

محددات البطالة في الجزائر، دراسة قياسية 1990-2019

Determinants of unemployment in Alegria, an econometric study 1990-2019

بن عبو حسبية

طالبة دكتوراه، مخبر اتمام، جامعة سعيدة

hassiba.benabbou @univ-saida.dz

¹ بلعربي عبد القادر

أستاذ التعليم العالي، مخبر اتمام، جامعة سعيدة

profbelarbi@yahoo.fr

belarbiabdelkader@yahoo.fr

قُدّم للنشر في: 18.09.2020 / قُبِلَ للنشر في: 21.11.2020 / نشر في: 11.12.2020

الملخص :

تهدف دراستنا إلى الوقوف على أكثر المحددات تأثيراً على تفاقم معضلة البطالة في الجزائر، وبعتماد دراسة قياسية استخدمنا فيها طريقة المربعات الصغرى لاختبار نموذج البطالة وتحديد العلاقة بينها وبين المتغيرات الاقتصادية المتمثلة في أسعار البترول، الإنفاق الحكومي، معدل التضخم والناتج المحلي الإجمالي ولقد توصلت نتائج الدراسة إلى أن تعديل توجهات سوق العمل يتوقف على نوعين من المحددات منها ما هو على المدى الطويل والمتمثل في: الناتج المحلي الإجمالي والتضخم وعلى المدى القصير ويتجلى في كل من الإنفاق الحكومي وأسعار البترول.

الكلمات المفتاحية : البطالة ، سوق العمل، اختبار التكامل المشترك، الاقتصاد الجزائري.

تصنيف JEL: J64، J10، C22

Abstract :

This study aims to identify and clarify the effect of the most important determinants of the unemployment in Algeria, by adopting a standard study in which we used OLS method to test the unemployment model and determine the relationship between them and the economic variables such as oil prices, government spending, inflation rate and GDP.

The Study concluded with several results that are compatible with the economic reality in Algeria.

Keywords: Unemployment, market labor, cointegration test; Algerian economy.

Jel Classification Codes: J64, J10, C22

¹ المؤلف المراسل: بلعربي عبد القادر. belarbiabdelkader@yahoo.fr

المقدمة:

إن ارتفاع البطالة في الجزائر بدأ مع الأزمة البترولية لسنة 1986، ومع محاولة الانفتاح على النظام الاقتصادي الليبرالي برزت العديد من المشاكل السياسية والاقتصادية بل وحتى الاجتماعية في مقدمتها اختلال سوق العمل وارتفاع معدلات البطالة التي أصبحت الشغل الشاغل بالنسبة للدولة لما لها من عواقب وخيمة على الاقتصاد الوطني ككل، ولتدارك الوضع اعتمدت الحكومة جملة إصلاحات² لكبح امتداد البطالة المتراجعة من 20% إلى حدود 11% ناهيك عن اعتماد الإنفاق لتنشيط الاقتصاد وتحقيق أهداف السياسة الاقتصادية في الوقت الذي عجزت فيه السياسة النقدية على تحقيق التوازن في ظل وجود أزمات ومشاكل اقتصادية وغياب أسواق حقيقية لرأس المال.

إشكالية الدراسة :

فيما تنحصر محددات البطالة الأكثر تأثيرا على الاقتصاد الوطني؟ وما هي المحددات الواجب تعديلها لضبط سوق العمل؟

فرضيات الدراسة :

للإجابة عن الإشكالية نقوم باختبار الفرضيات التالية

- وجود علاقة معنوية عكسية ذات دلالة إحصائية بين معدل البطالة والناتج المحلي.
- وجود علاقة معنوية عكسية ذات دلالة إحصائية بين معدل البطالة والتضخم.
- وجود علاقة معنوية سالبة ذات دلالة إحصائية بين معدل البطالة والإنفاق الحكومي.
- وجود علاقة معنوية سالبة ذات دلالة إحصائية بين معدل البطالة وأسعار البترول.

هدف الدراسة :

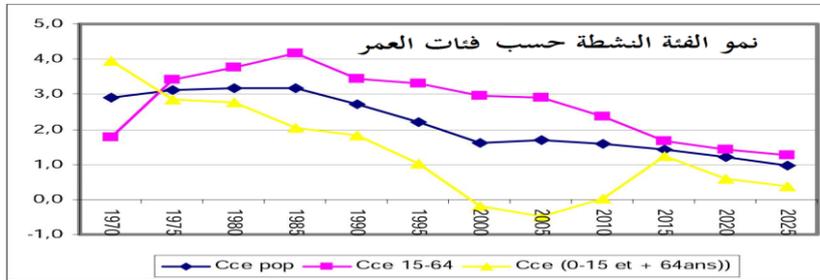
تهدف ورقتنا البحثية إلى إبراز تنامي البطالة بكل ما تحمله من سلبيات على المجتمع مع تحديد العلاقة بينها وباقي المتغيرات الاقتصادية في المدى القصير والطويل خلال الفترة 1990-2019، كما إتباع منهج وصفي وتحليلي باستخدام طريقة المربعات الصغرى والطرق الإحصائية القياسية لدراسة العلاقة بين معدل البطالة والمتغيرات الاقتصادية.

1- البطالة:

لقد اختلف الاقتصاديون في تحديد مفهوم البطالة فيرى البعض أنها ظاهرة اجتماعية يصعب قياسها بدقة مما يعني عدم وجود مناصب شغل للأشخاص الذين يتقدمون بطلبات عمل أما اقتصاديا فهي تعني زيادة عرض العمل عن الطلب بينما يعرفها البعض الآخر أنها ظاهرة اختلال التوازن في سوق العمل، بحيث لا يتمكن جزء من قوة العمل في المجتمع من الحصول على عمل منتج، رغم انه راغب وقادر على قيام بالعمل.

2-تطور معدل البطالة في الجزائر :

كان لتزايد سكان الجزائر المنتقل من 10,4 مليون سنة 1962 إلى 42.2 مليون نسمة سنة 2018 تأثيرا كبيرا على سوق العمالة والفتة النشطة³ التي عرفت بدورها وتيرة نمو متسارعة بنحو 250 ألف طالب عمل جديد سنويا (أنظر الشكل 1)

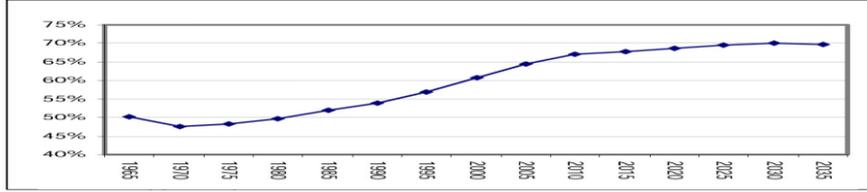
الشكل 1: نمو الفئات النشطة حسب متوسط العمر

Source: world Population Prospect, Nations Unies 2002. The 2012 Revision

وكل هذه العوامل ساهمت في اتساع حجم الفتة النشطة كما انفرد سوق العمل الجزائري خلال هذه الفترات ببطالة نوعية ومتصاعدة في أواسط الفئات الشبانية نتيجة تزايد في مجموع اليد عاملة النشيطة المنتقلة من 27,8% إلى أكثر من 40% ما بين 2003

و2019،⁴ بالتالي فتزايد الفئة النشطة بنسبة شبه ثابتة بلغت في المتوسط 45% ما بين 2000-2018 بسبب معدلات النمو السكاني التي كانت سببا في التوافد إلى سوق العمل (أنظر الشكل 2).

الشكل 2: نسبة الفئة في سن العمل من إجمالي الفئة النشيطة

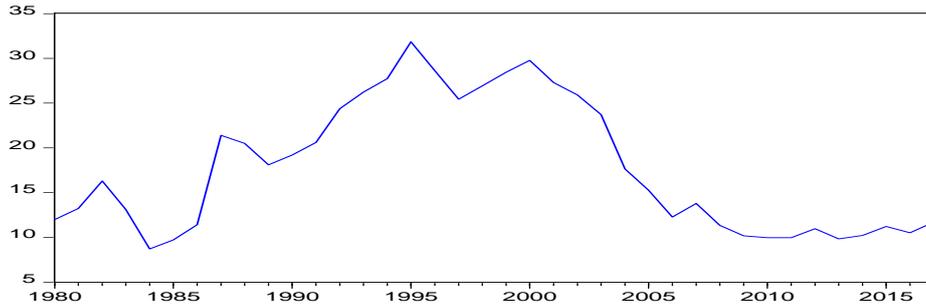


Source: world Population Prospect, Ibid

فالطلب المتزايد على سوق العمل المقدر في المتوسط بـ 240 ألف طلب في السنة⁵ تسبب في خلق الاحتلال بين العرض والطلب، وهي طلبات تعود في غالبيتها إلى فئات الشباب دون 30 سنة بنسبة 60% سنة 2019 حسب (ONS)، والشكل التالي يوضح التغيرات التي شهدتها معدل البطالة في الجزائر خلال فترة 1980-2017، تطورات انعكست على معظم المتغيرات الكلية وبالأخص على معدل البطالة.

الشكل 3: توجهات البطالة 1980 - 2015

CHOM



المصدر : بالاعتماد على مخرجات eviews10

من خلال الشكل أعلاه يمكن تقسيم توجهات سوق العمل إلى ثلاثة فترات كما يلي :

المرحلة الأولى: 1980 - 1989

شكلت حقبة الثمانيات منعرجا حاسما في تطور الاقتصاد الجزائري بحيث تميزت بترك إستراتيجية التنمية المتعددة التي أدت إلى انخفاض وتيرة الاستثمارات فقد بلغ معدل البطالة 16% سنة 1982 لينخفض سنة 1985 إلى 11% كما أدى اختيار أسعار البترول سنة 1986 إلى ارتفاع معدلات البطالة إلى 22% لهذا كان لابد من إصلاحات اقتصادية غير أن الإصلاحات أخذت منعطف آخر وعرفت بأزمة السياسية سنة 1988 حيث دخلت الجزائر في التعددية والانفتاح السياسي والتي انجرت عليها تعددية حزبية نبعت بأزمة سياسية اقتصادية فارتفعت معدلات البطالة فيها إلى 25% .

المرحلة الثانية: 1990 - 2000

تعتبر هذه المرحلة مرحلة صعبة عرفت بالعشرية السوداء لعدم الاستقرار الأمني إضافة إلى المديونية التي بلغت 27 مليار دولار سنة 1990 حيث ارتفعت معدلات البطالة إلى 19% إضافة إلى تدخل صندوق النقد الدولي⁶ حيث فرض على الجزائر إصلاحات هيكلية سنة 1994 أدت إلى ارتفاع معدلات البطالة لتتجاوز 24,36% نتيجة خصخصة المؤسسات الاقتصادية وتسريح العمالة حيث بلغ عدد العاملين المسرحين لأسباب اقتصادية 15000 عاملا سنة 1996 و 49000 سني 1997_1998 .

المرحلة الثالثة: 2001-2017

عرفت معدلات البطالة في هذه المرحلة تراجعاً ملحوظاً بانتقالها من 27,30% إلى 11,70% نتيجة توجه الجزائر لسياسة توسعية بسبب ارتفاع أسعار البترول ، كما تميزت هذه المرحلة بالاعتماد على برنامجي التنمية وهما برنامج دعم الإنعاش الاقتصادي 2001-

2004 لخاربة الفقر وخلق مناصب الشغل بكلفة 525 مليار دج والمساهم في تراجع البطالة بـ 40% وبرنامج دعم النمو الاقتصادي وبرنامج الجنوب والهضاب العليا بقيمة 200 مليار دينار جزائري.

الدراسة القياسية

أولا : مراحل بناء النموذج القياسي

مرحلة توصيف النموذج تقوم في هذه الخطوة بتحديد المتغيرات الاقتصادية التي تدخل في النموذج القياسي وهي كالتالي :
المتغير التابع :

Y: معدل البطالة : نسبة عدد العمال العاطلين ضمن الفئة العمرية (15-60) القادرين على العمل والراغبين فيه ولم يجدوا عملا خلال فترة المسح الى العدد الكلي للعمال المساهمين في القوى العاملة

المتغيرات المستقلة :

X1: الناتج المحلي الإجمالي : هو القيمة النقدية لمجموع السلع والخدمات التي انتجت داخل حدود الدولة خلال فترة زمنية محددة
X2: التضخم : يعرف على انه الارتفاع المستمر والملموس في المستوى العام للأسعار في بلد ما خلال فترة زمنية معينة وهو نسبة مئوية %

X3: الإنفاق الحكومي : المبالغ المالية التي تقوم الدولة بإنفاقها لتحقيق المصلحة العامة ، وهو نسبة مئوية

X4: سعر البترول : أسعار البترول في السوق العالمية

الجدول 01: متغيرات البحث خلال الفترة 1990-2019

| السنة | معدل البطالة | Gdp | Inf | Gr | Price oil |
|-------|--------------|--------|-------|---------|-----------|
| 1990 | 19.757 | 25.711 | 9.272 | 61.892 | 22.26 |
| 1991 | 20.263 | 27.795 | 25.9 | 46.67 | 18.62 |
| 1992 | 21.368 | 28.727 | 31.7 | 49.217 | 18.44 |
| 1993 | 23.152 | 32.821 | 20.5 | 50.963 | 16.33 |
| 1994 | 24.362 | 31.054 | 29 | 42.426 | 15.53 |
| 1995 | 28.105 | 29.381 | 29.8 | 42.066 | 16.86 |
| 1996 | 27.986 | 28.195 | 18.7 | 46.941 | 20.29 |
| 1997 | 27.961 | 30.401 | 5.7 | 48.178 | 18.86 |
| 1998 | 28.021 | 30.939 | 4.95 | 48.188 | 12.28 |
| 1999 | 29.293 | 31.843 | 2.6 | 48.845 | 17.44 |
| 2000 | 29.496 | 28.571 | 0.3 | 54.749 | 27.6 |
| 2001 | 27.306 | 31.251 | 4.2 | 54.745 | 23.12 |
| 2002 | 25.664 | 34.285 | 1.43 | 56.761 | 24.36 |
| 2003 | 23.716 | 32.202 | 4.259 | 67.864 | 28.1 |
| 2004 | 17.656 | 30.765 | 3.972 | 85.327 | 36.05 |
| 2005 | 15.265 | 27.108 | 1.382 | 103.198 | 50.59 |
| 2006 | 12.512 | 28.853 | 2.315 | 117.027 | 61 |
| 2007 | 13.793 | 33.236 | 3.674 | 134.977 | 69.04 |
| 2008 | 11.343 | 37.95 | 4.855 | 171.001 | 94.1 |
| 2009 | 10.167 | 42.6 | 5.743 | 137.054 | 60.86 |

| | | | | | |
|--------|---------|-------|--------|--------|-------------|
| 77.38 | 161.207 | 3.913 | 37.251 | 9.961 | 2010 |
| 107.46 | 200.251 | 4.5 | 40.123 | 9.971 | 2011 |
| 109.45 | 209.016 | 8.916 | 43.543 | 10.969 | 2012 |
| 105.87 | 209.755 | 3.255 | 36.186 | 9.829 | 2013 |
| 96.29 | 213.81 | 2.917 | 40.606 | 10.6 | 2014 |
| 49.49 | 165.979 | 4.784 | 45.811 | 11.214 | 2015 |
| 40.68 | 160.034 | 6.398 | 41.665 | 10.498 | 2016 |
| 52.51 | 167.39 | 5.591 | 39.205 | 11.709 | 2017 |
| 69.52 | 173.757 | 4.27 | 38.138 | 11.731 | 2018 |
| 62.98 | 172.781 | 2 | 38.722 | 12.472 | 2019 |
| 22.26 | 61.892 | 9.272 | 25.711 | 19.757 | 1990 |
| 18.62 | 46.67 | 25.9 | 27.795 | 20.263 | 1991 |
| 18.44 | 49.217 | 31.7 | 28.727 | 21.368 | 1992 |
| 16.33 | 50.963 | 20.5 | 32.821 | 23.152 | 1993 |
| 15.53 | 42.426 | 29 | 31.054 | 24.362 | 1994 |
| 16.86 | 42.066 | 29.8 | 29.381 | 28.105 | 1995 |
| 20.29 | 46.941 | 18.7 | 28.195 | 27.986 | 1996 |
| 18.86 | 48.178 | 5.7 | 30.401 | 27.961 | 1997 |
| 12.28 | 48.188 | 4.95 | 30.939 | 28.021 | 1998 |
| 17.44 | 48.845 | 2.6 | 31.843 | 29.293 | 1999 |
| 27.6 | 54.749 | 0.3 | 28.571 | 29.496 | 2000 |
| 23.12 | 54.745 | 4.2 | 31.251 | 27.306 | 2001 |
| 24.36 | 56.761 | 1.43 | 34.285 | 25.664 | 2002 |
| 28.1 | 67.864 | 4.259 | 32.202 | 23.716 | 2003 |
| 36.05 | 85.327 | 3.972 | 30.765 | 17.656 | 2004 |
| 50.59 | 103.198 | 1.382 | 27.108 | 15.265 | 2005 |
| 61 | 117.027 | 2.315 | 28.853 | 12.512 | 2006 |
| 69.04 | 134.977 | 3.674 | 33.236 | 13.793 | 2007 |
| 94.1 | 171.001 | 4.855 | 37.95 | 11.343 | 2008 |
| 60.86 | 137.054 | 5.743 | 42.6 | 10.167 | 2009 |
| 77.38 | 161.207 | 3.913 | 37.251 | 9.961 | 2010 |
| 107.46 | 200.251 | 4.5 | 40.123 | 9.971 | 2011 |
| 109.45 | 209.016 | 8.916 | 43.543 | 10.969 | 2012 |
| 105.87 | 209.755 | 3.255 | 36.186 | 9.829 | 2013 |
| 96.29 | 213.81 | 2.917 | 40.606 | 10.6 | 2014 |

| | | | | | |
|-------|---------|-------|--------|--------|------|
| 49.49 | 165.979 | 4.784 | 45.811 | 11.214 | 2015 |
| 40.68 | 160.034 | 6.398 | 41.665 | 10.498 | 2016 |
| 52.51 | 167.39 | 5.591 | 39.205 | 11.709 | 2017 |
| 69.52 | 173.757 | 4.27 | 38.138 | 11.731 | 2018 |
| 62.98 | 172.781 | 2 | 38.722 | 12.472 | 2019 |

المصدر : من إعداد الباحثة بناء على عدد من المعطيات الرسمية حسب تسلسل السنوات
ثانيا: صيغة النموذج :

لدراسة محددات البطالة في الجزائر تم الاعتماد على مجموعة من البيانات السنوية من سنة 1990 إلى غاية 2019 وفق المتغيرات التالية :

logGdp : الناتج المحلي الإجمالي

Loginf : الذي يمثل معدل التضخم .

Logchom : معدل البطالة .

loggr : الانفاق الحكومي .

logoil : سعر البنزول . ومنه نستنتج المعادلة التالية :

$$\logchom_i = B_0 + B_1(\log \text{ gdpi} + B_2(\log \text{ inf } i) + B_3(\log \text{ gri}) + B_4(\log \text{ oil } i) + u_i$$

1.دراسة استقرارية السلاسل الزمنية ودرجة تكاملها

في بادئ الأمر نقوم باختبار استقرار السلاسل الزمنية وهو احد شروط التكامل المشترك وتعد اختبارات جذر الوحدة أهم طريقة في تحديد مدى استقرارية السلاسل الزمنية ومعرفة خصائصها الإحصائية ، وبما أن حجم العينة اقل من 30 سوف نقوم بإجراء اختبار فليب بيرون لأنه يعتبر الأمثل في حالة حجم العينة اقل من 30 عينة، فمن مميزات هذا الاختبار انه يسمح لنا بإلغاء التحيزات الناتجة عن المميزات الخاصة للتذبذبات العشوائية كما انه لا يحتوي على قيم متباطئة فهو يأخذ بعين الاعتبار التباين الشرطي للأخطاء⁷

الجدول 01: استقرارية السلاسل الزمنية

| المتغيرات | المستوى | Prob | الفرق الأول | prob |
|-----------|---------|------|-------------|---------|
| Loggdp | None | 0.93 | None | 0.000* |
| Loggr | None | 0.66 | None | *0.000 |
| Logchom | None | 0.41 | None | *0.0002 |
| Loginf | None | 0.17 | None | *0.000 |
| Logoil | None | 0.83 | None | *0.0001 |

0.01** 0.05* المصدر : بالاعتماد على مخرجات 10.eviews

من الجدول أعلاه نلاحظ ان السلاسل الزمنية غير مستقرة في المستوى level بالنسبة للمتغيرات محل الدراسة حيث ان القيم المحسوبة أكبر من القيم الجدولية عند المستويات 1% ، 5% ، 10% ، ومنه قبول فرضية العدم بوجود جذر الوحدة ومع إعادة نفس الاختبارات للفروق الأولى تبين أن جميع المتغيرات أصبحت سلاسل مستقرة عند مستوى معنوية 1% ، 5% ، 10% أي القيمة الإحصائية اقل من 5% ومنه رفض الفرضية العدمية وقبول الفرضية البديلة مما يعني أنها متكاملة من الدرجة الأولى I(1) ومنه يمكن إجراء اختبار التكامل المشترك .

- اختبار التكامل المشترك جوهانس

يتم إجراء اختبار التكامل المشترك الذي اقترحه جوهانسن من خلال تقدير نتيجة اختبار الأثر واختبار القيمة العظمى فإذا كانت قيمة الاختبار المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية نرفض الفرض القائل بعدم وجود تكامل لمتغيرات الدراسة $h_0 : \tau = 0$ ونقبل الفرض لبدليل بوجود على الأقل تكامل واحد، ويعتمد هذا الاختبار على اختبار الأثر واختبار القيمة العظمى

1- اختبار الأثر:

Date: 06/22/20 Time: 11:33
Sample (adjusted): 1994 2019
Included observations: 26 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LOGCHOM LOGG LOGINF LOGGDP LOGOIL
Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|-----------------|---------------------|---------|
| None * | 0.953748 | 180.9099 | 69.81889 | 0.0000 |
| At most 1 * | 0.861852 | 100.9948 | 47.85613 | 0.0000 |
| At most 2 * | 0.678993 | 49.52954 | 29.79707 | 0.0001 |
| At most 3 * | 0.512277 | 19.98596 | 15.49471 | 0.0098 |
| At most 4 | 0.049419 | 1.317743 | 3.841466 | 0.2510 |

Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

المصدر : من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات 10.eviews.

من خلال الجدول أعلاه نلاحظ أن القيمة الاحتمالية أقل من 0.05 أي عند درجة معنوية 5% مما يعني قبول فرضية البديلة ورفض فرضية عدم القائلة عدم وجود أثر أي وجود علاقة توازنية لاختبار الأثر

2- اختبار القيمة العظمى .

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|---------------------|---------------------|---------|
| None * | 0.953748 | 79.91513 | 33.87687 | 0.0000 |
| At most 1 * | 0.861852 | 51.46523 | 27.58434 | 0.0000 |
| At most 2 * | 0.678993 | 29.54359 | 21.13162 | 0.0026 |
| At most 3 * | 0.512277 | 18.66821 | 14.26460 | 0.0094 |
| At most 4 | 0.049419 | 1.317743 | 3.841466 | 0.2510 |

Max-eigenvalue test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

المصدر : من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات 10.eviews.

من خلال الجدول أعلاه نلاحظ أن القيمة الاحتمالية أقل من 0.05 أي عند درجة معنوية 5% مما يعني قبول فرضية البديلة ورفض فرضية عدم القائلة عدم وجود علاقة توازنية لاختبار القيمة العظمى.

من خلال اختبار الأثر والقيمة العظمى لاختبار التكامل المشترك نستنتج أن كلا الاختبارين له نفس درجة المعنوية أقل من 5% وبالتالي يثبت علاقة توازنية في المدى الطويل بين متغيرات الدراسة

- تقدير نموذج محددات البطالة في الجزائر :

بما أن نتائج أكدت وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات محل الدراسة فإن ذلك يستلزم تقدير العلاقة التوازنية طويلة الأجل لهذه المعادلة وفق الجدول الأتي :

Dependent Variable: LOGCHOM
Method: Least Squares
Date: 06/22/20 Time: 12:06
Sample: 1990 2019
Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 5.745572 | 0.236928 | 24.25033 | 0.0000 |
| LOGG | 0.032921 | 0.014430 | 2.281375 | 0.0313 |
| LOGGDP | -0.704315 | 0.105598 | -6.669790 | 0.0000 |
| LOGINF | -0.068289 | 0.019219 | -3.553220 | 0.0015 |
| LOGOIL | 0.011930 | 0.094682 | 0.125998 | 0.9007 |
| R-squared | 0.953523 | Mean dependent var | 2.818332 | |
| Adjusted R-squared | 0.946087 | S.D. dependent var | 0.418109 | |
| S.E. of regression | 0.097081 | Akaike info criterion | -1.675521 | |
| Sum squared resid | 0.235620 | Schwarz criterion | -1.441988 | |
| Log likelihood | 30.13281 | Hannan-Quinn criter. | -1.600812 | |
| F-statistic | 128.2257 | Durbin-Watson stat | 1.422281 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

المصدر : من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات **views10**.

- من خلال جدول نتائج تقدير العلاقة التوازنية في المدى الطويل بطريقة المربعات الصغرى نستخلص النتائج التالية :
قيمة معلمة الثابت موجبة ومعنوية أي القيمة الإحصائية $p=0.000 < 5\%$ والتي تشير إلى أنه عندما تكون قيم المتغيرات المستقلة منعدمة فان معدل البطالة يكون عند حدود 5.74.
- قيمة معلمة الإنفاق الحكومي موجبة ومعنوية عند درجة معنوية 5% أي قيمة الإحصائية اقل من 0.05 ويمكن تفسير هذه القيمة بوجود أثر موجب على معدل البطالة وهي علاقة طردية . أي انه إذا زاد الإنفاق الحكومي بوحدة واحدة فان معدل البطالة يرتفع ب0.03 . وهي لا توافق النظرية الاقتصادية
- قيمة معلمة الناتج الإجمالي المحلي سالبة ومعنوية عند درجة معنوية 5% أي القيمة الإحصائية اقل من 0.05 ويمكن تفسير هذه القيمة بوجود أثر سالب على معدل البطالة وهي علاقة عكسية ، اذا زاد معدل الناتج المحلي الإجمالي بوحدة واحدة فان معدل البطالة ينخفض ب(-0.70).
- قيمة معلمة معدل التضخم سالبة ومعنوية عند درجة معنوية 5% أي القيمة الإحصائية اقل من 0.05 ويمكن تفسير هذه القيمة بوجود أثر سالب على معدل البطالة وهي علاقة عكسية ، إذا زاد معدل التضخم بوحدة واحدة فان معدل البطالة ينخفض ب-0.06.
- قيمة معلمة أسعار البترول موجبة وغير معنوية عند درجة معنوية 5% أي القيمة الإحصائية اقل من 0.05 ويمكن تفسير هذه القيمة بوجود أثر موجب وغير معنوي على معدل البطالة وهي غير موافقة للنظرية الاقتصادية .
- قيمة معلمة معامل التحديد 0.94 ويمكن تفسير هذه القيمة أن القدرة التفسيرية للمتغيرات التابعة مع المتغير المستقل معدل البطالة قوية أي أن المتغيرات المستقلة تفسر مانسته 94% من المتغير التابع والباقي 7% يرجع الى عوامل أخرى .
- قيمة إحصائية فيشر معنوية والتي يمكن تفسيرها على أن نموذج صالح للدراسة الاقتصادية والإحصائية .

دراسة استقرار سلسلة البواقي :

Null Hypothesis: E has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

| | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | -3.859081 | 0.0004 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.647120 | |
| 5% level | -1.952910 | |
| 10% level | -1.610011 | |

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

| | |
|--|----------|
| Residual variance (no correction) | 0.007327 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | 0.004316 |

المصدر : من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات **views10**.

من خلال الجدول نلاحظ أن القيمة الإحصائية لسلسلة البواقي اقل من 5% وبالتالي نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة ومنه نستنتج ان سلسلة البواقي مستقرة في المستوى .

تقدير نموذج محددات البطالة في الجزائر في المدى القصير:

Dependent Variable: D(LOGCHOM)
Method: ARMA Generalized Least Squares (Gauss-Newton)
Date: 06/22/20 Time: 12:50
Sample: 1991 2019
Included observations: 29
Convergence achieved after 15 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 0.123993 | 0.244698 | 0.506716 | 0.6174 |
| D(LOGG) | 0.007877 | 0.008227 | 0.957544 | 0.3487 |
| LOGGDP | -0.028735 | 0.052723 | -0.545020 | 0.5912 |
| D(LOGINF) | -0.033820 | 0.017570 | -1.924892 | 0.0673 |
| D(LOGOIL) | -0.119726 | 0.063302 | -1.891338 | 0.0718 |
| E(-1) | -0.712619 | 0.219333 | -3.249036 | 0.0037 |
| D | 0.390522 | 0.187798 | 2.079486 | 0.0494 |
| R-squared | 0.415024 | Mean dependent var | -0.015863 | |
| Adjusted R-squared | 0.255485 | S.D. dependent var | 0.103797 | |
| S.E. of regression | 0.089561 | Akaike info criterion | -1.738939 | |
| Sum squared resid | 0.176468 | Schwarz criterion | -1.408902 | |
| Log likelihood | -32.21461 | Hannan-Quinn criter. | -1.636676 | |
| F-statistic | 2.601396 | Durbin-Watson stat | 2.051553 | |
| Prob(F-statistic) | 0.046480 | | | |

المصدر : من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات **evIEWS10**

من خلال جدول نتائج تقدير العلاقة التوازنية في المدى القصير بطريقة المربعات الصغرى في المدى الطويل ومنه نستخلص النتائج التالية :

قيمة المعلمة الإنفاق الحكومي موجبة وغير معنوية ويمكن تفسير على وجود اثر موجب بين معدل البطالة والإنفاق الحكومي في المدى القصير أي كلما زاد معدل الإنفاق الحكومي بوحدة واحدة يرتفع معدل البطالة ب 0.007 وهي غير موافقة للنظرية الاقتصادية .

قيمة المعلمة الناتج المحلي الإجمالي سالبة وغير معنوية ويمكن تفسير هذه القيمة على وجود اثر سالب بين معدل البطالة والناتج الإجمالي المحلي في المدى القصير أي كلما زاد معدل الناتج المحلي الإجمالي بوحدة واحدة ينخفض معدل البطالة ب -0.02 وهي موافقة للنظرية الاقتصادية .

قيمة معلمة معدل التضخم سالبة ومعنوية عند 10% ويمكن تفسير هذه القيمة على وجود اثر سالب بين معدل البطالة ومعدل التضخم في المدى القصير أي كلما زاد معدل التضخم بوحدة واحدة ينخفض معدل البطالة ب -0.03.

قيمة معلمة أسعار البترول سالبة ومعنوية عند 10% ويمكن تفسير هذه القيمة على وجود اثر سالب بين معدل البطالة وأسعار البترول في المدى القصير أي كلما زاد أسعار البترول بوحدة واحدة ينخفض معدل البطالة ب -0.11.

قيمة معامل قوة الإرجاع نحو التوازن سالبة ومعنوية عند 5% وهي قيمة تفسر علاقة التوازنية في المدى القصير .

قيمة معامل التحديد 0.41 وهي القدرة التفسيرية للمتغيرات المستقلة والمتغيرات التابعة ب 41% والباقي لعوامل أخرى .

قيمة دربن وانسون 2.05 عدم وجود ارتباط بين سلسلة البواقي .

دالة الارتباط الذاتي :

Date: 06/22/20 Time: 13:20
Sample: 1990 2019
Included observations: 29
Q-statistic probabilities adjusted for 5 dynamic regressors

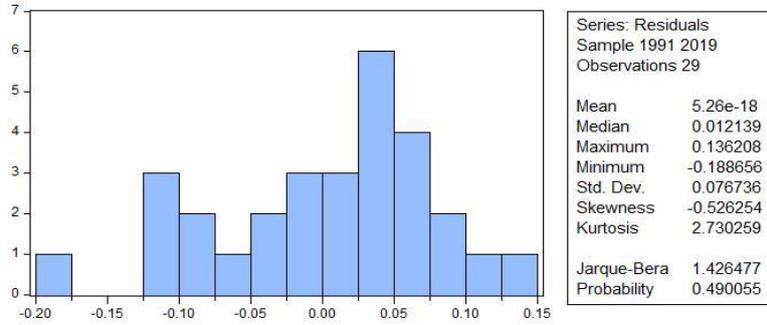
| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob* |
|-----------------|---------------------|--------|--------|--------|-------|
| 1 | 0.176 | 0.176 | 0.9901 | 0.320 | |
| 2 | 0.145 | 0.118 | 1.6933 | 0.429 | |
| 3 | 0.025 | -0.020 | 1.7143 | 0.634 | |
| 4 | 0.063 | 0.047 | 1.8586 | 0.762 | |
| 5 | 0.067 | 0.052 | 2.0245 | 0.846 | |
| 6 | -0.175 | -0.218 | 3.2244 | 0.780 | |
| 7 | -0.112 | -0.071 | 3.7369 | 0.810 | |
| 8 | -0.302 | -0.248 | 7.6419 | 0.469 | |
| 9 | -0.287 | -0.234 | 11.349 | 0.253 | |
| 10 | -0.202 | -0.087 | 13.272 | 0.209 | |
| 11 | -0.115 | -0.012 | 13.929 | 0.237 | |
| 12 | -0.046 | -0.003 | 14.040 | 0.298 | |

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

المصدر : من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات **evIEWS10**

من خلال الجدول نلاحظ كل قيم داخل الجدول وبالتالي عدم وجود ارتباط ذاتي بين سلسلة البواقي.

-التوزيع الطبيعي :



المصدر : من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات `.eviews10`

تحقق شرط التوزيع الطبيعي باستخدام `Jarque -bera` وجد نتيجة الاختبار غير معنوية وهذا يدعم صحة اتباع بواقي النموذج للتوزيع الطبيعي .

ثبات التباين :

| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | | | |
|---|----------|---------------------|--------|
| F-statistic | 2.558258 | Prob. F(2,21) | 0.1013 |
| Obs*R-squared | 5.681422 | Prob. Chi-Square(2) | 0.0584 |

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 13:27
 Sample: 1991 2019
 Included observations: 29
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|-------|
|----------|-------------|------------|-------------|-------|

المصدر : من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات `.eviews10`

من خلال الجدول نلاحظ أن القيمة الإحصائية غير معنوية مما يعني تحقق شرط ثبات التباين .

اختبار arch

| Heteroskedasticity Test: ARCH | | | |
|-------------------------------|----------|---------------------|--------|
| F-statistic | 0.548659 | Prob. F(1,26) | 0.4655 |
| Obs*R-squared | 0.578652 | Prob. Chi-Square(1) | 0.4468 |

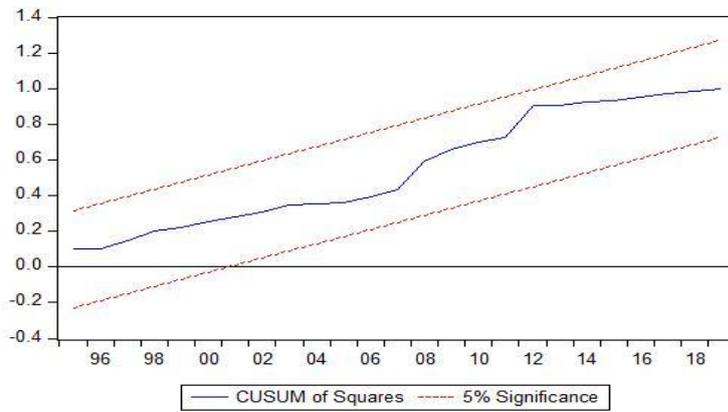
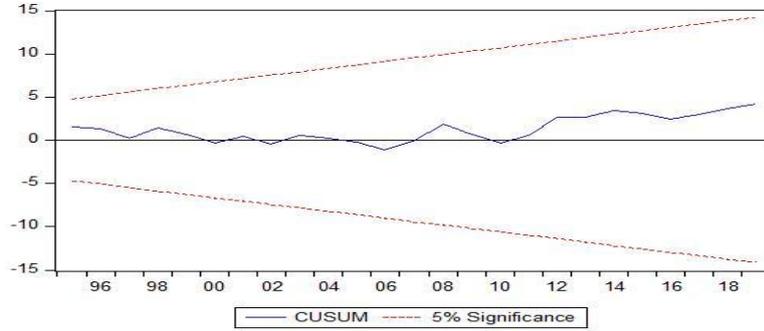
Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 13:33
 Sample (adjusted): 1992 2019
 Included observations: 28 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|-------|
|----------|-------------|------------|-------------|-------|

المصدر : من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات `.eviews10`

القيمة الإحصائية غير معنوية مما يعني تحقق شرط عدم إتباع سلسلة البواقي نموذج المبهم `arch` .

صلاحية النموذج :



المصدر : من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات [eviews10](#).

من خلال جدول نلاحظ أن منحنى *cusm* و *cusmq* داخل المجال مما يعني أن النموذج صالح للدراسة من الناحية الإحصائية والاقتصادية .

الخاتمة :

حاولنا في هذه الورقة البحثية إبراز المحددات الأساسية لمعدل البطالة في الجزائر، فقد كانت الدولة هي المسيطر في مرحلة الاقتصاد المخطط إبان الثمانينات حيث قامت باستثمارات عمومية كللت بنجاح على جميع الأصعدة مما ساهم في التقليل من معدلات البطالة غير أن سنة 1986 كانت المنعرج الحاسم فاختيار أسعار البترول في السوق الدولي أدى إلى زيادة المديونية الخارجية والتي كانت سبب في تدخل صندوق النقد الدولي الذي فرض على الجزائر إصلاحات هيكلية زادت من تفاقم الأوضاع وزيادة معدلات البطالة غير انه مع الألفية الجديدة وتحسين أسعار البترول بدأت الدولة باسترجاع دورها الريادي من خلال مختلف البرامج الاقتصادية كبرنامج الإنعاش ودعم النمو الاقتصادي، ومن خلال دراستنا توصلنا إلى النتائج التالية :

النتائج :

من خلال تقدير محددات البطالة في المدى القصير والمدى الطويل أظهرت النتائج أن الإنفاق الحكومي موجبة ومعنوية على المدى الطويل وغير معنوية في المدى القصير مما يفسر العلاقة الطردية بين المتغيرين التابع والمستقل (معدل البطالة) وهي عكس النظرية الاقتصادية وسبب ذلك يعود إلى أن نفقات الدولة لا تقتصر على مكافحة البطالة فقط من خلال تنوع في سياسات التشغيل وإنما لها نفقات أخرى كنفقات التسيير والتجهيز .

العلاقة العكسية بين الناتج المحلي الإجمالي ومعدل البطالة في المدى القصير والمدى الطويل وهي معنوية يمكن تفسيرها أن زيادة في الناتج المحلي للدولة من خلال ارتفاع أسعار البترول يؤدي إلى تحسين ميزانية الدولة وتحسين ميزانها التجاري وميزان المدفوعات وزيادة

في احتياطاتها من العملة الصعبة يؤدي بها إلى تفكير في خلق موارد جديدة وتوزيع في مصادر الدخل ويكون هذا عن طريق زيادة في الاستثمار الذي يؤدي إلى خلق مناصب الشغل .
العلاقة العكسية بين معدل التضخم ومعدل البطالة وهي معنوية مما يدل على انطباق منحنى فيليبس في الاقتصاد الجزائري .
العلاقة العكسية بين معدل البطالة وأسعار البترول في المدى القصير سالبة ومعنوية وهذا راجع لطبيعة الاقتصاد الجزائري فهو اقتصاد ريعي بامتياز ف 96% من مداخيله من عائدات النفط.

قائمة المراجع :

- Agénor P. R., M. K.Nabli, T.Yousef, et H. T. Jensen, 2004:** ‘Labor Market Reforms, Growth, and Unemployment in Labor-exporting Countries in the Middle East and North Africa’, Policy Research Working Paper 3328, World Bank, June
بلعربي عبد القادر وآخرون، سوق العمل ومشكلة البطالة في الجزائر، المجلة الدولية للدراسات الاقتصادية، العدد التاسع، يناير 2020، ص ص 09 - 24
Les contours de la population active: aux frontières de l'emploi, du chômage et de l'inactivité.
- Christine Gonzalez, Dennichel et Emmanuel Nauze - Fichet** Economie et Statistique n°362
ONS, 2018: activité, emploi & chômage septembre 2018, N° 840
Bernard FOURCADE, " les observatoires de l'emploi et de la formation professionnelle, outils de gestion des transformations du marche du travail ?les cas de l'Algérie et de la Tunisie" LIRHE, Toulouse, 2000, note N° 333, p: 10.
ناصر دادي عدون، و عبد الرحمن عايب ، البطالة ومشكلة العمالة ضمن برنامج التعديل الهيكلي للاقتصاد الجزائري، العاصمة، ديوان المطبوعات الجامعية ، (2010) ص 185
Bourbonnais Regis ,econometrie,10eme edition ,dunod,paris,France,2018 p269