتصاد الوطني. ففي المرحلة الأولى تراجعت معدلات البطالة بشكل مطرد من سنة ١٩٧٠ وحتى سنة ١٩٨٥. ويعود الفضل في ذلك إلى تبني إقامة إستراتيجية صناعة ثقيلة في البلد انطلاقا من نموذج بالصناعات المصنعة باعتبار أن الصناعة قطاع يتميّز بكثافة عنصر العمل، وخصصت لهذا القطاع اعتمادات مالية هامة في المخططات الإنمائية الثلاثة. وعرفت هذه الفترة بتطور العمالة بفضل النسب العالية للاستثمارات القومية و الظروف الجذّ ملائمة التي كانت تميّز إمكانيات تمويل النشاطات الاقتصادية. إلا أن هذا التطور تراجع بسرعة مع بداية الثمانينات وبالأخص بعد النصف الثاني من هذه العشرية<sup>(١)</sup>.

المرحلة الثانية تمتد من ١٩٨٦ إلى سنة ٢٠٠٠ وتزامنت هذه المرحلة مع الصدمة البترولية والتي كان نتيجتها التراجع الكبير في الموارد الخارجية للبلاد نتيجة تراجع أسعار النفط. إن هذه الوضعية الخطيرة جدّا التي عرفها الاقتصاد الجزائري بداية من سنة ١٩٨٦، كانت نتائجها على مختلف الأصعدة خاصة على البطالة، حيث ارتفعت هذه النسبة من ١٣,٥٩% سنة ١٩٨٥ إلى ١٦,١٤% سنة ١٩٨٦، ثم إلى ٢٠,٠٤% سنة ١٩٨٩ ولتصل إلى مستويات قياسية بنسبة ٢٩,٥٠% سنة ٢٠٠٠. هذا الارتفاع لم يكن فقط كنتيجة لأزمة ١٩٨٦

(١) قويدر بوطالب (١٩٩٦)، "الإصلاحات الاقتصادية و التشغيل في دول المغرب العربي"، متطلبات التنمية في الشرق الأوسط في ظل المستجدات المحلية و العالمية، رابطة المعاهد و المراكز العربية للتنمية الاقتصادية والاجتماعية، أوراق الندوة و مداولاتها، ٢٤-٢٦ سبتمبر، الإسماعيلية، ١٩٩٦، ص ٢٢٤.

بل أيضا كنتيجة لتطبيق حزمة برامج الاستقرار والتعديل الهيكلي مع بداية التسعينات والمفروضة من قبل مؤسسات برتن ووردز.

المرحلة الثالثة من سنة ٢٠٠١ إلى يومنا الحالي، وتميّزت بتعزيز الوضعية المالية الخارجية بفضل ارتفاع مداخل الجزائر من عائدات صادرات المحروقات بسبب ارتفاع أسعار النفط في السوق العالمية. هذا التحسن في الوضعية المالية الخارجية سمح بتحسين مؤشرات سوق العمل وخاصة معدّلات البطالة التي تراجعت من ٢٩,٥٠ سنة ٢٠٠١ إلى ١٠,٠٠% سنة ٢٠١٠. إلا أن معدّلات البطالة في الجزائر تبقى عند مستويات مرتفعة وخاصة بين فئة الشباب وفئة حاملي الشهادات الجامعية.

الجدول التالي سيوضح الخصائص الإحصائية لكل من النمو الاقتصادي و معدّلات البطالة خلال المراحل الثلاث:

جدول (١): الإحصائيات الوصفية للمتغيرات المستخدمة في النموذج في الفترة ١٩٧٥ - ٢٠١٠.

المرحلة الأولى (١٩٨٥-١٩٧٥)				المرحلة الثانية (١٩٨٦-٢٠٠٠)				المرحلة الثالثة (٢٠٠١-٢٠١٠)				
أعلى قيمة	أدنى قيمة	Mean	Var	أعلى قيمة	أدنى قيمة	Mean	Var	أعلى قيمة	أدنى قيمة	Mean	Var	
٩,٢٠	٠,٨٠	٥,٦٥	٥,٠٢	٢,١٠٢-	١,٣٢	٥,٥٤	١١,٥٦	٢,٢٠	٣,٨٤	٢,٢٦	٤٠,٨٦	Grow
٢٢,٠٠	١٣,٢٩	١٦,٤٦	٢٩,٥٠	١٦,١٤	٢٣,٦٦	١٥,٦٦	١١,٥٦	٢٢,٠٠	١٠,٠٠	١٦,٥٤	٤٠,٨٦	Unem

يعزى بقاء معدّلات البطالة عند مستويات مرتفعة في معظم الدول العربية إلى عدّة عوامل أهمها تذبذب معدّلات النمو الاقتصادي، وتراجع قدرة القطاع العام على توفير فرص عمل كافية، وانخفاض طاقة التشغيل في القطاع الخاص بسبب تواضع بيئة الأعمال في عدد من الدول العربية، وصعوبة مضاهاة الميزات المالية والعينية المقدمة للعاملين في القطاع العام، وعدم توافق مخرجات التعليم والتدريب مع متطلبات سوق العمل في القطاع الخاص.

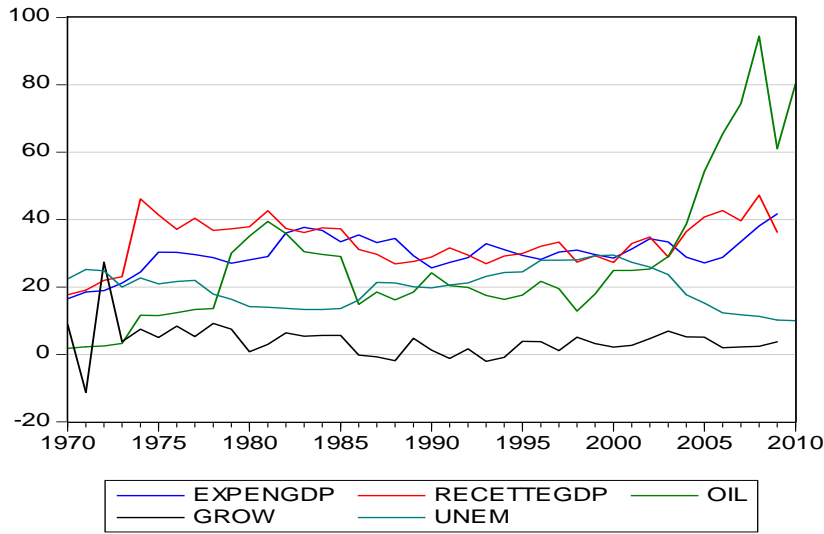
أما فيما يخص أداء الناتج المحلي الإجمالي فإن دورة الانتعاش التي عرفها النمو الاقتصادي خلال عشريني السبعينات والثمانينات، سرعان ما تلاشت وتحولت إلى انكماش مع

هبوط أسعار النفط سنة ١٩٨٦، إلى غاية منتصف التسعينات، حيث سجل تحسن طفيف في أداء متغير النمو<sup>(١)</sup>. و مع عودة ارتفاع أسعار البترول في الأسواق الدولية بداية من سنة ١٩٩٩ عرفت الجزائر نوع من الراحة المالية و قد تم استغلالها في بعث النشاط الاقتصادي من خلال سياسة مالية تنموية، عبّر عنها بارتفاع حجم الإنفاق من خلال مخططين (مخطط الإنعاش الاقتصادي و مخطط دعم النمو).

تسجل الجزائر حاليا وضعا اقتصاديا كليا مستداما وعودة للتوازنات المالية الكلية، فلقد شهد النمو الاقتصادي زيادة في الحجم بين عامي ١٩٩٩ و ٢٠٠٥ بمتوسط قارب ٤٪. كما سجلت الفترة بعد ٢٠٠٥ تراجع طفيف في معدلات النمو بنسب ٢٪ سنة ٢٠٠٦، ٢,٢٪ سنة ٢٠٠٧، ٤,٢٪ سنة ٢٠٠٨، ١١,٣٪ سنة ٢٠٠٩ و ٣,٧٪ سنة ٢٠١٠.

فمنذ بداية عام ٢٠٠٠ تعزّزت الوضعية المالية الخارجية بفضل ميزان المدفوعات الذي شكل قاعدة لهذه الوضعية وساهم في تعزيزها خلال السنوات من ٢٠٠١ إلى ٢٠١٠ المحيط للدولي الملائم المقرون بارتفاع أسعار النفط في الأسواق العالمية، وهذا التحسن في الوضعية المالية الخارجية سمح بتخفيض مؤشرات الدين الخارجي بعد اللجوء إلى الدفع المسبق للدين الخارجي منذ عام ٢٠٠٤ إلى حوالي ٤ ملايين دولار عام ٢٠٠٨. لقد أدركت الحكومة أن عائدات النفط التي تحتل مكانة أساسية ضمن عائدات الميزانية معرضة لتقلبات أسعار النفط الخام، لذا قرّرت تأسيس صندوق ضبط الإيرادات عام ٢٠٠٠ لتأمين الاقتصاد من أي انعكاسات سلبية لهذه التقلبات، وموارد هذا الصندوق هي الفارق بين سعر برميل النفط في السوق العالمية وسعره المرجعي المعتمد في إعداد الميزانية السنوية. الشكل البياني التالي يوضّح بعض المؤشرات التي تعكس الأداء الاقتصادي للبلد.

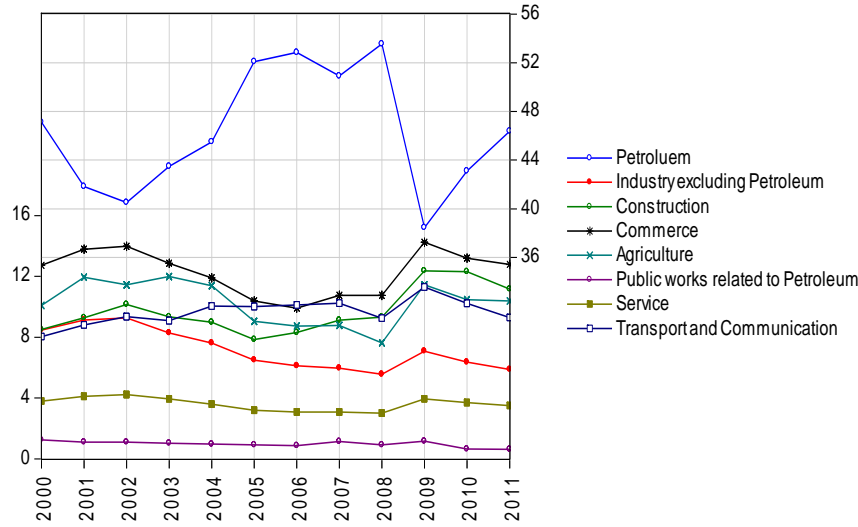
(١) مولود حشمان، مسلم عائشة، اتجاهات النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة ١٩٩٩-٢٠٠٤، جامعة الجزائر.



شكل (٢): بعض المؤشرات الاقتصادية التي تعكس الأداء الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠٠٩.

بالرغم من الارتفاع الملحوظ في معدلات النمو إلا أن النمو يبقى غير متوازن فيما بين القطاعات. فمن خلال الجدول التالي يلاحظ أن النسبة الكبيرة في تكوين القيمة المضافة تعود إلى قطاع المحروقات حيث ارتفعت هذه النسبة من ٤٧,١١% سنة ٢٠٠٠ إلى ٥٣,٥٥% سنة ٢٠٠٨. بينما نسبة مساهمة القطاع الفلاحي فقد عرفت تذبذبا خلال نفس الفترة. وإذا كان قطاع الخدمات غير السلعية قد عرف ارتفاعا فإنه وفي المقابل تراجع نسبة قطاع الخدمات السلعية. والشكل أدناه يوضح ذلك.





شكل (٣): تطور نصيب كل قطاع (%) في تكوين القيمة المضافة (VAB).

المرجع: حساب النسب انطلاقاً من احصائيات ONS

## ٢. الإطار النظري لعلاقة أوكون

لقد قام الاقتصادي الأمريكي أوكن (١٩٢٨-١٩٨٠) بدراسة تحليلية لبعض متغيرات الاقتصاد الأمريكي في الفترة الممتدة بين ١٩٤٧ و سنة ١٩٦٠، وقد لاحظ أن أي ارتفاع بنقطة إضافية واحدة (١%) في معدلات البطالة سيصاحبها انخفاض بثلاث نقاط (٣%) في الناتج الوطني الحقيقي<sup>(١)</sup>.

إذا كنا نرغب في تحسين مستوى النمو الاقتصادي فما علينا إذن إلا أن نعمل على الرفع من معدل العمالة وتشغيل الأيدي العاطلة عن العمل من خلال توفير البيئة والآليات والوسائل المناسبة لتحقيق ذلك. والسؤال المطروح هنا هو كيف لنا أن نستخدم هذا القانون بفاعلية قوية وكفاءة أكبر؟

(1) D.Ahmed Silem, D.Jean-Marie Albertini, lexique d'économie, 6 édition, dalloz, 1999, p 377.

يربط قانون أوكن بين الناتج والبطالة. فحسب سامويلسون ونوردهاوس\* (samuelson et Nordhaus)، يوقر هذا القانون بالدرجة الأولى الأهمية القصوى بين سوق السلع وسوق العمل. حيث يصف العلاقة بين الحركات القصيرة الأجل بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، والتغيرات في معدّل البطالة<sup>(١)</sup>.

يعبر قانون أوكون عن العلاقة التجريبية بين الانحرافات في نمو الناتج حول اتجاهه والتغيرات في معدّل البطالة حول معدّلها الطبيعي. هذا القانون يوضح كيف أن معدّلات البطالة الفعلية تتغير حول معدّلات البطالة التوازنية<sup>(٢)</sup>.

المقال الذي يحدّد أسس مفهوم الناتج المحتمل نشر في عام ١٩٦٢ من قبل أوكون (Potential GNP : Its measurement and significance, American Statistical Association). و اقترح أوكون علاقة علاقة خطية بسيطة بين الفجوة في معدّلات البطالة إلى المستوى الطبيعي، والفارق في الناتج بالمقارنة مع إمكاناته (الناتج المحتمل). إذا ثمة ارتباط بين التغيرات السلبية في معدّلات البطالة، والتغيرات في نمو الناتج. فقانون أوكن يتعبّر أن معدّل البطالة ما هو إلا المرآة العاكسة لتغير الناتج المحلي الإجمالي ( $Y$ ) نسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي المحتمل  $Y_p$  أي:  $Y/Y_p$ ، وعند الإقرار بذلك فإن أي زيادة في الإنفاق الحكومي مثلا سيعمل على زيادة الناتج المحلي ومن ثم نسبة الناتج  $Y/Y_p$ ، و هذا بدوره يقلّل من معدّل البطالة. وتعتبر طريقة نسبة الناتج  $Y/Y_p$  و التي طرحت من قبل العالم آرثر أوكن (١٩٦٢) من أولى المحاولات التي تقيس معدّل البطالة و التي أعاد تفسيرها رياضيا Gordan سنة ١٩٨٤ و Canova سنة ١٩٩٨. ومن هذه العلاقة بين معدّل البطالة و نسبة الناتج يمكن اشتقاق علاقة عامة تحدّد معدّل البطالة في أي سنة عند معرفة الناتج الحقيقي و الناتج الممكن ومتوسط معدّل البطالة<sup>(٣)</sup>.

♣ يمكن الرجوع إلى المصدر الرئيسي: Samuelson, P.A., Nordhaus, W.D. (1995), Economics, 15th ed., McGraw-Hill, New York.

(1) André MAKUTUBU Balibwanabo, verification empirique de la loi d'Oku : le cas de la RD Congo entre 1960-2000.

[www.congoforum.be/upldocs/article%20vrai%20amackbal.doc](http://www.congoforum.be/upldocs/article%20vrai%20amackbal.doc)

(2) André MAKUTUBU Balibwanabo, op cité.

(٣) أحمد بن عبد الكريم المحميد، تقدير معدّل البطالة بالمملكة العربية السعودية ١٩٨٦-٢٠٠٥: نموذج رياضي، مجلة جامعة حلوان، العدد الأول، مصر ٢٠٠٧، ص٧.

العلاقة الرياضية لقانون أوكون تعبر عن علاقة خطية بسيطة بين الفجوة في معدلات البطالة إلى مستواها الطبيعي، والفجوة في الناتج بالمقارنة مع مستوى إمكاناته (الناتج المحتمل). ويمكن كتابة علاقة أوكن على الشكل التالي<sup>(1)</sup>:

$$\frac{(Y_p - Y)}{Y_p} = \beta (U - U_n) \quad (1)$$

حيث:

$Y_p$ : الناتج المحتمل (الكامن)\* أو ناتج العمالة الكاملة.

$Y$ : الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (الناتج الفعلي الحقيقي).

$U_n$ : معدّل البطالة الطبيعي.

$U$ : معدّل البطالة الفعلي.

$\beta$ : معامل أوكن يقيس الانخفاض في معدّل البطالة لما يتجاوز الإنتاج حدّ معيّن.

$$U = \frac{\text{Nombre de chômeurs}}{\text{Population active totale}} \times 100 \quad \text{و لدينا:}$$

يمكن أيضا كتابة علاقة أوكن على الشكل التالي:

$$\frac{\Delta Y}{Y} = k - \beta \Delta U \quad (2)$$

(1) André Makutubu Balibwanabo et Oasis Kodila Tedika, loi d'Okun en République Démocratique du Congo : Evidences empiriques Revue Congolaise d'Economie, Volume 6, N 1, Avril, 2011, P 22.

♣ وفجوة الناتج وفقا لبعض الدراسات تمثل الفرق بين الناتج الحقيقي الفعلي و الناتج الحقيقي المحتمل لاقتصاد ما، مقاسا كنسبة من الناتج المحتمل. إن مستوى الناتج الحقيقي المحتمل (الممكن)  $Y_p$  هو المستوى الذي يصل إليه الناتج باستعمال عناصر الإنتاج وخاصة العمل بكامل طاقتها في العملية الإنتاجية (التخصيص الأمثل والكفاء للموارد)، فكلما زادت فجوة الناتج فإن معدّل البطالة يزداد، ونعبر عن هذه الفجوة رياضيا:

$$OG_t = \frac{Y_t - Y_{pt}}{Y_{pt}} \times 100$$

حيث أن  $OG_t$  هي فجوة الناتج Output gap،  $Y_t$  الناتج الفعلي،  $Y_{pt}$  الناتج المحتمل Potentiel Output

$\Delta Y$ : التغير في  $GDP$  الحقيقي،  $\Delta U$ : التغير في معدّل البطالة  $k$ : التغير في الناتج المحتمل حول ناتجه المتوسط المحتمل مقسوم على الناتج المتوسط المحتمل و الكل مضروب في 100.

المعادلة رقم (2) تبين لنا أنه عندما انخفض معدّل البطالة بمقدار نقطة مئوية واحدة، فإن الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي سوف يتغير في الاتجاه المعاكس آخذا قيم موجبة. وهذه هي العلاقة التي نحن بصدد دراستها. ولدراسة هذه العلاقة، والتي يجب أن تكون سلبية من الناحية النظرية، بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي حول اتجاهه وبين معدّل البطالة حول معدّلها الطبيعي، وضعنا مبدأ في شكل افتراضي مفاده أن التغير في معدّل البطالة هو المتغير الوحيد الذي يؤثر على تغير الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي حول اتجاهه. ويتم عزل المتغيرات الأخرى المستقلة. وحسب علاقة أوكن فإن المتغير التابع هو التغير النسبي في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي حول اتجاهه ويكتب على الشكل التالي:  $(Y - Y_p) / Y_p$  والمتغير المستقل هو التغير في معدّل البطالة حول معدّلها الطبيعي أي:  $(U - U_n)$ . وهذه العلاقة يمكن تمثيلها كالتالي:

$$\frac{(Y - Y_p)}{Y_p} = f(U - U_n) \quad (3)$$

$$U - U_n = -\delta \left( \frac{Y - Y_p}{Y_p} \right) \quad (4)$$

ويمكن كتابة هذه العلاقة كالتالي:

$$\Delta U = \alpha - \beta \Delta Y + \varepsilon$$

من خلال المعادلة نستنتج أيضا أن أي ارتفاع في معدل النمو الاقتصادي بمقدار ١% سوف تؤدي إلى تخفيض معدل البطالة بمقدار معين.

يمثل قانون Okun مفهوم مهم في الاقتصاد الكلي على المستويين النظري والتجريبي. فمن الناحية النظرية، فإن هذا القانون عبارة عن علاقة بين منحني العرض الكلي ومنحنى فليبس (Phillips). ومن الناحية التجريبية، فإن معامل Okun يساعد في التنبؤ وصياغة السياسات الاقتصادية المناسبة. وبالفعل، استخدم بيانات ربع سنوية عن الاقتصاد الأمريكي خلال الفترة ١٩٤٧-١٩٦٠، ونجح Okun في تبيان أن هناك علاقة عكسية تبادلية بين البطالة والنمو الاقتصادي. فقد توصل إلى أن خفض معدّلات البطالة بنسبة بنسبة ١% سيؤدي إلى الزيادة في

الناتج المحلي الإجمالي بسنبة ٣%. ووجد Okun في دراسته عام ١٩٦٢ أن مرونة العمالة بالنسبة للنمو الاقتصادي تتراوح بين ٠,٣٥ و ٠,٤٠<sup>(١)</sup>.

### ٣. استعراض الجانب النظري وأهم الاختبارات التطبيقية لعلاقة أوكون (Okun's law)

اتبع العديد من خبراء الاقتصاديين الأمريكي أوكون (١٩٦٢) من خلال اختبار العلاقة بين البطالة والناتج وتوجد تطبيقات عديدة حاولت التعرف على حقيقة هذه العلاقة منها: دراسة أليا (Alia) وسميث (Smith) سنة ١٩٧٥، وغوردون (Gordon) سنة ١٩٨٤، كنوستر (Knoester) سنة ١٩٨٦، كوفمان (Kaufman) سنة ١٩٨٨، براشوني (Prachowny) سنة ١٩٩٣، ويبر (Weber) سنة ١٩٩٥، عماد الموسى (Moosa) سنة ١٩٩٧، أتفيلد وسيلفرستون (Attfield and Silverston) سنة ١٩٩٨، لبي (Lee) سنة ٢٠٠٠، سلفابول (Silvapulle) سنة ٢٠٠٤\*. وقد طوّرت علاقة أوكون وقدمت في صيغة جديدة في كثير من الدراسات لتصبح تعبر عن التغير في معدلات البطالة كمتغير تابع. عموماً هذه الدراسات جاءت لتقديم الدعم العملي لصحة العلاقة السابقة ولكن التقديرات معامل أوكون عرفت تفاوتاً كبيراً بين البلدان وعلى مر الزمن. إلا أن معظم الدراسات في الدول المتقدمة أثبتت صحة العلاقة السابقة التي توصل إليها أوكون Okun وإن اختلفت معنويتها من دولة إلى أخرى.

تبقى دراسة Ting و Ling (٢٠١١) إحدى أهم الدراسات المتقدمة في تحليل السلاسل الزمنية. وتم التركيز في هذه الورقة على دراسة وجود علاقة أوكون في الاقتصاد الماليزي. حيث قام كل من Loi و Ngoo بقياس هذه العلاقة بتطبيق الفرق الأول ونموذج الفجوة من خلال الاعتماد على مرشح هودرك وبرسكوت (HP) وعززت بنموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (The Autoregressive Distributed Lag approach - ARDL) لتحديد التكامل المشترك بين المتغيرات واختبار السببية.

(١) مجدي الشوربجي، أثر النمو الاقتصادي على العمالة في الاقتصاد المصري، مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا، جامعة حسينية بن بوعلي الشلف، العدد السادس، ص ١٤٣-١٤٤.  
\* يمكن الرجوع إلى المصادر التالية:

- Knoester, Anthonie, "Okun's Law Revisited," *Weltwirtschaftliches Archiv*. 122 (1986), 657-665.
- Gary Smith, Okun's law revisited, Cowles Foundaion for Rechearch in Economics at Yale University, Paper N 380 , October 22, 1974  
<http://cowles.econ.yale.edu/P/cd/d03b/d0380.pdf>
- Prachowny, Martin F. J. (1993). "Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates," *The Review of Economics and Statistics*, 75(2), pp. 331-336.
- Kaufman, R.T. (1988) An International Comparison of Okun's Laws. *Journal of Comparative Economics*, 12 (June) pp182-203.
- Blackley, P. R. (1991) The Measurement and Determination of Okun's Law: Evidence from the State Economies. *Journal of Macroeconomics* 13 (Fall) pp 641-656.

كما ناقشت الورقة التي قَدّمها كل من Biyase and Bonga-Bonga (٢٠٠٧) "المفارقة في النمو الاقتصادي في جنوب أفريقيا"<sup>(١)</sup>، من خلال طرح جديد في مسألة مهمة وهي النمو المنخفض للتوظيف أو ما يعرف بالنمو بدون تشغيل أي تحقيق معدلات نمو مقبولة بدون خلق للوظائف. وقد استخدمنا منهجية حديثة في الاقتصاد القياسي لتحليل أداء النمو الاقتصادي في البلد باستعمال تقنية نموذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلي The Structural Vector Autoregressive Model. لقد وجدنا أن زيادة ١% في الناتج سوف تؤدي إلى زيادة ٠,٢% في معدل العمالة. وبالرغم من أن هذه النتائج سليمة وواحدة، فهذا لا يعني أن السلطات في هذا البلد تتعامل بشكل جيد مع التراكمات المرتفعة في معدلات البطالة التي تبقى عند مستويات مرتفعة وحسبهم فإن معدلات البطالة لا تزال مرتفعة جدا حسب المعايير التاريخية والدولية. وبالتالي فإن خفض معدّل البطالة بحلول عام ٢٠١٤ ممكن حدوثه كما جاء في الوثيقة Asgisa حسب السيناريوهات المقدمة، ولكن فقط مع نمو كبير في الناتج المحلي الإجمالي (أي ضعف المعدل الحالي أو حتى أكثر).

إن تطبيقات هذه العلاقة على دول أخرى غير بلدان منظمة التعاون والتنمية الاقتصادية (OCDE) تبقى نادرة. ولعلّ أهم هذه الدراسات تلك التي قَدّمها الاقتصادي عماد الموسى<sup>(٢)</sup> حول عينة من الدول العربية (مصر، الجزائر، تونس والمغرب). وخلص إلى نتيجة مفادها أن هناك غياب تام لهذه العلاقة تقريبا في اقتصاديات الدول العربية. ومع ذلك، فإن غياب هذه العلاقة في عينة من دول عربية (مصر، الجزائر، تونس والمغرب) حسب الاقتصادي عماد الموسى لا يعني أبدا أن هذه العلاقة غير موجودة. بالأحرى فإنه يوجد نوع معين من البطالة قد تفشي في هذه البلدان العربية. ويقترح لذلك ثلاثة أسباب لعدم صحة هذه العلاقة في هذه الدول<sup>(٣)</sup>:

✓ التفسير الأول، هو أن البطالة في هذه البلدان ليست دورية، ولكن بدلا من ذلك هي هيكلية واحتكاكية. وهذا النوع من البطالة (الهيكلية) يظهر في البلدان التي تعرف تغيرات في اقتصادياتها دون أن يقابلها تغيرات في التعليم والتدريب. هذا يعني أن الأفراد العاطلين عن العمل ليس بسبب أن الاقتصاد هو في حالة من الركود ولكن لأنهم لا يملكون المهارات اللازمة للقيام بالوظائف المتاحة. وكذا البطالة الاحتكاكية، من ناحية أخرى، فهي تنتج عن عدم تطابق الوظائف الشاغرة مع اليد العاملة المتاحة، فقد يتوفر للأفراد المهارات لتولي وظائف معينة لكنهم

(1) Mdu Biyase and Lumengo Bonga-Bonga,(2007), "South Africa's Growth Paradox," DEGIT Conference Papers c012\_043, DEGIT, Dynamics, Economic Growth, and International Trade, 9 13.

(٢) قدمت هذه الدراسة " Is Okun's law valid ? Economic growth and unemployement in arab countries : Is Okun's law valid ? في إطار المؤتمر الدولي الذي نظمه المعهد العربي للتخطيط (الكويت) حول 'أزمة البطالة في الدول العربية' أيام ١٧-١٨ مارس ٢٠٠٨ في جمهورية مصر العربية، القاهرة.

(3) Imad A. Moosa, economic growth and unemployment in Arab countries: Is Okun's law valid? International conference on "the unemployment crisis in the arab countries", 17-18 march 2008, cairo- Egypt, pp 9.

لا يدركون مدى توافر الوظائف الشاغرة التي تتوافق مع مهاراتهم. ومنه فإن نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي لا يساهم في التخفيف من حدة هذه الأنواع من البطالة.

✓ التفسير الثاني هو جمود سوق العمل في هذه البلدان، ولا سيما أن سوق العمل مسيطر عليه من طرف حكومات هذه الدول بوصفها المصدر الرئيسي للطلب على اليد العاملة. هذا السبب الذي جعل البطالة أكثر استجابة للتغيرات في إجمالي الناتج المحلي الحقيقي في كل من الولايات المتحدة الأمريكية مما هي عليه في أوروبا واليابان. من الممكن أن نشير هنا إلى أن الدور المهيمن الذي تلعبه الحكومة في أسواق العمل في البلدان قيد الدراسة يؤدي إلى جمود سوق العمل.

✓ التفسير الثالث يتمثل في هيكل اقتصاديات هذه الدول، الذي تهيمن عليه الحكومة ويعتمد فيه البلد تقريبا على مصدر واحد للدخل (كمثال لذلك قطاع النفط في الجزائر). وإذا كان هذا القطاع المهيمن ليس كثيف العمالة، فإن النمو في هذا القطاع (الذي يدفع النمو الاقتصادي العام) لن يحد من البطالة. وهذا من شأنه أن يكون صحيحا بالنسبة للبلدان المنتجة للنفط بشكل عام. ومنه يكون معامل أوكن أعلى في البلدان المتقدمة مما هو عليه في اقتصاديات البلدان النامية، لأن البلدان الأولى تتميز اقتصادياتها بالتنوع بالنسبة للثانية. ويرى عماد الموسى أن انعدام النمو في هذه البلدان لا يفسر مشكلة البطالة في البلدان الأربعة قيد الدراسة. إن تقديم الأسباب وراء فشل قانون أوكن في البلدان العربية، يمكن أن يوفر مجال للاهتمام خاصة من قبل واضعي السياسات الاقتصادية عند وضع الخطط والبرامج الاقتصادية المناسبة.

قدم أيضا الاقتصادي الغنام دراسة تطبيقية حول العلاقة بين معدل النمو الاقتصادي والتوظيف في المنشآت الخاصة في المملكة العربية السعودية. وقد استخدم اختبار التكامل المشترك ونموذج متجه تصحيح الخطأ ومنهجية سببية قرنجر من أجل تحديد اتجاه العلاقة بين السلسلتين الزميتين في الأجلين القصير والطويل. وقد توصل إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين معدل النمو الاقتصادي والتوظيف وذلك باستخدام التكامل المشترك. واتضح كذلك من خلال نموذج تصحيح الخطأ ومنهجية قرنجر وجود علاقة سببية وحيدة الاتجاه تنجّه من معدل النمو الاقتصادي إلى التوظيف وليس العكس. أي أن التغيرات في معدل النمو الاقتصادي تساعد في تفسير التغيرات في التوظيف في القطاع الخاص وليس العكس. وقد توصل من خلال دراسته إلى أن تحقيق معدل مرتفع من التوظيف مرتبط بمدى قدرة المنشآت في التركيز على جوانب تخص الإنتاجية من خلال تحسين استخدام التقنية من أجل رفع معدل النمو ومن ثم زيادة رفع معدلات التشغيل<sup>(1)</sup>.

(1) Hamad a. Al-Ghannam, the relation between economic growth and employment in Saudi private firms, Saudi Economic Association, economic studies, volume 5, 9. King Saud University, 2003

كما أثبتت الدراسة التي قدمها الأستاذ المحميد<sup>(١)</sup> حول تقدير معدلات البطالة بالمملكة العربية السعودية في الفترة ١٩٦٨-٢٠٠٥ توافق قانون أوكن Okun's law على بيانات المملكة العربية السعودية حيث أن العلاقة بين التغير في معدل البطالة والتغير في الناتج صحيحة في حدود -٠,٥٠% وأظهرت النتائج أيضاً أن معدل البطالة بالمملكة يقدر بـ ٤,٥% (حالة التشغيل الكامل) ويتوافق مع عماد موسى في أن البطالة وإن وجدت فهي بطالة احتكاكية أو هيكلية فقط.

لقد جاءت دراسة كريشان<sup>(٢)</sup>، لتعالج نفس العلاقة بالنسبة للاقتصاد الأردني ونشرت في مجلة العلوم الاجتماعية (TURKEY) لتقدم أيضاً تحليل تجريبي للعلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي ومعدل البطالة في المملكة الأردنية الهاشمية خلال الفترة ١٩٧٠ - ٢٠٠٨. وقد استخدم تقنيات تحليل السلاسل الزمنية من خلال اختبار تقنية التكامل المشترك باستعمال منهج دربن واتسن (CRDW) وتوصل إلى نتيجة مهمة مفادها أن العلاقة التوازنية بين معدل النمو الاقتصادي ومعدل البطالة تتحقق فقط في المدى الطويل. وقد استخلص من خلال هذه الدراسة أن السياسات الاقتصادية المتعلقة بإدارة الطلب لن يكون لها تأثير مهم في خفض معدلات البطالة في الأردن، في حين أن اتباع سياسات اقتصادية تمس مرونة وهيكل الاقتصاد وتشمل إصلاح مؤسسات سوق العمل يمكن أن تكون أكثر ملائمة وهي الأنسب بالنسبة لحالة الاقتصاد الأردني.

#### ٤. منهجية الدراسة القياسية

إن المنهج المتبع في التحليل هو المنهج القياسي هو استخدام بيانات سنوية والتي تغطي الفترة ١٩٨٠-٢٠١١، ونستخدم تقنيات السلاسل الزمنية لاختبار العلاقة بين التغير في معدلات البطالة الفعلية حول معدلها الطبيعي والتغير في الناتج المحلي الإجمالي الفعلي حول معدلته المحتمل.

أولاً نقوم بتحديد نموذج (علاقة) أوكن (Okun's law model) من خلال الاستناد إلى الدراسات التجريبية السابقة التي طبقت على اقتصاديات العديد من الدول. وتوجد دراسات تطبيقية عديدة حاولت التعرف على حقيقة العلاقة العكسية بين نمو الناتج المحلي الإجمالي ومعدل البطالة وأهم هذه الدراسات دراسة Smith (١٩٧٥)، Gordon (١٩٨٤)، C.E. Weber (١٩٩٥)، Moosa (١٩٩٧)، H. Adachi (٢٠٠٧). إلا أننا سوف نعتمد على دراسات كل من: Biyase and Bonga-Bonga (٢٠٠٧)، فؤاد الكريشان (2011) وكذا دراسة Makutuba Kodila (٢٠١١) للتأكد من مدى صحة العلاقة على الاقتصاد الجزائري.

لو نأخذ الشكل الرياضي للنموذج رقم (٤) يجب علينا أن نضيف إليه متغير عشوائي حتى تتحول المعادلة من الصيغة الرياضية إلى معادلة قياسية وحتى تتمكن من إجراء الاختبارات

(١) أحمد بن عبد الكريم المحميد، مرجع سابق الذكر.

(2) Fuad M. Kreishan (2011), Economic Growth and Unemployment: An Empirical Analysis, Journal of Social Sciences 7 (2): 228-231, TURKEY.



الإحصائية و القياسية للنموذج. والنموذج المقترح سابقا هو نفس النموذج الذي تم الاعتماد عليه في هذه الدراسات.

إن الصيغة الجبرية لقانون أوكن تأخذ شكلين حسب (1) **Biyase and Bonga-Bonga**:

$$- \text{الشكل الأول نموذج الفجوة كما يلي: } Y_t - Y_t^p = -\beta(U_t - U_t^n) + e_t$$

$$- \text{أما الشكل الثاني فهو نموذج الفرق: } \Delta Y_t = \beta_o + \beta_1 \Delta U_t + e_t$$

فيما يخص متغيرات الدراسة، نجد أن بيانات الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (مليون دينار) مأخوذة من قاعدة البنك الدولي (World Development Indicators and EconStats) أما معدلات البطالة خلال نفس الفترة فهي مأخوذة من بيانات المجلس الاقتصادي والاجتماعي في الجزائر (CNES) وكذا الديوان الوطني للإحصائيات (ONS).

أما الناتج المحلي الإجمالي المحتمل فيمكن تقديره انطلاقا من الناتج المحلي الفعلي لأن المشكل الأساسي هو غياب سلسلة تخص الناتج المحتمل ونظرا لصعوبة حسابه اقتصاديا من خلال استخدام أسلوب دالة الإنتاج، نلجأ إلى الاعتماد على النهج الإحصائي الذي يعتبر الأسهل. أي على الاتجاه العام للسلسلة أو من خلال الاعتماد على مرشح هودرك و برسكوت (HP).

#### منهجية قياس الناتج المحتمل و فجوة الناتج

تشير معظم الأدبيات الاقتصادية والدراسات التطبيقية إلى وجود أساليب متعدّدة لقياس الناتج المحتمل وفجوة الناتج ومن بين هذه الأساليب مرشح هودرك و برسكوت (HP) Filter، أساليب الاتجاه الخطي Linear Trend، أسلوب نموذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلي (SVAR)، وأسلوب دالة الإنتاج (Cobb\_Dauglas) بالإضافة إلى أساليب أخرى، أساليب الاتجاه الخطي (اللوغريتمي) (Linear Trend)، والاتجاه الأسّي (Exponential Trend) (1).

على الرغم من أن أسلوب دالة الإنتاج هو أكثر الأساليب ملائمة لتقدير فجوة الناتج (Willman 2002, Haroutunian 2003, Billmeier 2004)، إلا أننا سوف نعتد على الأسلوب الإحصائي لمرشح هودرك و برسكوت (HP) Filter لإجراء تقديرات الاتجاه العام. إن هذا البديل هو الشائع الاستخدام عالميا في الدراسات التطبيقية هو ذلك الذي اقترحه كل هودريك و بريسكوت تطبيقه في الاقتصاد الكلي وقد جرى العرف على تسميته بمصفي HP.

(1) Mdu Biyase and Lumengo Bonga-Bonga, (2007), op cité p 15-16.

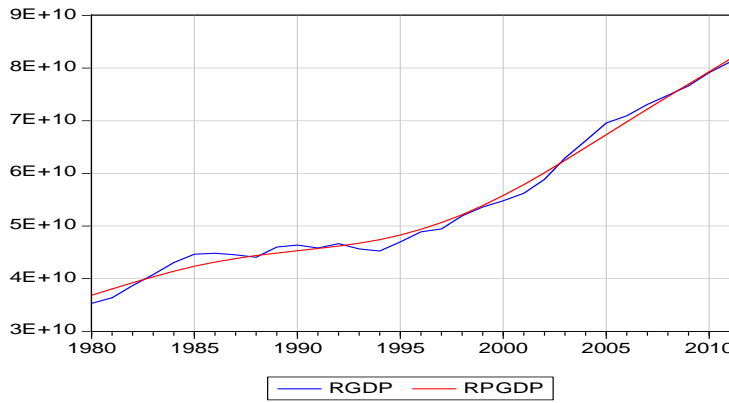
(2) قد تتفاوت تقديرات الناتج الممكن تبعا للأسلوب المتبع في طريقة التقدير، وهذا سيكون له أثر سلبي على اتخاذ القرارات على المستوى الكلي. ومنه فإن استخدام عدة طرق ومنهجيات في تقدير الناتج والمقارنة بين النتائج المتحصل عليها يمكن من تقديم التفسير الجيد للتغيرات الاقتصادية الكلية.

إن أسلوب هودرك وبرسكوت (HP) هو أحد طرق تنعيم السلاسل الزمنية. و هذا المرشح يتميز ببساطته وبكونه أسلوب أحادي المتغير، ومن الناحية الرياضية فإنه يمثل مرشح خطي<sup>(١)</sup>. إن ترشيح filtering بيانات السلسلة الزمنية بواسطة مرشح هودرك وبرسكوت يقوم علي حساب السلسلة ( $\tau$ ) من السلسلة ( $Y$ ) بحيث يكون تباين السلسلة الزمنية ( $\tau$ ) أقل ما يمكن حول الفرق الثاني second difference لها. ومعادلة حساب المرشح هي:

$$\min_{\{\tau_t\}} \sum_{t=1}^T (Y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2$$

حيث  $\lambda$  هي معامل التنعيم (معامل الانسياب)، فعندما تؤول  $\lambda \leftarrow 0$  فإن السلسلة المنعّمة تكون منطبقة على السلسلة الأصلية بينما عندما تؤول  $\lambda \leftarrow \infty$  فإن السلسلة ( $\tau$ ) تصبح خطية. وبما أن مصفاة هودرك وبرسكوت هو أحد طرق تنعيم السلاسل الزمنية. ومنه فإن ترشيح filtering بيانات السلسلة الزمنية بواسطة مصفاة هودرك وبرسكوت يقوم علي حساب السلسلة ( $Y_{Po}$ ) من السلسلة ( $Y$ ) بحيث يكون تباين السلسلة الزمنية ( $Y_{Po}$ ) أقل ما يمكن حول الفرق الثاني لها.

يوضح الشكل البياني (٣) الناتج الفعلي، المحتمل وكذا فجوة الناتج في الجزائر مقاس بمصفاة HP.



شكل (٣): تطور الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي الفعلي و كذا الناتج المحتمل في الجزائر.

(1) Heba Shahin, Estimating potential and output gap for Egypt using several Approaches, Central Bank of Egypt, economic Reviews, 2009/2010.

يشير الشكل البياني إلى حجم الناتج المحلي الإجمالي خلال أربع عقود من الزمن، بالإضافة إلى حجم الناتج الممكن الذي يمكن الوصول إليه باستخدام جميع الطاقات العاطلة في الاقتصاد وكذا فجوة الناتج.

لقد حققت الجزائر أداء اقتصادي جيد حيث عرف النمو الاقتصادي بين ٢٠٠٠ و ٢٠٠٩ نمواً إجمالياً قدر بـ ٤,٩% بعد أن كان لا تتجاوز ١,٥% بين عامي ١٩٩٠ و ١٩٩٩. وهذا ما يلاحظ من خلال الشكل البياني. يعود تطور الناتج المحلي الإجمالي مع نهاية عقد التسعينات إلى الاعتماد على قطاع المحروقات بنسبة كبيرة جداً خاصة بعد ارتفاع أسعارها في الأسواق الدولية وكذا ديناميكية قطاع البناء والأشغال العمومية وقطاع الخدمات. إلا أن أكثر ما يعيق وتيرة النمو الحقيقي في الجزائر هو الاعتماد الكلي على عائدات المحروقات بالإضافة إلى ضعف القطاع الصناعي وتراجع وضع القطاع الفلاحي وعجزه عن تغطية الحاجيات الغذائية.

### منهجية قياس معدّل البطالة الطبيعي

يمكن حساب هذا المعدّل بطريقتين:

١. حساب معدل البطالة الطبيعي انطلاقاً من معدّله الفعلي. فنجد أن ثابت معادلة انحدار معدّل البطالة على عدة متغيرات وخاصة معدّل النمو يمكن أن يعبر عن معدّل البطالة الطبيعي. فمن الناحية الرياضية والإحصائية فإن الثابت يعبر عن قيمة المتغير عندما تكون قيم المتغيرات المستقلة (النمو الاقتصادي) مساوية للصفر. ففي ما يتعلق بتقدير معدّل البطالة الطبيعي فيوجد عدد قليل من الدراسات القياسية وبعض المقاربات.

$$Unem = 20.19 - 0.0022 GDP$$

أي  $UN = 20.19$  وتبقى هذه المقاربة غير دقيقة.

٢. يمكن حساب هذا المعدّل أيضاً انطلاقاً من علاقة فليبيس\* المعدّلة والمطورة التي تربط معدّلات التضخم بمعدّلات البطالة ويمكن كتابة هذه العلاقة على الشكل التالي:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \beta_1 + \beta_2 U_t + \varepsilon_t$$

يعرف هذا المنحنى بمنحنى فليبيس المطور أو المنحنى التسارعي حيث عندما يكون معدّل البطالة عند مستوى مستقرّ ومنخفض عندما ترتفع معدّلات التضخم ويكون هناك تسارع في المستوى العام للأسعار. البيانات حول التضخم يتم حسابه سنوياً كنسبة لارتفاع المستوى العام للأسعار (CPI)، ومعدّل البطالة يتم حسابه انطلاقاً من السكان في سن العمل<sup>(١)</sup>.

$$U = \frac{\text{Nombre de chômeurs}}{\text{Population active totale}} \times 100$$

\* علاقة فليبيس الشهيرة هي التي تعكس العلاقة العكسية بين تطور الأجور الاسمية ومعدّلات البطالة والتي صاغها فليبيس في بريطانيا خلال الفترة ١٨٦١-١٩٥٧.

(1) Dmodr N. Gujarti, (2003), Basic Econometrics, Mc Grw-Hell/Irwin, 4 th Edition, New Yroks, P191-194.

البيانات المأخوذة هي للفترة ١٩٨٠-٢٠١١ وبعد تقدير العلاقة نتحصل على النتائج التالية:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = 4.278 - 0.224 U_t + \varepsilon_t \text{ : النموذج الخطي}$$

النموذج يوضح أنه في حالة انخفاض معدلات البطالة بنقطة واحدة (%) فإن التغير في معدّل التضخم سيرتفع في المتوسط بنسبة قدرها ٠,١٩%.

$$C^n = \frac{\hat{\beta}_1}{-\hat{\beta}_2} = \frac{4.278}{0.224} = 19.09\%$$

بعد تقدير كل من الناتج المحتمل و معدّل البطالة الطبيعي سوف نقوم بحساب حساب التغير في الناتج المحلي الإجمالي حول معدّله المحتمل و كذا معدّل البطالة الفعلي حول معدّله الطبيعي باستعمال نموذج الفجوة و كذا نموذج الفرق. حيث أن:

$$U_t - U_{t-1} = \alpha + \beta \left( \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} \right) + \varepsilon_t \quad (5) \quad \text{○ نموذج الفرق}$$

$$\left( \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} \right) = \text{Var}Y_{\text{dif}} \quad \text{و} \quad U_t - U_{t-1} = \text{Var}U_{\text{dif}}$$

$$U - U_{Na} = \alpha + \beta \left( \frac{Y - Y_{Po}}{Y_{Po}} \right) + \varepsilon \quad (6) \quad \text{○ نموذج الفجوة}$$

$$U - U_{Na} = \text{Var}U_{\text{gap}} \quad \text{and} \quad \left( \frac{Y - Y_{Po}}{Y_{Po}} \right) = \text{Var}Y_{\text{gap}}$$

##### ٥. نتائج الدراسة القياسية

منهجية التكامل المشترك باستعمال نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة :ARDL

سوف نستخدم في هذه الدراسة منهجية حديثة و هي منهجية ARDL التي طوّرها كل من Pesaran (1997)، Shinand and Sun (1998)، وكل من Pesaran et Al (2001). ويتميّز هذا الاختبار بأنه لا يتطلب أن تكون السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة نفسها. ويرى Pesaran أن اختبار الحدود في إطار ARDL يمكن تطبيقه بغض النظر عن خصائص السلاسل الزمنية، ما إذا كانت مستقرة عند مستوياتها I(0) أو متكاملة من الدرجة الأولى I(1) أو خليط من الاثنين. الشرط الوحيد لتطبيق هذا الاختبار هو أن لا تكون السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة الثانية I(2). كما أن طريقة Pesaran تتمتع بخصائص أفضل في حالة السلاسل الزمنية القصيرة مقارنة بالطرق الأخرى المعتادة في اختبار التكامل المشترك مثل طريقة

فرانجر (Engle-Granger, 1987) ذات المرحلتين واختبار التكامل المشترك بدلالة درين واتسن (CRDW Test) أو اختبار التكامل المشترك لجوهانسن Johansen Cointegration Test في إطار نموذج VAR.

إن النموذج ARDL يأخذ عدد كافي من فترات التخلف الزمني للحصول على أفضل مجموعة من البيانات من نموذج الإطار العام (Laurenceson and Chai, 2003)، كما أن نموذج الـ ARDL يعطي أفضل النتائج للمعلمات في الأمد الطويل وأن اختبارات التشخيص يمكن الاعتماد عليها بشكل كبير (Gerrard and Godfrey). لذا يعتبر نموذج الـ ARDL أكثر النماذج ملائمة مع حجم العينة المستخدمة في هذا البحث و البالغة ٣١ مشاهدة ممتدة من عام ١٩٨٠ إلى ٢٠١١.

نموذج ARDL يمكننا من فصل تأثيرات الأجل القصير عن الأجل الطويل حيث نستطيع من خلال هذه المنهجية تحديد العلاقة التكاملية للمتغير التابع و المتغيرات المستقلة في المديين الطويل والقصير في نفس المعادلة، بالإضافة إلى تحديد حجم تأثير كل من المتغيرات المستقلة على المتغير التابع. وأيضا في هذه المنهجية نستطيع تقدير المعلمات المتغيرات المستقلة في المديين القصير والطويل. وتعد معلماته المقدره في المدى القصير والطويل أكثر اتساقا من تلك التي في الطرق الأخرى مثل وانجل-جرانجر (١٩٨٧) طريقة جوهانسن (١٩٨٨) وجوهانسن-جلسس (١٩٩٠). ولتحديد طول فترات الإبطاء الموزعة (n) نستخدم عادة معيارين هما (AIC) و (SC) حيث يتم اختيار طول الفترة التي تدني قيمة كل من (AIC) و (SC).

لاختبار مدى تحقق علاقة التكامل المشترك بين المتغيرات في إطار نموذج (UECM)، يقدم كل من Pesaran et Al (٢٠٠١) منهجا حديثا لاختبار مدى تحقق العلاقة التوازنية بين المتغيرات في ظل نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد، وتعرف هذه الطريقة بـ (bounds testing approach) أي طريقة اختبار الحدود. و يأخذ النموذجين الصيغة التالية:

$$\Delta VarU_{dif} = \alpha + \beta_1 VarU_{dif,t-1} + \beta_2 VarY_{dif,t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_1 \Delta VarY_{dif,t-i} + \sum_{i=1}^q \gamma_2 \Delta VarU_{dif,t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta VarU_{gap} = \alpha + \beta_1 VarU_{gap,t-1} + \beta_2 VarY_{gap,t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_1 \Delta VarY_{gap,t-i} + \sum_{i=1}^q \gamma_2 \Delta VarU_{gap,t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

تكون معلمة المتغير التابع المبطلأ لفترة واحدة على يسار المعادلة. تمثل  $\beta$  معلمات العلاقة طويلة الأمد. بينما تعبر معلمات الفروق الأولى ( $\gamma_1, \gamma_2$ ) معلمات الفترة القصيرة. في حين أن  $\alpha$  و  $\varepsilon$  تشير إلى الجزء القاطع و أخطاء الحد العشوائي على التوالي.

يتضمن اختبار نموذج ARDL في الأول اختبار وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، وإذا تأكدنا من وجود هذه العلاقة ننتقل إلى تقدير معاملات الأجل الطويل وكذا معاملات المتغيرات المستقلة في الأجل القصير. ولأجل ذلك نقوم بحساب إحصائية ( $F$ ) من خلال (Wald test) حيث يتم اختبار فرضية العدم الفائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج (غياب علاقة توازنية طويلة الأجل) أي:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 0$$

مقابل الفرض البديل بوجود علاقة تكامل مشترك في الأجل الطويل بين مستوى متغيرات النموذج:

$$H_0 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq 0$$

بعد القيام باختبار (Wald test)، نقوم بمقارنة إحصائية ( $F$ ) مع القيم الجدولية التي وضعها كل من Pesaran et Al (٢٠٠١). حيث نجد بهذه الجداول (٣-٢-١) قيم حرجة للحدود العليا والحدود الدنيا عند حدود معنوية مبينة لاختبار إمكانية وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، ويفرق كل من Pesaran et Al بين المتغيرات المتكاملة عند فروقها الأولى  $I(1)$ ، والمتغيرات المتكاملة عند مستواها  $I(0)$ ، أو تكون عند نفس درجة التكامل. فإذا كانت قيمة ( $F$ ) المحسوبة أكبر من الحد الأعلى المقترح للقيم الحرجة، فإننا نرفض فرضية العدم أي نرفض فرضية عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل ونقبل الفرض البديل بوجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، أما إذا كانت القيمة المحسوبة أقل من الحد الأدنى للقيم الحرجة، فإننا نقبل فرضية البديل غياب العلاقة التوازنية في الأجل الطويل.

#### اختبار استقرارية السلاسل الزمنية قيد الدراسة ( إجراء اختبار جذر الوحدة)

يهدف اختبار جذر الوحدة إلى فحص خصائص السلاسل الزمنية. ورغم تعدد اختبارات جذر الوحدة، إلا أننا سوف نستخدم اختبارين وهما اختبار Dickey and Fuller المطور وكذا اختبار Phillip-Perron. ويمكن توضيح مثلا اختبار Dickey and Fuller من خلال المعادلة التالية:

$$\Delta Y_t = B_1 + \delta Y_{t-1} + U_t$$

حيث يشير  $\Delta$  إلى الفرق الأول للسلسلة الزمنية ( $Y_t$ )، ويتم اختبار فرض العدم بأن المعلمة  $\delta = 0$  أي بوجود جذر الوحدة (غير ساكنة) في المقابل نجد الفرض البديل  $\delta < 0$  أي أن السلسلة ساكنة، ويمكن أن يضاف للمعادلة متغير الزمن ( $t$ ) وإذا كان حد الخطأ في النموذج أعلاه يعاني من الارتباط الذاتي فيمكن أن يصحح بإضافة عدد مناسب من حدود الفروق المبطأة. والجدولين التاليين (١) و(٢) يوضحان الاختبارين:

جدول (٣): اختبار جدر الوحدة باستخدام Augmented Dickey-fuller (ADF).

السلسلة الزمنية	درجة التكامل	المستوى		الفرق الأول	
		ثابت فقط	ثابت واتجاه	ثابت فقط	ثابت واتجاه
$VarY_{Dif}$	$I(1)$	-3.192** (0)	-3.162(0)	-5.547*(1)	-5.504*(1)
$VarU_{dif}$	$I(0)$	-2.729*** (0)	-3.291*** (0)	-6.636*(0)	-6.512*(0)
$VarY_{gap}$	$I(1)$	-2.555(0)	-2.534(0)	-4.329*(0)	-4.364*(0)
$VarU_{gap}$	$I(1)$	-1.247(1)	-0.180(0)	-2.792*** (0)	-3.291*** (0)

\*\*\* معنوية عند مستوى ١% حسب القيم الجدولية \* معنوية عند مستوى ٥% حسب القيم الجدولية \* معنوية عند مستوى ١٠% حسب القيم الجدولية.

( ) طول فترة الإبطاء المناسبة أوتوماتيكيا وفق معيار (Schwartz – Criterion) بحد أقصى ٩ فترات.

جدول (٤): اختبار جدر الوحدة باستخدام Phillip-Perron (PP).

السلسلة الزمنية	درجة التكامل	المستوى		الفرق الأول	
		ثابت فقط	ثابت واتجاه	ثابت فقط	ثابت واتجاه
$VarY_{Dif}$	$I(1)$	-3.155** (2)	-3.110 (2)	-7.545 * (3)	-7.875 * (4)
$VarU_{dif}$	$I(0)$	-2.778*** (1)	-3.253*** (2)	-7.749 * (7)	-7.565 * (7)
$VarY_{gap}$	$I(1)$	-2.555 (0)	-2.652 (1)	-4.305 * (2)	-4.350 * (2)
$VarU_{gap}$	$I(1)$	-0.875 (4)	-0.508 (2)	-2.778*** (1)	-2.778*** (2)

\*\*\* معنوية عند مستوى ١% حسب قيم (adj. t-Statistic) الجدولية لـ (MacKinnon : 1996). \*\* معنوية عند مستوى ٥% حسب قيم (adj. t-Statistic) الجدولية لـ (MacKinnon : 1996). \* معنوية عند مستوى ١٠% حسب قيم (adj. t-Statistic) الجدولية لـ (MacKinnon : 1996).

( ) العدد الأمثل لفترات الارتباط التسلسلي في اختبار (PP) وفق الاختيار الآلي (Newey-West) باستخدام طريقة (Bartlett Kernel).

يتضح من الجدولين (اختبار  $ADF$  و  $PP$ ) أنه لا يمكن رفض فرضية عدم القائلة بالنسبة للمتغيرات ( $VarY_{Dif}$ ،  $VarY_{gap}$ ،  $VarU_{gap}$ ) بها جدر للوحدة، إلا أنه يمكن رفض هذه الفرضية بالنسبة للفروق الأولى لنفس هذه المتغيرات. مما يعني أن هذه المتغيرات

متكاملة من الرتبة  $I(1)$  وأن الفرق الأول لها من الرتبة  $I(0)$ . غير أن السلسلة  $VarU_{dif}$  ساكنة عند مستواها (الخلاصة أن بعض السلاسل غير ساكنة في المستوى ومن رتبة متساوية  $I(1)$  في حين البعض الآخر ساكنة عند المستوى الأول، ومن ثم يمكن فقط إجراء اختبار التكامل المشترك باستخدام منهج الحدود بالنسبة للنموذجين المقترحين.

#### اختبار التكامل المشترك باستعمال منهج الحدود

بالانتقال إلى اختبار الحدود ( $ARDL$ )، يوضح الجدول التالي نتائج حساب إحصائية ( $F$ )، حيث جاءت القيم لـ ( $F$ ) أقل من قيمة الحد الأدنى للقيم الحرجة في النموذجين. والقيم الحرجة تم الحصول عليها من الجدول الثاني والثالث الذي أقرحه كل من Pesaran et al. (2001) عند مستويات معنوية ١%، ٥%، و ١٠%. كل هذه النتائج تدعم رفض فرضية عدم و تؤكد غياب علاقة توازنية طويلة متغيرات النموذجين.

جدول (٥): اختبار منهج الحدود لوجود علاقة طويلة الأمد (الحالة II (Pesaran et al. (2001).

الإصدار	F-statistic المحسوبة:..... *	الاحتمال	النتيجة
[1] نموذج الفرق	**٤,٤٩٤	٠,٠٢	غياب علاقة تكامل مشترك
القيم الحرجة:	الحد الأدنى	الحد الأعلى	
عند مستوى معنوية ١%	٩,٠٦٣	٩,٧٨٦	
عند مستوى معنوية ٥%	٦,٦٠٦	٧,٤٢٣	
عند مستوى معنوية ١٠%	٥,٦٤	٦,٣٣٥	
[2] نموذج الفجوة	١,٠٢٧	٠,٣٧٤	غياب علاقة تكامل مشترك
القيم الحرجة:	الحد الأدنى	الحد الأعلى	
عند مستوى معنوية ١%	٧,٠٥٧	٧,٨١٥	
عند مستوى معنوية ٥%	٤,٩٣٤	٥,٧٧٦	
عند مستوى معنوية ١٠%	٤,٠٤٢	٤,٧٨٨	

ملاحظة: قيم الحدود الحرجة من حساب Pesaran وآخرون. (٢٠٠١)، الجدول CI(iii) الخانة II: المقطع وبدون اتجاه والخانة \*، \*\* و\*\*\* ذات دلالة إحصائية (معنوية) عند المستوى ١%، ٥% و ١٠%.

طبقاً لهذه النتيجة فإنه لا توجد علاقة توازن في الأجل الطويل بين المتغيرين وهذا يؤكد صحة فرضية غياب علاقة أو كمن في الجزائر مثلها مثل باقي معظم الدول النامية. ومنه لا يمكن إجراء اختبار تصحيح الخطأ لأن هذا يتطلب وجود معادلة تكامل واحدة على الأقل.

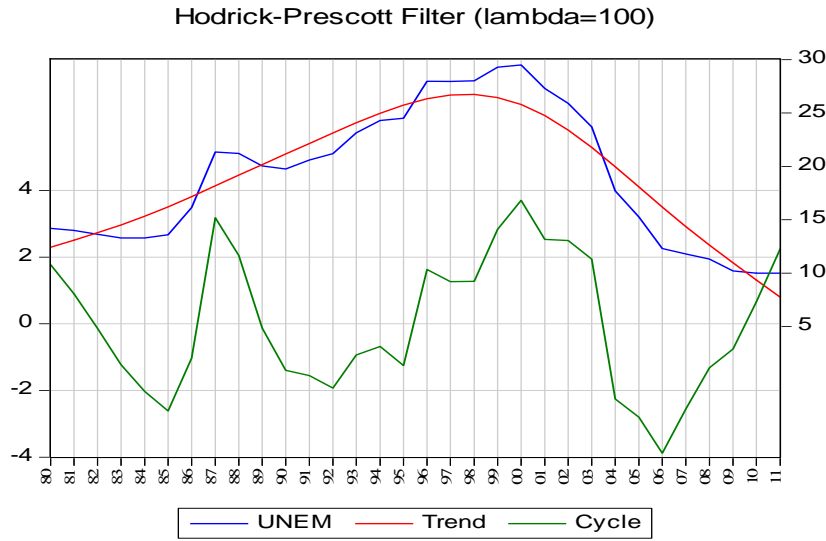


خلاصة القول أن معدّل النمو الاقتصادي في الجزائر لا يساهم في خلق وظائف شغل (فرضية النمو بدون تشغيل) وهو ما يتوافق والنتيجة التي توصل إليها الباحث عماد الموسى.

#### ٦. البطالة الدورية و البطالة الهيكلية

ما يلاحظ أن معدّلات البطالة الطبيعية في الجزائر سواء من خلال تقديره اعتمادا على علاقة فليبيس المطورة أو من خلال مرشح هودريك بروكويست\* مرتبطة ارتباطا وثيقا بهيكل الاقتصاد وتحتاج إلى سياسات طويلة الأجل تعتمد على إعادة هيكلة الاقتصاد بشكل عام.

الشكل البياني التالي يوضح ذلك:



شكل (٤): تطور كل من معدّل البطالة الفعلي، الاتجاه العام، والبطالة الدورية باستعمال طريقة مصفى HP

ما يلاحظ أن معدّل البطالة يتذبذب بشكل قريب حول الاتجاه العام (أي حول معدّل البطالة الطبيعي)، وأن معدّل البطالة الدورية كانت أقل من معدّل البطالة الطبيعي. كما أن الاتجاه العام طويل الأجل للبطالة قد وصل إلى أعلى مستوى له مع نهاية التسعينيات ثم أخذ بالتراجع ورغم انخفاضه بداية من سنة ٢٠٠١ إلا أنه يبقى عند مستويات مرتفعة نسبيا. كل هذا يفسّر بوضوح محدودية فعالية السياسة المالية التوسعية من خلال نمو الإنفاق الحكومي في التخفيف من حدة

♦ طريقة مرشح هودريك وبريسكوت تستعمل للفصل بين الاتجاه العام طويل الأجل للبطالة.

البطالة الهيكلية. ويبقى تأثيرها فقط في المدى القصير ويمس فقط البطالة الدورية التي تشكل جزءا ليس بالكبير مقارنة بمعدل البطالة الكلي.

هو نفس الاستنتاج الذي توصل إليه الموسى حيث أن البطالة في البلدان العربية ليست دورية، ولكن بدلا من ذلك هي خاصة هيكلية وبعضها احتكاكية. فهيكّل اقتصاديات هذه الدول، تهيمن عليه الحكومة عائدات النفط ويتعمد فيه البلد تقريبا في إعداد ميزانية الدولة. ومعروف عن هذا القطاع يهيمن عليه استخدام رأس المال عكس عنصر العمل. وعليه فإن النمو في هذا القطاع لن يساعد في التخفيف من حدة البطالة. وتوصل عماد الموسى إلى نتيجة مهمة هي أن انعدام النمو في هته البلدان العربية قيد الدراسة لا يفسر مشكلة البطالة خلال طول فترة الدراسة.

### الخاتمة

على الرغم من أن علاقة أوكن لم تنطبق على واقع الاقتصاد الجزائري، إلا أن جميع الدراسات التطبيقية تشير إلى أن هناك ارتباط وثيق بين النمو الاقتصادي وخلق فرص العمل.

هذا ما هو متعارف عليه اقتصاديا، حيث أن الزيادة في معدلات النمو الاقتصادي تؤدي إلى خلق كيانات اقتصادية جديدة وتوسع في أنشطة المؤسسات الاقتصادية القائمة، وبالتالي توفير فرص عمل جديدة، وقد لخصها الاقتصادي أوكن في علاقة عرفت باسمه. وبالرغم من صحة هذه العلاقة على وجه العموم في كثير من الدول المتقدمة وكذا بعض الدول الناشئة، إلا أن الدراسات التطبيقية الحديثة التي أجريت في عدد من الدول النامية والعربية على وجه الخصوص تشير إلى أن هذه العلاقة ليست مستقرة وقد تختلف من اقتصاد لآخر في الاتجاه والمقدار. حتى أن هذه العلاقة قد تتعرض للتقلب في اتجاهها ومقدارها في الاقتصاد نفسه من فترة زمنية إلى أخرى. وهو ما تم التوصل إليه من خلال اختبار هذه العلاقة بالنسبة للاقتصاد الجزائري.

فقد أظهرت دراسة موسى (٢٠٠٨) عدم انطباق هذه العلاقة على العديد من الدول العربية، حيث لا تستجيب البطالة نحو الانخفاض في حالة ارتفاع النمو الاقتصادي في كل من الجزائر ومصر والمغرب وتونس<sup>(١)</sup> وهو ما يخالف النتائج التطبيقية التي تدعم هذه العلاقة في حالة الدول المتقدمة وهو ما تطرقنا إليه في دراستنا. وهي تقريبا نفس النتائج التي توصل إليها حسين الطلافحة في دراسته حول حل معضلة بطالة المتعلمين في الدول العربية حيث شخص نوع معين للبطالة في معظم الدول العربية وهي البطالة الهيكلية وهي تقريبا تمثل نفس معدل البطالة الطبيعية، وتوصل إلى أن جميع السياسات التي اتخذت للتخفيف من حدة البطالة جاءت نتائجها لتمس فقط نوع معين من البطالة هي البطالة الدورية والتي تبقى مستوياتها منخفضة جدا في اقتصاديات الدول العربية.

من خلال محاولة فهم العلاقة بين معدل النمو الاقتصادي ومعدل البطالة في الجزائر من خلال الدراسة القياسية والتحليلية، نجد أن البيانات حول المتغيرين على طول فترة الدراسة لم

(١) Imad A. Moosa, op cit.

تظهر اتجاهها محددًا. وليس هذا فحسب، بل أن بعض السنوات أظهرت أنهما كانا يسيران في ذات الاتجاه. وحتى لما كانت العلاقة عكسية بين المتغيرين (سالبة الاتجاه) في فترات أخرى وكان ارتفاع الأول أي معدّل النمو بمعدّلات مرتفعة، فإن معدل البطالة قد تستجيب للانخفاض ولكن بمعدّلات ضعيفة جدا. وهذا يعني أن العلاقة بين المتغيرين، وإن كانت في اتجاهها الصحيح كما ينصّ على ذلك قانون أوكن، فإن الأثر النمو سيكون ضعيف جدا على مستويات البطالة التي تبقى عند مستويات مرتفعة.

ومع ذلك، ينبغي أن أشير في الأخير، إلى أنه وعلى الرغم من المساهمة التي قدمت في هذا البحث والنتائج المحدودة التي تم التوصل إليها فإن هناك حاجة إلى مزيد من البحث والتنقيب حول هذه العلاقة لما لها من أهمية في جانبها التطبيقي، بحيث يمكن لنتائج الدراسة التطبيقية أن تساهم في صياغة الاقتراحات المناسبة بخصوص وضع السياسات الاقتصادية السليمة لتحقيق الأهداف المسطرة في البلد.

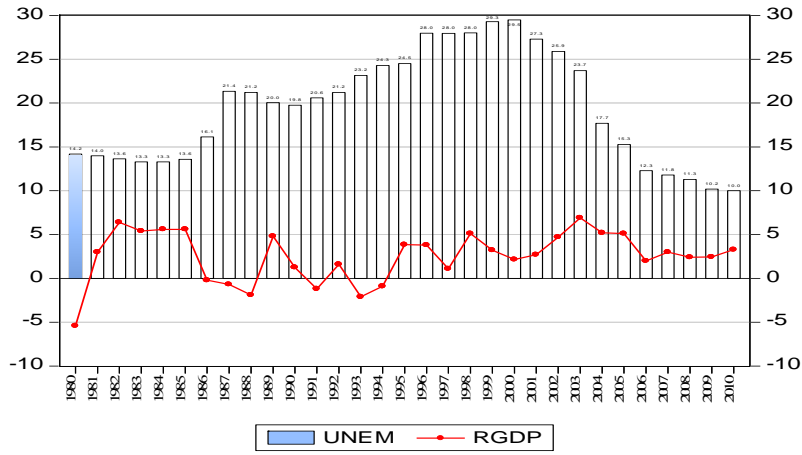
### المراجع العربية والأجنبية

- المحميد، أحمد بن عبد الكريم. (٢٠٠٧) "تقدير معدّل البطالة بالمملكة العربية السعودية ١٩٨٦-٢٠٠٥: نموذج رياضي". مجلة جامعة حلوان. (١). مصر.
- الطلافحة، حسين. (٢٠١٢). "حل معضلة بطالة المتعلمين في البلدان العربية". حلقة نقاشية. المعهد العربي للتخطيط. الكويت. ١٨ يناير.
- قويدر، بوطالب. (١٩٩٦). "الإصلاحات الاقتصادية و التشغيل في دول المغرب العربي". متطلبات التنمية في الشرق الأوسط في ظل المستجدات المحلية والعالمية. رابطة المعاهد والمراكز العربية للتنمية الاقتصادية والاجتماعية. أوراق الندوة ومدالاتها. ٢٤-٢٦ سبتمبر. الإسماعيلية. مصر.
- الشوربجي، مجدي. (٢٠٠٩). "أثر النمو الاقتصادي على العمالة في الاقتصاد المصري". مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا. (٦). جامعة حسية بن بوعلي الشلف.
- الفيميز، منسقو. (٢٠٠٦). طريق الجزائر للنمو الاقتصادي. التقرير القطري الجزائري. منتدى الأورو- متوسطي للمعاد الاقتصادية. يناير. مصر.
- حشمان، مولود، وعائشة، مسلم. "اتجاهات النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة ١٩٩٩-٢٠٠٤". جامعة الجزائر.
- André MAKUTUBU Balibwanabo. "verification empirique de la loi d'Oku : le cas de la RD Congo entre 1960-2000".  
[www.congoforum.be/upldocs/article%20vrai%20amackbal.doc](http://www.congoforum.be/upldocs/article%20vrai%20amackbal.doc).

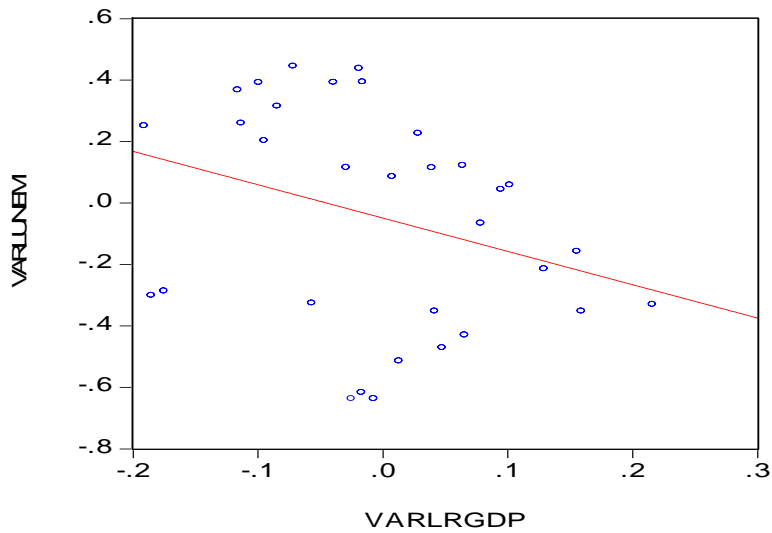
- Blackley, P. R. (1991). "The Measurement and Determination of Okun's Law: Evidence from the State Economies". Journal of Macroeconomics 13. (Fall) 641-656.
- Silem, D. Ahmed. (1999). D.Jean-Marie Albertini. lexique d'économie. 6 édition. dalloz.
- Samuelson, P.A. & Nordhaus, W.D. (1995). Economics. 15th ed. McGraw-Hill. New York.
- Kreishan, Fuad M. (2011). "Economic Growth and Unemployment: An Empirical Analysis". Journal of Social Sciences 7 (2). 228-231. TURKEY.
- Al-Ghannam, Hamad a. (2003). "The Relation between Economic Growth and Employment in Saudi private firms". Saudi Economic Association. Economic studies. volume 5. 9. King Saud University.
- Moosa, Imad A. (2008). "Economic Growth and Unemployment in Arab Countries : Is Okun's law valid?". International conference on "the unemployment crisis in the arab countries". 17-18 march 2008. cairo- Egypt.
- Moosa, Imad A. (1997). "A Cross-Country Comparison of Okun's Law Coefficient". Journal of Comparative Economics. Num. 24.
- Knoester, Anthonie. (1986). "Okun's Law Revisited". Weltwirtschaftliches Archiv. 122. 657-665.
- Gary Smith. "Okun's law revisited". Cowles Foundaion for Rechearch in Economics at Yale University. Paper N 380. October 22. 1974  
<http://cowles.econ.yale.edu/P/cd/d03b/d0380.pdf>
- Kaufman, R.T. (1988). "An International Comparison of Okun's Laws". Journal of Comparative Economics. 12. (June) 182-203.
- Mdu, Biyase. & Lumengo, Bonga-Bonga. (2007). "South Africa's Growth Paradox". DEGIT Conference Papers c012\_043. DEGIT. Dynamics. Economic Growth. and International Trade.

- Ngoo Yee Ting & Loi Siew Ling. (2011) "Okun's Law in Malaysia: An Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach With Hodrick-Prescott (HP) Filter". Journal of Global Business and Economics. Global Research Agency. 2(1). 95-103. January.
- Okun, A (1962). "Potential GNP: Its Measurement and Significance". Proceedings of the Business and Economic Statistics. 98-103.
- Petre Caraiani. (2006). "The relation Relationship between Unemployment and Output Cycles in Korea". Romanian Journal of Economic Forecasting.
- Prachowny, Martin F. J. (1993). "Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates". The Review of Economics and Statistics. 75(2). 331-336.

ملحق الدراسة القياسية



شكل (١): تطور معدلات النمو الاقتصادي و البطالة في الجزائر خلال الفترة ١٩٨٠-٢٠١١



شكل (٢): يعكس العلاقة بين  $(VarY)$  و  $(VarU)$ .