البطالة بين منحنى فيليبس وعلاقة أوكن في الجزائر خلال الفترة 1989–2020

Unemployment, between Phillips curve and Oken's relationship in Algeria during the period 1989-2020

متيوي رحمة*

مخبر POLDEVA،

جامعة أبو بكر بلقايد، تلمسان

rahmametioui62@gmail.com

تاريخ الإرسال: 2023/02/01 تاريخ القبول: 2023/04/18 تاريخ النشر: 2023/04/22

ملخص

تهدف هده الدراسة إلى تسليط الضوء على البطالة باعتبارها احد أكبر التحديات التي تواجهها مختلف الاقتصاديات في العالم، ومشكلة اقتصادية تطرقت لها مختلف النظريات عبر الزمن بالدراسة و البحث في علاقتها بباقي المتغيرات الاقتصادية، وسبل القضاء عليها أو التقليص منها، ولعل أبرز هده العلاقات هي: علاقة أوكن ومنحنى فليبس، لدلك حاولنا في ورقتنا البحثية هدة تسليط الضوء على هده المشكلة في الجزائر، بدراسة قياسية للعلاقة بين البطالة وكل من التضخم والناتج المحلي خلال الفترة ما بين 1989 و2020، والتأكد من صحة كل من منحنى فيليبس و علاقة أوكن، ودلك عن طريق تطبيق نموذج الانحدار الذاتي دي الفجوة الزمنية الموزعة المتباطئة ARDL على بيانات الجزائر خلال فترة الدراسة، فأسفرة النتائج على وجود علاقة عكسية بين البطالة و الناتج المحلي الاجمالي في المدى الطويل وبين البطالة و التضخم في المدى القصير، وغياب العلاقة بين البطالة و التضخم في المدى الطويل.

الكلمات المفتاحية: بطالة؛ تضخم؛ منحنى فليبس؛ الركود التضخمي؛ علاقة أوكن.

Abstract :

This study tries to show that one of the main problems that many economies throughout the world are now facing is unemployment. An economic issue that has been studied and researched for its relationship to other economic factors, as well as methods to minimize or lessen them, by many theories over time. These connections are perhaps most evident between Okun's law and the Phillips curve.

Therefore, in our research paper, we attempted to shed light on this issue in Algeria by conducting an econometric analysis of the relationship between unemployment and both inflation and GDP during the period between 1989 and 2020 and by applying the ARDL model to Algerian data during the study period in order to verify the validity of both the Phillips curve and the Okun law.

The findings showed that unemployment and GDP have an inverse relationship over the long term, that unemployment and inflation have no link over the short term, and that there is no association over the long term between unemployment and inflation.

Key Words: unemployment; inflation; Phillips curve; stagflation; Okun law.

JEL Classification: E24 ; E58.

* مرسل المقال: متيوي رحمة (*rahmametioui62@gmail.com*)

المقدمة:

ان ظاهرة البطالة في الجزائر مشكلة تمتد جدورها إلى الفترة الاستعمارية، لدا سعت الحكومة ومند السنوات الأولى للاستقلال إلى النهوض بالاقتصاد الوطني، من خلال تبنيها لاستراتيجية تنموية شاملة اعتمدت فيها على التخطيط المركزي (الاقتصاد الموجه)، تطلبت هده الفترة استثمارات ضخمة قامت على استيعاب الكثير من العمال حتى أصبحت الدولة هي المشغل الرئيسي للعمالة، وقد استمرت هده الوضعية خلال فترة الرخاء النفطية، غير أن الهبوط الحاد في أسعار البترول سنة 1986م أدى إلى ظهور اختلالات كبيرة في سوق العمل، و اضطرت الحكومة حينها إلى اللجوء لصندوق النقد الدولي FMI لإعادة جدولة ديونها، ليقبل هدا الأخير دلك مقابل خضوعها لبرنامج التكييف الهيكلي في اطار الاصلاح الاقتصادي للانتقال من نمط الاقتصاد الموجه إلى اقتصاد السوق لمواكبة الظروف الاقتصادية والسياسية الدولية الراهنة، أدى هدا التحول من نظام اقتصادي لآخر إلى رفع نسب البطالة نتيجة تسريحات الجماعية للعمال من المؤسسات العمومية، لتحمل سنة 2001 انتعاشا اقتصاديا للاقتصاد الجزائري نتيجة الطفرة النفطية، ما انعكس ايجابا على مؤشرات الاقتصاد الوطني ومن بينها معدلات البطالة التي عرفت تراجعا من 27.30% سنة 2001 إلى 9.80% سنة 2013 وبدلك نلاحظ أن معدلات البطالة في الجزائر تتأثر بعدة متغيرات اقتصادية ، لدلك حاولنا في دراستنا هده معرفة كيف يؤثر كل من التضخم و الناتج المحلي على البطالة عن طريق الاجابة على الاشكالية التالية:

ما مدى صحة نظرية منحنى فيليبس وعلاقة أوكن في الاقتصاد الجزائر خلال الفترة ما بين 1989 و2020 ؟.

وللإجابة على هده الاشكالية وضعنا الفرضيات التالية انطلاقا من النظرية الاقتصادية:

- هنالك علاقة عكسية بين التضخم والبطالة في الأجل القصير، وعدم وجود علاقة في الأجل الطويل.
- وجود علاقة عكسية بين البطالة و الناتج المحلي.

وتهدف الدراسة إلى التأكد من صحة انطباق النظرية الاقتصادية على الاقتصاد الجزائري خلال الفترة 1989-2020 فيما يخص منحنى فيليبس وعلاقة أوكن، ومدى امكانية اعتمادها في وضع السياسة الاقتصادية.

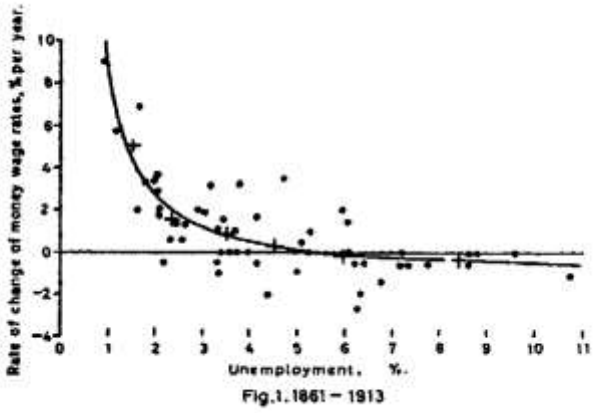
I. الاطار النظري للعلاقة بين البطالة والتضخم و الناتج المحلي الاجمالي(منحنى فيليبس، علاقة أوكن):

1.1.علاقة البطالة بالتضخم، منحنى فيليبس:

تعتبر فكرة المبادلة بين التضخم والبطالة المكونة الأساسية للمعتقدات النقدية عند المفكرين الكلاسيك أمثال "David Hume"1752. لكن أول من تطرق لهده العلاقة بشكل واضح كان المفكر النيوكلاسيكي"1926" Irving Fischer، وذلك بالرغم من أنه كان يرى هذه السببية تمر من التضخم إلى البطالة عوضا عن العكس. «ثم كانت هناك عدة محاولات من طرف "1936" Timberger و "1955" Klein، وتم رسم العلاقة في الأخير في شكل انتشاري وبياني بواسطة كل من "1955"Brown و "1957"Sultan » (تومي، 2009، صفحة 358).

وبالرغم من كل هذه الجهود المتطورة و المتلاحقة، غير أن هذا التحليل ظل مهملا بين طيات النسيان إلى غاية. تشرين الثاني "نوفمبر" من العام 1958 حين نشر الاقتصادي النيوزلندي Alban William Phillips مقالا في British Journal of Economica وذلك بعنوان:" The Relation Between Unemployment and the Rate of Change in Money wage Rates in the United Kingdom 1861-1957" طور فيها رسما بيانيا يصور العلاقة-وليس قانونا- بين معدل البطالة و معدل التغير في الأجر النقدي كمؤشر لمعدل التضخم باعتبار أن الأجور تمثل نسبة كبيرة من التكلفة و بالتالي السعر، أطلق على هذه العلاقة اسم "منحنى فلبس".

والشكل رقم (1): منحنى فلبس كما جاء في المقال الأصلي.



المصدر: محمد بخاري الاقتصاد الكلي المعمق، الجزء الأول، دار هومه للطباعة و النشر و التوزيع-الجزائر 2014،ص201.

كما يتضح من الشكل السابق فهناك علاقة إحصائية عكسية بين نسبة تغير الأجور الإسمية و البطالة، فحين تكون نسبة تغير الأجور الاسمية مرتفعة تكون البطالة منخفضة، أما ارتفاع معدل البطالة فيوافق التغير الضعيف أو السلبي للأجور الاسمية، بالتالي فالعلاقة غير خطية (محمد، 2014، صفحة 202).

في النهاية خلص الاقتصادي النيوزلندي فليبس إلى أن معدل البطالة يرتبط بعلاقة عكسية غير خطية بمعدل التغير في الأجور النسبية. وقد أكد فيما بعد في العام 1960 P.A.Samuelson وR.Solow الارتباط السابق في الولايات المتحدة الأمريكية (هوشيار، 2005، صفحة 205)، كما أثبت هدين الأخيرين أن هده العلاقة العكسية موجودة أيضا بين البطالة و التغير في المستوى العام للأسعار (التضخم).

ظهرت في أواخر الستينات أزمت اقتصادية جديدة أثارت الشكوك وزادت من الانتقادات التي وجهت لمنحنى فليبس عرفت بالركود التضخمي ما نقصد به زيادة وتراجع معدلات البطالة ومعدلات التضخم في وقت واحد (الازدواجية بين البطالة والتضخم)، وقد احتج كل من Milton.F و Edmund.S.P على فعالية منحنى

فيليبس في المدى الطويل، وقد انبثق عنهما عمل نظري عرف باسم "نظرية معدل البطالة الطبيعي لمنحنى فيليبس" حيث ميزت هده النظرية بين منحنى فيليبس قصير المدى ومنحنى فيليبس الطويل المدى، حيث يرى فريدمان أن الخطأ الأساسي في تحليل فيليبس هو عدم التمييز بين الأجور الحقيقية والأجور الاسمية، فزيادة الانفاق في أي اقتصاد كان تؤدي إلى ارتفاع غير متوقع في معدل التضخم، غير أن الأجور لا تتفاعل بنفس السرعة مع الأسعار مما يجعل من اليد العاملة رخيصة (نتيجة انخفاض الأجور الحقيقية) فيزداد الطلب عليها وتتراجع البطالة، ولكن وكرد فعل من العمال في المدى الطويل –نتيجة ارتفاع الأسعار– مطالبتهم برفع الأجور، وبعد تحقيقهم لهدا المطلب يعود معدل البطالة إلى مستواه الأول، والدي أطلق عليه فريدمان معدل البطالة الطبيعي.

فنجد أن منحنى فيليبس في المدى الطويل يأخذ شكل مستقيم عمودي يدل على عدم وجود علاقة بين البطالة و التضخم في المدى الطويل.

2.1.علاقة البطالة بالناتج المحلي الاجمالي (علاقة أوكن):

«لقد قام الاقتصادي الأمريكي أوكن (1928–1980) بدراسة تحليلية لبعض متغيرات الاقتصاد الأمريكي في الفترة الممتدة بين 1948 وسنة1960 وقد لاحظ أن أي ارتفاع بنقطة اضافية واحدة (1%) في معدل البطالة سيصاحبها انخفاض بثلاث نقاط (3%) في الناتج الوطني الحقيقي» (دحماني، 2013، صفحة 1301).

فاهتدى إلى وجود علاقة عكسية خطية بين الناتج المحلي الاجمالي ومعدل البطالة، ونشر ذلك في مقاله المشهور سنة 1962، حيث عرفت هذه العلاقة في البداية ب**معامل أوكن** أو **العلاقة PIB/Chômage**.

وفسر أوكن العلاقة بين معدلات البطالة والناتج المحي الاجمالي بصيغتين مختلفتين:

- **الصيغة الأولى:**

التغير في البطالة بالتغير في الناتج المحلي (الشوربجي، 2009، الصفحات 143–144):

$$\Delta Y_t = \beta_0 - \beta_1 \Delta U_t + e_t \dots\dots\dots (1)$$

وعند إجراء الدراسات التجريبية يتحدد المتغير التابع والمتغير المستقل للمعادلة المقدرة لقانون Okun طبقا لموضوع الدراسة، فإذا كان موضوع الدراسة هو قياس أثر البطالة علي النمو الاقتصادي، يتم استخدام المعادلة رقم (1)، أما إذا كان موضوع الدراسة هو قياس أثر النمو الاقتصادي علي البطالة، فيتم استخدام المعادلة التالية:

$$\Delta U_t = b_0 - b_1 \Delta Y_t \dots\dots\dots (2)$$

- **الصيغة الثانية:**

تعبر هذه الصيغة عن فجوة أوكن وذلك بالشكل التالي (الشوربجي، 2009، صفحة 143):

$$Y_t - Y_t^* = -\beta(U_t - U_t^*) \dots\dots\dots (3)$$

حيث أن:

Y:الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي الفعلي. U: المعدل الفعلي للبطالة.

*Y: الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي الممكن. *U: المعدل الطبيعي للبطالة.

B: معامل أوكن okun.

«ويمثل قانون Okun مفهوم مهم في الاقتصاد الكلي على المستويين النظري و التجريبي. فمن الناحية النظرية، فإن هذا القانون عبارة عن علاقة بين منحني العرض الكلي و منحنى Phillips. ومن الناحية التجريبية، فإن معامل Okun يساعد في التنبؤ وصنع السياسات الاقتصادية» (الشوربجي، 2009، صفحة 144).

II.الدراسة القياسية لمنحنى فيليبس وعلاقة أوكن في الجزائر خلال الفترة 2020/1989:

1. واقع سوق العمل في الجزائر خلال الفترة 1989إلى 2020.

أثرت الصدمة البترولية التي شهدها العالم سنة 1986 على الاقتصاد الجزائري حيث انخفضت ايراداته إلى النصف تقريبا وتفاقمت أزمة الديون، مما أدى بالحكومة إلى الانتقال بسياستها الاقتصادية من الاقتصاد الموجه إلى اقتصاد السوق، عن طريق تطبيق برنامج الاصلاح (التعديل) الهيكلي نهاية الثمانينات –تحت رعاية صندوق النقد الدولي والبنك العالمي– في مقابل الحصول على تمويل. وقد أثرت تدابير برنامج الاصلاح الهيكلي بشكل مباشر و غير مباشر على سوق العمل، «فقد أبرمت الحكومة الجزائرية أول اتفاق للتثبيت الهيكلي في 30 ماي 1989، وكان من أهم محاور الاتفاقية : إتباع سياسة نقدية أكثر تقييدا لهدف تقليص العجز العام للميزانية، تحرير سوق العمل وجعلها مرنة، بهدف الحفاظ على أجور منخفضة تسمح لشركات متعددة الجنسيات باستغلال اليد العاملة الرخيصة وتخفيض التكاليف لمواجهة المنافسة في السوق العالمية» (دادن و بن طجين، 2012، صفحة 180)، نتج عن دلك «تقلصت عروض العمل مما أدى إلى زيادة نسبة البطالة بحيث انتقل عدد البطالين من 435000 بطال سنة 1985 ليصل إلى 1150000 بطال سنة 1990» (بن شهرة، 2009، صفحة 176).

أما الاتفاقية الثانية فعقدت بتاريخ 03 جوان 1991، والمعروفة باتفاقية "Stand-by" بقيمة 400 مليون دولار، على أربع أقساط كل قسط ب100 مليون دولار (جوان، سبتمبر، ديسمبر 1991 ومارس 1992). «وكان من أهم أهداف الاتفاقية: تقليص تدخل الدولة في النشاط الاقتصادي و التحكم في التضخم عن طريق تثبيت الأجور وخفض النفقات العامة، كذلك خوصصت المؤسسات العمومية التي لا تحقق مردودية» (دادن و بن طجين، 2012، صفحة 180). غير أن الدولة لم تستفد من القسط الرابع بعد اخلالها ببنود الاتفاقية وزيادة الأجور و المرتبات نتيجة اتفاق بين الحكومة و الاتحاد العام للعمال، «ومن نتائج هذا الاتفاق زيادة عدد البطالين من 1260000 بطال سنة 1991 ليصبح سنة 1992 –1482000بطال ليتزايد سنة(1993–1994) من 1770000 إلى 2100000بطال» (بن شهرة، 2009، صفحة 178).

عجزت الجزائر مرة أخرى عن توفير السيولة جراء تقهقر أسعار البترول سنة 1993 و التي وصلت إلى حوالي 14 دولار للبرميل، مما أدى بها « إلى عقد الاتفاقية الثالثة في أول افريل 1994؛ والتي سُميت ببرنامج الاستقرار الاقتصادي بهدف إعادة الاستقرار الاقتصادي بعد الفوضى الاقتصادية الناتجة عن بداية تطبيق إجراءات الانتقال إلى اقتصاد السوق» (بن طجين، 2010–2011، صفحة 52)، و الاتفاقية الرابعة في ماي 1995، «ومن بين

الأهداف المسطرة نجد :تخفيض التضخم إلى % 10.3، تنمية الادخار الوطني لتمويل الاستثمارات وخلق مناصب شغل» (دادن و بن طجين، 2012، صفحة 181).

وقد كان لتطبيق هذه الاصلاحات الاقتصادية أثار سلبية على سوق العمل الجزائري بحيث لم يعرف معدل البطالة تراجعا منذ بداية تطبيق هذه الاصلاحات، حيث:

-تراجع عرض العمل خلال سنوات الاصلاح الاقتصادي من 78783عرض عمل سنة 1990 إلى 24726عرض عمل سنة 1999.

-الاقتصاد الوطني لم يعد قادرًا على خلق ربع الطلب الإضافي المتزايد، فقد استقر معدل خلق مناصب الشغل في معدل 40 ألف منصب خلال 1994 و 1997 ، أما بعدها فلقد استمر التدهور ليصل إلى 27 ألف منصب جديد فقط سنويًا (دادن و بن طجين، 2012، صفحة 181).

-المركبة الجديدة التي أضيفت إلى مركبات البطالة في هذه السنوات الأخيرة المتمثلة في تسريح العمال، حيث صرحت وزارة العمل في 11ماي 1998أن عدد مناصب الشغل المفقودة قدر بحوالي 637188 منصب شغل (بن طجين، 2010-2011، صفحة 52).

-واضافة إلى التقليص من حجم التشغيل بشكل عام عمدت الدولة إلى كبح التشغيل الدائم بالمؤسسات العمومية، بهدف تقليل الانفاق العمومي وترشيد تكاليف المؤسسات، فنلاحظ تزايد في التشغيل المؤقت و ابتداء من سنة 1991 فاق التشغيل المؤقت التشغيل الدائم حيث أصبح يحقق أكثر من 80% من التشغيل المحقق.

-تطور العمل غير الرسمي في الجزائر بشكل ملفت، حيث استمرت زيادة نسبة العمل غير الرسمي وارتفاعه من 13.8% سنة 1992 إلى 19.4% سنة 1997 أي خلال تطبيق برنامج التعديل الهيكلي.

ومع مطلع الألفية الثالثة عرفت ايرادات الجزائر ارتفاعا، بارتفاع أسعار البترول، واستقرارا أمنيا، ولرغبة الحكومة في التخفيف أو القضاء على النتائج الاجتماعية لهده الاصلاحات، تبنت الحكومة برامج تنموية خلال الفترة 2001 إلى 2020 تم التركيز خلالها على ضرورة تنشيط الطلب الكلي من خلال تعزيز دور الإنفاق العام كآلية لدعم النمو و خلق مناصب الشغل.

2-برنامج دعم الانعاش الاقتصادي (2001-2004) " PSRE Programme de soutien à la relance économique":

أو ما يعرف بالمخطط الثلاثي 2001-2004 و الذي خصص له غلافا مالي قدره 525 مليار دينار أي حوالي 7 مليار دولار، وجه أساسا لدعم المؤسسات و الأنشطة الإنتاجية الفلاحية و أخرى، كما خصصت لتعزيز المصلحة العامة في ميدان الري، النقل والمنشآت و لتحسين المستوى المعيشي، التنمية المحلية و لتنمية الموارد البشرية. «ساهم هذا البرنامج بامتصاص البطالة، بحيث منذ انطلاقه سمح بإنشاء 751812 منصب شغل منها 464930 منصب عمل دائم 292882 منصب عمل مؤقت» (علوش، 2012، الصفحات 44-53)، و«دعم هذا النمو ببرامج أخرى مثل البرنامج الوطني للتنمية الفلاحية والريفية الذي سجل منذ انطلاقه سنة 2000

إلى سنة 2004 إنشاء 822157 منصب عمل، وكدا الوكالة الوطنية لتطوير الاستثمارات التي أنشئت 74173 منصب شغل خلال سنة 2004» (المجلس الوطني الاقتصادي و الاجتماعي، 2004). مما انعكس على معدلات البطالة بالتراجع خلال فترة دعم الانعاش الاقتصادي من 27.3% سنة 2001 إلى 20.1% سنة 2004.

3–البرنامج التكميلي لدعم النمو Programme complémentaire de soutien à la " PCSC croissance" (أو المخطط الخماسي الأول 2005–2009):

لقد أعلنت رئاسة الحكومة بتاريخ 07 أفريل 2005 عن برنامج تكميلي خماسي ضخم يمتد على مدار خمسة سنوات (2005–2009)، وهو مشروع يهدف إلى تدعيم النمو. رصد له 4200مليار دينار، يهدف إلى نفس أهداف البرنامج السابق» (دادن و بن طجين، 2012، صفحة 182). وقد عرف معدل البطالة تراجعا خلال هذا البرنامج من 15.3 سنه 2005 إلى 10.2 سنة 2009.

«ولقد سعى هذا البرنامج عند انشائه إلى ربح رهانين أساسيين، ويتعلق الأمر بإنشاء مليوني منصب شغل هذا من جهة ومن جهة أخرى فتح 100 ألف مؤسسة مصغرة جديدة في الفترة الممتدة إلى غاية 2009» (أويحي، 2005).

4– برنامج توطيد النمو الاقتصادي Programme de consolidation de la " PCCE croissance économique" (أو المخطط الخماسي الثاني 2010–2014):

استهل اجتماع مجلس الوزارة المنعقد يوم 2010/05/24، أعماله بالموافقة على برنامج الاستثمارات العمومية للفترة 2010–2014، حيث يندرج هذا البرنامج ضمن ديناميكية اعادة الاعمار الوطني الذي انطلق مع انطلاق مخطط دعم الانعاش الاقتصادي سنة 2001–2004، الذي عزز بالبرنامج الخماسي التكميلي للفترة 2005–2009. «خصص لهذا البرنامج مبلغ 21214 مليار دج» (دادن و بن طجين، 2012، صفحة 183).

وقد سعى هذا البرنامج إلى خلق ثلاث ملايين منصب شغل إلى غاية 2014 و تخفيض نسبة البطالة إلى حدود 09%، وبهذا الصدد خصص غلاف مالي قدره 360 مليار دج موجهة لدعم حاملي شهادات التعليم العالي والتكوين المهني في إطار برامج التكوين و التأهيل، ودعم استحداث مؤسسات و نشاطات مصغرة، ولتراتيب التشغيل المؤقت. «وقد أعلنت الحكومة في حصيلتها أنها حققت خلال النصف الأول من سنة 2011 أكثر من مليون منصب شغل 1090435منصبا» (رحيم، 2013، صفحة 142).

5– البرنامج الخماسي (2015–2019):

مكمل للبرامج السابقة وقد بدأ تنفيذه بداية من 2015، وتم فتح حساب رقم 143–302 و الدي عنوانه صندوق تسيير عمليات الاستثمار العمومية المسجلة بعنوان برنامج توطيد النمو 2» (صحراوي ، 2019/2018، صفحة 158)، لكن الانخفاض الحاد و المفاجئ في أسعار البترول مند منتصف عام 2014 أدى إلى قفل هدا الحساب مع نهاية سنة 2016 وفتح حساب آخر باسم برنامج الاستثمارات العمومية بمبلغ قدره 300 مليار دج، «انعكس على العمالة بسبب الاجراءات المتخذة في إطار سياسة ترشيد النفقات وتجميد معظم

المشاريع في قطاع البنية القاعدية و الأشغال العمومية باعتباره قطاع مولد للتشغيل، ورغم دلك سجلت معدلات البطالة تغيرا طفيفا ففي سنة 2015 بلغت 11.2% و10.5% سنة 2016 و 11.7% سنة 2017» (صحراوي ، 2019/2018، صفحة 158).

6. أداء سوق العمل في الجزائر: تطور معدلات النشاط و العمالة، ومعدلات البطالة:

بملاحظة الجدول الموالي نجد أن معدلات البطالة حققت أقل نسبة سنة 2013 و التي قدرت ب 9.8 في حين سجلت معدلات العمالة دروتها في نفس السنة بمعدل 39.0 ومعدلات النشاب بمعدل 43.2 و التي تبقى غير كافية حيث، «لا تزال معدلات المشاركة في سوق العمل في الجزائر منخفضة بشكل استثنائي فوصلت في عام 2009نسبة 41.4% فقط ويبلغ المتوسط العالمي للمشاركة في سوق العمل 64%، فيما يبلغ 65% في أميركا اللاتينية، و 69% في جنوب شرق آسيا، و 73% في شرق آسيا» (مولاي لخضر، 2012، صفحة 196).

الجدول رقم (1): تطور معدل البطالة و النشاط ومعدل العمالة في الجزائر. الوحدة بالآلاف.

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
السكان النشيطين	10267	10514	10801	10544	10812	10661	11423	11964
معدل النشاط	42.5	40.9	41.7	41.4	41.7	40.0	42.0	43.2
السكان المشتغلين	6517	6771	7002	9472	9736	9599	10170	10788
معدل العمالة	37.2	35.3	37.0	37.2	37.6	36.0	37.4	39.0
السكان البطالين	1265	1245	1220	1072	1076	1063	1253	1175
معدل البطالة	12.3	11.8	11.3	10.2	10.00	10.00	11.00	9.8

	2014	2015	2016	2017	2018
السكان النشيطين	11453	11932	12117	12298	12463
معدل النشاط	40.7	41.8	41.8	41.8	41.7
السكان المشتغلين	10239	10594	10845	10858	11001
معدل العمالة	36.4	37.1	37.4	36.9	36.8
السكان البطالين	1214	1338	1272	1440	1462
معدل البطالة	10.6	11.2	10.5	11.7	11.7

المصدر: من اعداد الباحثة بالاعتماد على احصائيات الديوان الوطني للإحصاء.

أما عن مشاركة المرأة في قوة العمل فقد شهدت خلال السنوات الأخيرة ارتفاعا مستمرا من 21.4**%** خلال سنة 1980إلى 39.8% في نهاية سنة 2008 ومع ذلك و على الرغم من التحسن الكبير في تعليم المرأة في الجزائر، إلا أن حصتها في التشغيل لا تزال منخفضة حيث انخفضت إلى اقل من 14% في سنة 2009 مقارنة ب 17% قبل عشر سنوات (الحسن، 2010، صفحة 8).

III. الدراسة القياسية لمنحنى فيليبس وعلاقة أوكن في الجزائر للفترة بين 1989 و2020:

حاولنا من خلال هده الدراسة نمذجة سوق العمل في الجزائر خلال الفترة 1989-2020 باستنباط حقيقة العلاقة بين المتغير التابع و المتمثل في معدلات البطالة و المتغيران المستقلان و المتمثلان في الناتج المحلي الاجمالي و معدل التضخم ودلك عن طريق صياغة النموذج التالي:

$$LCH = F(LPIB + LR) \dots \dots \dots (4)$$

حيث أن:

- LCH: لوغاريتم معدلات البطالة (% من اجمالي القوى العاملة)، مصدر معدلات البطالة من قاعدة بيانات البنك الدولي +الديوان الوطني للإحصاء.
- LR: لوغاريتم معدل التضخم (الأسعار التي يدفعها المستهلكون % سنويا)، مصدر معدل التضخم من قاعدة بيانات البنك الدولي.
- LPIB: لوغاريتم الناتج المحلي الاجمالي (القيمة الحالية للدولار الأمريكي)، مصدر الناتج المحلي الاجمالي من قاعدة بيانات البنك الدولي.

و غالبا ما تشير النظرية الاقتصادية إلى وجود علاقة في المدى الطويل بين متغيرين أو عدد من المتغيرات، وحتى لو ابتعدت هذه المتغيرات عن قيمتها التوازنية فإنها توجد قوى تعيدها إلى التوازن وتضمن بذلك تحقيق العلاقة في المدى الطويل، الا ان دراسة العلاقة بين المتغيرات في المدى الطويل تضعنا أمام مشكلة تتمثل في أن معظم السلاسل الزمنية تكون 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) الأمر الذي يشكل إزعاجا إذا كان اهتمامنا محصورا بالعلاقة في المدى الطويل في هذه الحالة يستعمل اختبار التكامل المتزامن(Cointegration test) الذي أدخل من طرف "Granger.C.W.J"سنة (1981) و الذي يسمح بدراسة العلاقة في المدى الطويل بين السلاسل الزمنية غير المستقرة والمتكاملة من نفس الدرجة، كما يسمح بالتغلب على مشكلة الانحدار الزائف الذي يمكن أن يظهر بين السلاسل الزمنية غير المستقرة (د/بن مريم، جوان 2018، صفحة 62). وعلى خلاف اختبارات التكامل المشترك الكلاسيكية كاختبار (Johansen 1987)، (Engle and Granger,1987)، (Johansen and Juselius,1990) ، يعتبر نموذج ال (Autoregressive Distributed Lag) "ARDL") الحديث، و الدي قدم من قبل "Pesran et Al" سنة 2001، أكثر النماذج ملائمة مع حجم العينة المستخدمة في هدا البحث و البالغ 33 مشاهدة، لدا تم الاعتماد على نموذج الانحدار الذاتي لفجوات الابطاء الزمنية الموزعة (ARDL) في تقدير هده العلاقة على النحو التالي:

$$\Delta LCH_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{P_1} \beta_j \Delta LCH_{t-j} + \sum_{j=0}^{P_2} \gamma_j \Delta LR_{t-j} + \sum_{j=0}^{P_3} \delta_j \Delta LPIB_{t-j} + \theta_1 LR_{t-1} + \theta_2 LPIB_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (5)$$

حيث أن:

Δ: يمثل الفرق الأول للمتغير. P: عدد التأخيرات التي يتضمنها النموذج.

θ_1و θ_2 :عبارة عن معلمات الأجل الطويل

ε_t : حد التقدير العشوائي من الشكل تشويش أبيض

1. دراسة استقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة:

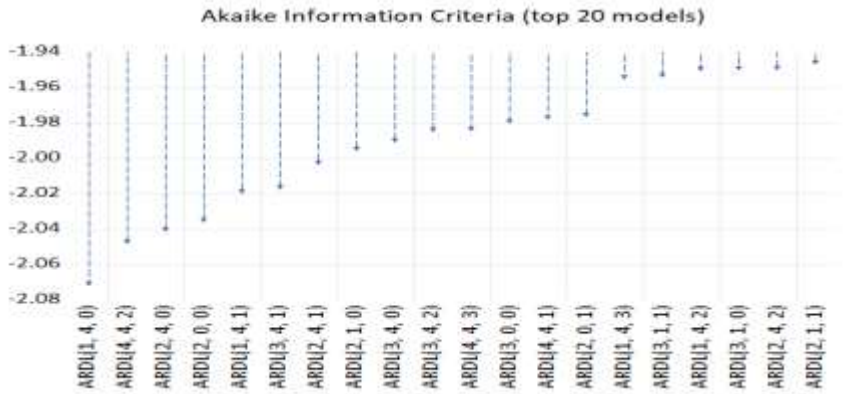
الجدول رقم (2): نتائج دراسة استقرارية السلاسل الزمنية محل الدراسة.

النوع	الاختبار		ADF			PP			درجة التكامل
	النموذج		6	5	4	6	5	4	
المستوى	LCH	القيمة المحسوبة	-1.778			-2.020			
		الاحتمال	0.691			0.568			
	LR	القيمة المحسوبة		-2.538			-2.506		
		الاحتمال		0.116			0.123		
	LPIB	القيمة المحسوبة	-1.557			-1.755			
		الاحتمال	0.787			0.702			
الفرق الأول	LCH	القيمة المحسوبة			-4.357			-4.426	I(1)
		الاحتمال			0.0001			0.0001	
	LR	القيمة المحسوبة			-7.867			-7.944	I(1)
		الاحتمال			0.0000			0.0000	
	LPIB	القيمة المحسوبة			-4.937			-5.036	I(1)
		الاحتمال			0.0000			0.0000	

المصدر: من اعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews 12.

من خلال نتائج الجدول السابق يتضح لنا أن جميع متغيرات الدراسة مستقرة عند الفرق الأول أو متكاملة من الدرجة الأولى، حيث أن القيمة الاحتمالية لنتائج اختبار جدر الوحدة عند المستوى بالنسبة لاختبار ADF وpp لكل السلاسل الزمنية هي أكبر من 5% مما يمنعنا من رفض فرضية العدم و التي تنص على وجود جدر الوحدة في جميع السلاسل الزمنية محل الدراسة، ودلك على عكس ما افرزته نتائج الاختبارين عند الفروق الأولى أين كانت قيمة الاحتمال أصغر من 5% ما دفعنا إلى رفض فرض العدم وقبول الفرضية البديلة والتي تنص على استقرار جميع السلاسل الزمنية عند الفرق الأول، وبالتالي بإمكاننا تطبيق نموذج الانحدار الذاتي دي الفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة ARDL نظرا لعدم تكامل السلاسل الزمنية محل الدراسة من الدرجة الثانية.

2. تحديد عدد فترات الابطاء المثلى لمتغيرات الدراسة: تستخدم عدة معايير احصائية لتحديد فترات الابطاء، بغرض العمل على تدنية مجموع مربعات البواقي إلى أقل قيمة ممكنة، وفي بحثنا هدا اعتمدنا على معيار (akaike)، فانطلاقا من مخرجات برنامج Eviews12 التالية نلاحظ أفضل 20نموذجا من أصل 100 نموذج أين شكلت مدد الابطاء (1.4.0) عدد الفترات المثلى لمتغيرات الدراسة على التوالي:LR; LPIB; LCH حيث قابلت أقل قيمة لمعيار akaike ودلك ما يوضحه الشكل الموالي:



المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12.

3. اختبار جودة النموذج وأنه خال من المشاكل القياسية: بعد تقدير نموذج ARDL علينا التأكد من جودة النموذج وخلوه من المشاكل القياسية.

Dependent Variable: LCH
Method: ARDL
Date: 10/12/22 Time: 23:44
Sample (adjusted): 1993 2021
Included observations: 29 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): LR LPIB
Fixed regressors: C
Number of models evaluated: 100
Selected Model: ARDL(1, 4, 0)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LCH(-1)	0.420320	0.144679	2.905182	0.0085
LR	0.009272	0.020125	0.460725	0.6497
LR(-1)	-0.024119	0.021098	-1.143162	0.2658
LR(-2)	-0.020970	0.021939	-0.955838	0.3500
LR(-3)	0.005936	0.022935	0.258801	0.7983
LR(-4)	0.063367	0.020693	3.062172	0.0059
LPIB	-0.385209	0.119409	-3.225956	0.0041
C	3.314817	0.972645	3.408043	0.0026

R-squared	0.978247	Mean dependent var	2.768981
Adjusted R-squared	0.970997	S.D. dependent var	0.449938
S.E. of regression	0.076626	Akaike info criterion	-2.070803
Sum squared resid	0.123303	Schwarz criterion	-1.693618
Log likelihood	38.02665	Hannan-Quinn criter.	-1.952674
F-statistic	134.9146	Durbin-Watson stat	1.926373
Prob(F-statistic)	0.000000		

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

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12.

حيث يظهر لنا من خلال مخرجات برنامج Eviews 12 أن قيمة معامل R2 قد بلغت 0.978247 (97.82%)، و التي تمثل درجة تأثير المتغيرات المدرجة في الدراسة على معدلات البطالة، وهي ذات تأثير قوي

استنادا إلى قيمة R2، كما أن معلمات النموذج لها معنوية احصائية كلية ترجمتها قيمة احتمال احصائية فيشر التي آلت إلى الصفر أي أقل من 5%، إضافة إلى قيمة اختبار دربن واتسون DW و التي بلغت 1.926373 وهي عبارة عن تشوش أبيض. بعد تأكيدنا معنوية النموذج سوف نذهب إلى اختبار البواقي للتأكد من صلاحية النموذج

4. دراسة الارتباط الذاتي لبواقي النموذج: للتأكد من عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي نستعيد باختبار LM الدي يختبر الفرضية العدمية القائلة بعدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي، حيث يتضح لنا من مخرجات برنامج Eviews 12 أن قيمة الاحتمال ل F-Statistic أكبر من 5% فنذهب الى قبول الفرض العدم، ما يعني عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 4 lags

F-statistic	0.529899	Prob. F(4,17)	0.7154
Obs*R-squared	3.214938	Prob. Chi-Square(4)	0.5225

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12.

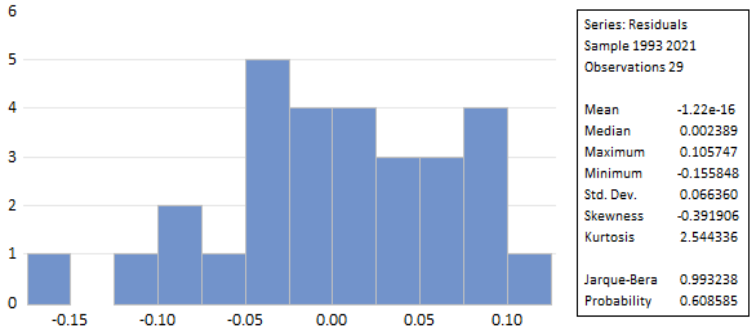
5. اختبار تجانس البواقي وتبات التباين: نستعين باختبار Heteroskedasticity Test الدي يختبر الفرضية العدمية التي تنص على تجانس البواقي وعدم احتوائها اختلاف التباين، فنجد من خلال مخرجات برنامج Eviews 12 التالية أن احتمال احصائية F-Statistic أكبر من 5% مما يدفع بنا إلى قبول فرض العدم والقول أن بواقي النمودج متجانسة و لاتحتوي عل اختلاف التباين.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.171440	Prob. F(7,21)	0.9884
Obs*R-squared	1.567669	Prob. Chi-Square(7)	0.9799
Scaled explained SS	0.634759	Prob. Chi-Square(7)	0.9988

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12.

6. اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي : باستخدام اختبار Jarque-Berra نقوم باختبار ما اذا كانت بواقي النموذج تتبع توزيعا طبيعيا.



المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12.

من خلال ملاحظة قيمة احتمال احصائية Jarque-Berra والتي هي 0.608585 أكبر من 5%نقوم بقبول فرض العدم، وعليه فإن بواقي النموذج تتبع توزيعا طبيعيا.

7. اختبار حدود التكامل المشترك (Bounds Test) لنموذج ARDL: يعمل اختبار الحدود Bounds Test على اختبار ما اذا كان هناك علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات في شقه الأول بالاعتماد على اختبار F-Bounds Test، وعلى اختبار ما اذا كانت هده العلاقة منطقية أم لا في شقه الثاني باستعمال اختبار t-Bounds Test.

8. اختبار وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة: لاختبار وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة أستخدم منهج الحدود للتكامل المشترك استنادا على نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة، بالاعتماد على اختبار F-Bounds Test للفرضية التالية:

$$H_0: \theta_1 = \theta_2 = 0$$
$$H_1: \theta_1 \neq 0; \theta_2 \neq 0$$

ونقوم بمقارنة قيمة F المحسوبة بالقيم الحرجة العليا I(1) حيث نرفض فرض العدم H_0 ونقبل الفرض البديل H_1 الدي ينص على وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، عندما تكون F-Statistic أكبر من القيم الحرجة عند مستويات معنوية (1%، 2.5%، 5%، 10%).

F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
		Asymptotic: n=1000		
F-statistic	10.37852	10%	3.17	4.14
k	2	5%	3.79	4.85
		2.5%	4.41	5.52
		1%	5.15	6.36
Actual Sample Size	29	Finite Sample: n=35		
		10%	3.393	4.41
		5%	4.183	5.333
		1%	6.14	7.607
		Finite Sample: n=30		
		10%	3.437	4.47
		5%	4.267	5.473
		1%	6.183	7.873

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12.

من مخرجات Eviews12 نجد أن F-Statistic أكبر من القيم الحرجة عند جميع مستويات المعنوية مما يدفعنا إلى رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل، ما يعني وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة.

9. اختبار ما اذا كانت العلاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة منطقية أم لا:

t-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-4.006648	10%	-2.57	-3.21
		5%	-2.86	-3.53
		2.5%	-3.13	-3.8
		1%	-3.43	-4.1

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12.

نقوم بمقارنة قيمة t-Statistic بالقيم الحرجة عند مستويات معنوية (1%، 2.5%، 5%، 10%)، حيث أننا نحكم على العلاقة أنها منطقية إذا كانت قيمة t-Statistic أكبر من القيم الحرجة العليا I(1)، وهذا ما نلاحظه في مخرجات برنامج Eviews 12 عند مستويات معنوية (2.5%، 5%، 10%)، غير أنه عند مستوى معنوية 1% نجد أن t-Statistic أصغر من القيمة الحرجة العليل I(1)، وعليه نقول أن هنالك علاقة طويلة الأجل منطقية بين متغيرات الدراسة عند مستوى معنوية 2.5% أو 5% او 10%، ونجد أننا في مجمل الدراسات نكتفي بمستوى معنوية 5%، أي انه هنالك علاقة طويلة الجل منطقية بين متغيرات الدراسة.

10. تقدير العلاقة قصيرة الأجل في اطار نموذج تصحيح الخطأ: يهدف هذا الاختبار إلى تأكيد وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية التي أظهرتها نتائج الاختبارات السابقة، فقد أشار (Jones and Joulfaian 1991) إلى أن القيم المتباطئة للمتغير في المتغيرات المستقلة تمثل أثر العلاقة السببية في الأجل القصير، بينما يمثل حد تصحيح الخطأ أثر العلاقة السببية في الأجل الطويل، حيث يكون حد تصحيح الخطأ مبطأ لفترة زمنية واحدة فقط، باعتباره كمتغير تفسيري، فمن خلاله يمكن معرفة سرعة تكيف الاختلالات التي تحدث في الأجل القصير إلى التوازن في الأجل الطويل، فالحصول على معامل تصحيح الخطأ بإشارة سالبة مع احتمال معنوي (أقل من 5%)، يؤكد وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، وقيمته المطلقة هي مقدار سرعة استعادة حالة التوازن من جديد.

من مخرجات برنامج Eviews 12 نجد أن نتائج تقدير العلاقة قصيرة الأجل تترجم لنا ما يلي:

-جميع معلمات المتغيرات التفسيرية في الأجل القصير معنوية عند مستوى معنوية 5% ما عدى معلمة التضخم عند المستوى باحتمال 0.6029 أكبر من 5%مما يدل على عدم تأثير التضخم عند المستوى على البطالة، أي أن ظهور أثر التضخم على البطالة (استجابة معدلات البطالة للتغير في التضخم) يحتاج فترة، وأكبر قيمة للمعلمة كانت عند درجة تأخير (-2) والتي كانت أكثر المعلمات معنوية، مما يعني أن أفضل فترة يظهر فيها أثر التضخم على البطالة يكون بعد فترتين (سنتين حسب البيانات السنوية المستخدمة).

-نجد أن نموذج تصحيح الخطأ المقدر دو معنوية احصائيا حيث بلغت قيمة احتمال احصائية فيشر (0.000091) أقل من 5%، كما نجد قيمة دربن واتسون DW (1.926373) وهي عبارة عن تشويش أبيض، اضافة إلى أن قيمة R2 بلغت (0.655873) ما يعني أن المتغيرات التفسيرية في الأجل القصير تفسر 65.58% من قيم المتغير التابع.

-تظهر اشارة معلمة معامل تصحيح الخطأ سالبة والتي بلغت قيمة (-0.579680) ومعنوية احصائيا عند مستوى 1%حيث قدر احتمالها ب (0.0000)، ما يؤكد استنتاج علاقة تكامل المشترك وسرعة في التعديل من الأجل القصير إلى الأجل الطويل بنسبة 57.96%.

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(LCH)
Selected Model: ARDL(1, 4, 0)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 10/13/22 Time: 10:51
Sample: 1989 2021
Included observations: 29

ECM Regression
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.314817	0.573156	5.783445	0.0000
D(LR)	0.009272	0.017552	0.528266	0.6029
D(LR(-1))	-0.048333	0.019405	-2.490784	0.0212
D(LR(-2))	-0.069303	0.019309	-3.589186	0.0017
D(LR(-3))	-0.063367	0.018380	-3.447637	0.0024
CointEq(-1)*	-0.579680	0.099267	-5.839595	0.0000

R-squared	0.655873	Mean dependent var	-0.022488
Adjusted R-squared	0.581063	S.D. dependent var	0.113123
S.E. of regression	0.073219	Akaike info criterion	-2.208734
Sum squared resid	0.123303	Schwarz criterion	-1.925845
Log likelihood	38.02665	Hannan-Quinn criter.	-2.120137
F-statistic	8.767177	Durbin-Watson stat	1.926373
Prob(F-statistic)	0.000091		

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12.

11. تقدير العلاقة طويلة الأجل: بعد التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك عند مستوى معنوية 1%، سوف نقوم بقياس العلاقة طويلة الأمد في إطار نموذج ARDL، كما يلي:

Levels Equation
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LR	0.057767	0.051996	1.110985	0.2791
LPIB	-0.664521	0.061402	-10.82243	0.0000

EC = LCH - (0.0578*LR -0.6645*LPIB)

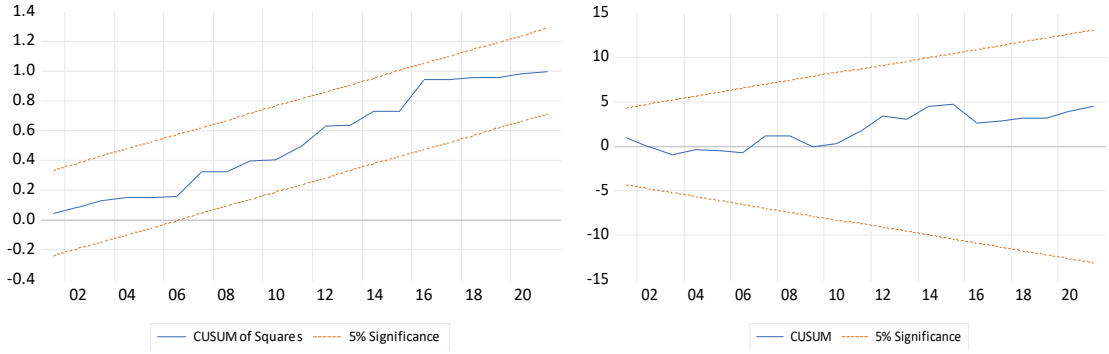
المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12.

يتضح لنا من نتائج تقدير العلاقة طويلة الأجل أن معلمة التضخم غير معنوية في الأجل الطويل ما يعكس غياب العلاقة بين التضخم والبطالة في الأجل الطويل، على عكس الناتج المحلي الاجمالي الدي له أثر عكسي واضح (-0.664521) في الأجل الطويل وهده المعلمة معنوية عند مستوى معنوية 1%.

12. اختبار الاستقرار الهيكلي (السكون) لنموذج ARDL: إن معرفة مدى سكون نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة يقتضي التأكد من أن بيانات الدراسة لا تحتوي على أي تغييرات هيكلية، واسجام المعلمات قصيرة الأجل مع المعلمات طويلة الأجل، لدلك يتم استخدام اختبارين للتأكد من الاستقرار الهيكلي للنموذج هما: اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة (Cusum)، واختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة (Cusum of Squares)، حيث يتحقق الاستقرار الهيكلي لمعلمات صيغة تصحيح الخطأ لنموذج ARDL إدا وفقط إدا وقع الشكل البياني للاختبارين داخل اطار الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%، حتى نتمكن من قبول فرضية العدم القائلة بأن جميع المعلمات المقدرة قصيرة الأجل و طويلة الأجل مستقرة وساكنة.

نلاحظ في الشكلين البيانيين التاليين أنه لا يوجد تغير هيكلي فالنموذج مستقر في مجمله بحيث أن الرسم البياني لإحصائيات (Cusum ;Cusum of Squares) يقع داخل الحدود الحرجة (الحد الأعلى و الحد الأدنى) عند مستوى معنوية 5%، وعليه فإن المعلمات المقدرة للنموذج مستقرة هيكليا خلال الفترة الزمنية محل الدراسة، كما أن هنالك انسجام واستقرار بين نتائج الأجل الطويل ونتائج الأجل القصير للنموذج المقدر

الشكل رقم (2): اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة (Cusum) ومربعات البواقي المعاودة(Cusum of Squares) .



المصدر: مخرجات برنامج Eviews12.

خاتمة:

تهدف جل السياسات الاقتصادية إلى تدنية معدلات البطالة، لدا قامت دراستنا هده على قياس العلاقة بين البطالة وكل من التضخم و الناتج المحلي الاجمالي، ومن خلال النتائج توصلنا إلى:

-كان تقدير العلاقة بين متغيرات الدراسة ضمن نموذج قياسي مقبول من الناحية الاحصائية، وهدا ما أكدته مختلف الاختبارات الخاصة بجودة واستقراريه النموذج.

-في الأجل القصير كانت جميع معلمات النموذج معنوية ما عدى معلمة التضخم عند المستوى، كما أن هده المعلمات كانت بقيم سالبة، بمعنى وجود تأثير عكسي للتضخم على البطالة لكن رفع معدلات التضخم للتأثير في البطالة لا تمنحنا نتائج بشكل مباشر وانما تستغرق فترة زمنية (سنة في الدراسة الحالية باعتبار البيانات المدروسة كانت سنوية)، وهدا ما يؤكد صحة العلاقة العكسية بين التضخم والبطالة في الأجل القصير حسب نظرية منحنى فليبس في الأجل القصير.

-في الأجل الطويل كانت معلمة الناتج المحلي الاجمالي معنوية وذات اشارة سالبة ما يؤكد العلاقة العكسية بين الناتج المحلي الإجمالي و معدلات البطالة حسب ما جاءت به نظرية علاقة أوكن، أي أن زيادة الناتج المحلي الاجمالي تعمل على تخفيض معدلات البطالة، بينما كانت معلمة التضخم غير معنوية وهدا ما فسره فريدمان بالتمييز بين

الاجور الحقيقية و الاسمية، فعند تضخم الأسعار تعود الاجور الحقيقية إلى سابق عهدها رغم ارتفاع الاجور الاسمية، وعودة البطالة إلى المعدل السابق، مما يعني غياب العلاقة بين معدلات البطالة ومعدلات التضخم في الأجل الطويل وهدا ما تؤكده النظرية الاقتصادية.

وكخلاصة للقول فإن استخدام السياسة المالية والنقدية في التأثير على معدلات البطالة سوف يمنحنا نتائج في الأجل القصير لكن دلك سرعان ما يتلاشى بعودة الأجور الحقيقية إلى سابق عهدها، وعودة معدلات البطالة إلى الارتفاع، لنفضي في الأخير إلى فدان النقود لقيمتها الشرائية فقط (تضخم في الأسعار)، من ناحية أخرى نرى أنه عند ارتفاع قيمة الناتج المحلي الاجمالي تتراجع معدلات البطالة ونفسر دلك بزيادة الانفاق العمومي على الاستثمار نتيجة ارتفاع الناتج المحلي الاجمالي مما يزيد الطلب على اليد العاملة و بالتالي امتصاص البطالة.

قائمة المراجع:

- Heba Nassar (2006), Demographic Transition, Employment and Labour Migration in the Arab Region, UN/POP/EGM/2006/12 , 11 may 2006.
- أحمد أويحي، بيان السياسة العامة المقدمة أمام المجلس الشعبي الوطني، 22 ماي 2005، نقلا عن الموقع الالكتروني: http://www.apn.dz.org تاريخ التصفح 2009/05/19.
- الحسن عاشي ,مقايضة البطالة بالعمل غير اللائق:تحديات البطالة في العالم العربي ,أوراق كارنيغي ,مؤسسة كارنيغي للسلام الدولي ,العدد23 ، يونيو 2010 .
- المجلس الوطني الاقتصادي والاجتماعي، تقرير حول الظرف الاقتصادي والاجتماعي للسداسي الثاني من سنة 2004، الدورة العامة العادية السادسة و العشرون، جويلية 2004 .
- بن طجين محمد عبد الرحمن، دراسة قياسية لسوق العمل في الجزائر خلال الفترة 19702008، مدكرة مقدمة لاستكمال متطلبات شهادة الماجستير في العلوم الاقتصادية تخصص نموذجة اقتصادية، جامعة قاصدي مرباح ورقلة، 2011/2010.
- د/ بن مريم محمد، دور الاستقرار السياسي كعامل أساسي إلى جانب المتغيرات الاقتصادية الكلية في جدب الاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائردراسة قياسية باستخدام نموذج الانحدار الذاتي دي الفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة (ARDL) خلال الفترة 19872016، الأكاديمية للدراسات الاجتماعية و الانسانية، العدد 20 جوان 2018.
- د/ مدني بن شهرة، الاصلاح الاقتصادي وسياسة التشغيل (التجربة الجزائرية)، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان، الطبعة الأولى 2009.
- د/تومي صالح، مبادئ التحليل الاقتصادي الكلي، الطبعة الثانية، دار أسامة للطباعة و النشر و التوزيع، 2009.

- د/مجدي الشوربجي، أثر النمو الاقتصادي على العمالة في الاقتصاد المصري، مجلة اقتصاديات شمال افريقياالعدد السادس،2009.
- د/هوشيار معروف، تحليل الاقتصاد الكلي، الطبعة الأولى 2005، دار صفاء للنشر و التوزيععمان.
- دادن عبد الغني، بن طجين محمد عبد الرحمن، دراسة قياسية لمعدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة 19702008، مجلة الباحث العدد 102012.
- دحماني أدريوش، النمو الاقتصادي و البطالة في الجزائر: دراسة قياسية، مجلة جامعة النجاح للأبحاث (العلوم الانسانية)، المجلد 27، 2013 .
- رحيم حسين، سياسة التشغيل في الجزائر: تحليل و تقييم، بحوث اقتصادية عربية، موضوعات في الاقتصاد الجزائري، العددان 6162/ شتاءربيع 2013.
- صحراوي جمال الدين، الأبعاد المؤسساتية وسوق العمل في الجزائر، أطروحة مقدمة لنيل شهادة الدكتوراه الطور الثالث نظام ل.م.د تخصص اقتصاد عومي و المؤسسات، السنة الجامعية 2019/2018.
- علواش وردة، دراسة قياسية لأثر الاصلاحات الاقتصادية على البطالة في الجزائر، الأكاديمية للدراسات الاجتماعية و الانسانية، أ/قسم العلوم الاقتصادية و القانونية، العدد 12جوان 2014.
- محمد بخاري الاقتصاد الكلي المعمق، الجزء الأول، دار هومه للطباعة و النشر و التوزيع الجزائر 2014.
- مولاي لخضر عبد الرزاق، تقييم أداء سياسة التشغيل في الجزائر 20002011، مجلة الباحث العدد 2012/10.