# تأثير التوسع في الإنفاق الحكومي على التشغيل بالجزائر
## دراسة قياسية للفترة 1990-2016

د. المومن عبد الكريم *

**ملخص:**

يدرس هذا البحث العلاقة بين معدل التشغيل والإنفاق الحكومي في الجزائر خلال الفترة 1990-2016، وذلك باستخدام منهجية التكامل المشترك واختبار السببية ونموذج تصحيح الخطأ، وقد توصل البحث إلى عدم استقرار السلاسل الزمنية لكل من معدل التشغيل والإنفاق الحكومي، لكن بعد تطبيق الفروق الأولى أصبحت هذه السلاسل مستقرة، إذا هذه السلاسل متكاملة من الفوارق الأول. ومن خلال استخدام طريقة johanson توصلنا فقط إلى إمكانية وجود علاقة تكامل متزامن واحدة بين معدلات التشغيل والإنفاق الحكومي في الجزائر، كما توجد علاقة سببية في اتجاه واحد بينهما. وبتقدير نموذج تصحيح الخطأ وجد أن الانحراف الفعلي عن التوازن بين المتغيرين يصحح بمقدار 31.30% في كل سنة.

**الكلمات المفتاحية:** معدل التشغيل، الإنفاق الحكومي، التكامل المشترك، نموذج تصحيح الخطأ.

**Abstract:**

This research examines the relationship between employment rate and public spending in Algeria during the period of 1990-2016, using the methodology of the Co-integration, causality test and ECM model. The research found that the time series of employment rate and public spending are non-stationary, and to make them stationary the first differences are applied. Therefore, the time series are integrated of the first orders and using Johanson test, we found a co-integration between employment rate and public spending in Algeria, in addition to a causal relationship in one direction between them. After error correction model estimation, we found that the actual deviation from equilibrium between the two variables, is corrected by %31.30 each year.

**keywords**: employment rate, public spending, Co-integration, ECM model.

**مقدمة:**

إن السياسة المالية بمختلف آلياتها، وبما فيها سياسة الإنفاق العام تعتبر من أنجع السبل والأدوات التي تعالج حالات الركود الاقتصادي (الاستخدام الناقص)، لأنها سياسة إستراتيجية بعيدة المدى، ولها تأثيرا كبيرا على مخرجات النشاط الاقتصادي من ناتج وطني

* أستاذ محاضر – ب - جامعة العقيد أحمد دراية – أدرار .

وعمالة وغيرها، وبذلك فالمشاريع الحكومية تعمل على توليد مناصب شغل لسنوات متتالية. لذا تهدف هذه الدراسة إلى إجراء تقييم لسياسة الإنفاق الحكومي في الجزائر خلال الفترة (1990-2016)، عن طريق تحديد مدى نجاحها في تحقيق أهدافها ورفع معدلات التشغيل، وذلك انطلاقاً من إشكالية مفادها: ما مدى تأثير سياسة الإنفاق الحكومي على معدل التشغيل بالجزائر؟

وللإجابة على هذه الإشكالية سنتبع التسلسل المنهجي التالي:

أولاً: تطور الإنفاق الحكومي بالجزائر خلال الفترة 1990-2016؛

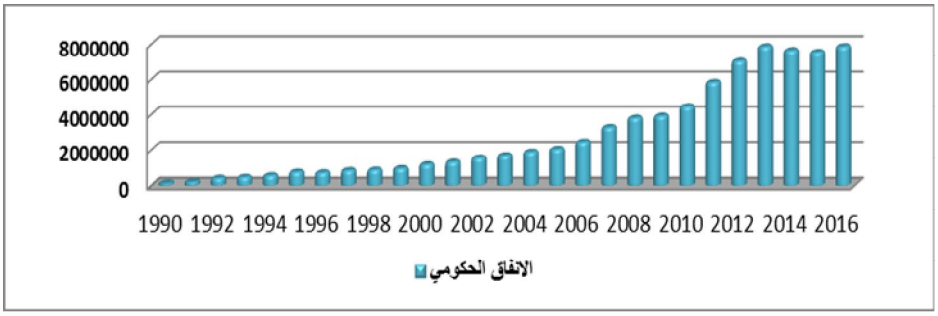
ثانياً: اثر التوسع في الإنفاق الحكومي على التشغيل بالجزائر للفترة 1990- 2016؛

ثالثاً: تحليل قياسي لأثر الإنفاق الحكومي على معدل التشغيل بالجزائر للفترة 1990-2016.

## أولاً: تطور الإنفاق الحكومي بالجزائر خلال الفترة 1990-2016

لتقييم نجاعة سياسة الإنفاق الحكومي بالجزائرية في رفع معدل التشغيل، نستعن بشكل رقم(01) الموالي.

**شكل رقم(01): تطور الإنفاق الحكومي بالجزائر خلال الفترة (1990-2016)**




**المصدر:** من إعداد الباحث بالاعتماد على معطيات الملحق رقم(01)

من شكل رقم(01) نستطيع تقسيم تطور الإنفاق العام في الجزائر إلى مرحلتين أساسيتين كالآتي:

1- **المرحلة الأولى (1990-1990):** خلال هذه المرحلة نلاحظ تطور بطيء في مستوى الإنفاق، ويعود هذا إلى الأزمة الاقتصادية بالجزائر في نهاية الثمانينات وسوء الأوضاع الأمنية في سنوات التسعينات[1]، الأمر الذي أجبر الدولة إلى لجوئها لصندوق النقد الدولي في إطار برنامج التثبيت[2]. وعليه يمكن تقسيم هذه المرحلة كالتالي:

[1] حسن بهلول، "الجزائر بين الأزمة السياسية والاقتصادية"، مطبعة حلب، الجزائر، 1993، ص170.

[2] بطاهر علي، "سياسات التحرير والإصلاح الاقتصادي في الجزائر"، مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا، السنة الأولى، العدد01، مخبر العولمة واقتصاديات شمال إفريقيا، جامعة الشلف، 2004، ص190.

✓ الفترة الأولى(1990- 1994) وهي تمثل فترة اتفاقات الاستعداد الائتماني، فقيم الإنفاق العام انتقلت من 136.5 مليار دج سنة 1990، لتبلغ أقصاها سنة 1994 وسجلت 566.329 مليار دج؛

✓ الفترة الثانية (1995- 1999) وتمثل فترة الإصلاحات المدعومة من قبل صندوق النقد الدولي، وخلالها انخفضت قيم الإنفاق من 961.682 مليار دج سنة 1990 إلى 724.609 مليار دج سنة 1996.

2- المرحلة الثانية (2000-2016): خلال هذه المرحلة عرف الإنفاق العام تطور كبيرا مقارنة بالمرحلة السابقة، نتيجة للارتفاع أسعار المحروقات. وعليه يمكن تقسيم هذه المرحلة إلى فترتين كالتالي:

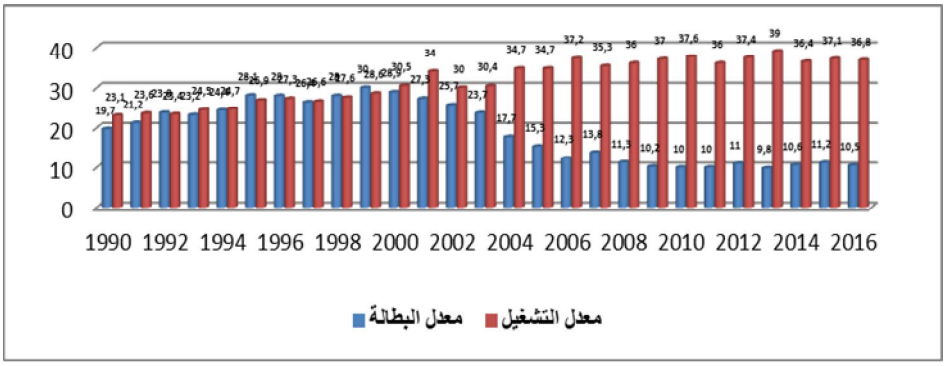
✓ الفترة الأولى (2000- 2013) وهي تمثل فترة تطبيق برامج الإنعاش و النمو الاقتصادي، حيث انتقل الإنفاق من 1178.122 مليار دج سنة 2000 إلى 7879.8 مليار دج سنة 2013، بسبب ارتفاع أسعار النفط حيث انتقل سعر النفط من 27.6$ سنة 2000 إلى 105.87$ سنة 2013[1]؛

✓ الفترة الثانية (2014- 2016) وهي تمثل فترة تراجع أسعار النفط حيث انتقلت من 96.29$ سنة 2014 إلى 40.68$ سنة 2016[2]، وهو ما انعكس بدوره على الإنفاق الحكومي.

**ثانياً: اثر التوسع في الإنفاق الحكومي على التشغيل بالجزائر للفترة 1990- 2016**

يمكن توضح هذا الأثر من خلال شكل رقم(02) الموالي.

**شكل رقم(02): تطور معدلات التشغيل والبطالة بالجزائر للفترة 1990-2016**




**المصدر:** من إعداد الباحث بالاعتماد على معطيات الملحق رقم(01)

من الشكل رقم(02) نلاحظ إن تطور معدلات التشغيل بالجزائر للفترة 1990-2016 مر بمرحلتين:

---

[1] تقرير بنك الجزائر، "الوضعية الاقتصادية والنقدية للفترة (2000-2013)"، الجزائر، 2014، ص10.

[2] البنك الدولي، "انخفاض أسعار النفط"، الموجز الاقتصادي الفصلي لمنطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا، يناير، 2015، ص12.

1- المرحلة الأولى (1990-1999): عرفت الجزائر خلال هذه المرحلة تزايدا مستمرا في معدل البطالة، كما عرف معدل التشغيل نمو بطئ، حيث تم إنشاء حوالي 50000 منصب عمل كمعدل سنوي للفترة 1990-1994، لينخفض إلى 40000 منصب عمل للفترة 1994- 1998[1]. ويرجع هذا للضائقة المالية التي مرت بها البلاد بسبب انخفاض أسعار البترول[2]، بالإضافة لشروط صندوق النقد الدولي، والتي من بينها تخفيض النفقات[3].

2- المرحلة الثانية 2000-2016: شهدت هذه المرحلة انخفاض معدلات البطالة، ففي سنة 2001 تم الإعلان عن برنامج الإنعاش الاقتصادي، وتم خلق أكثر من 457400 منصب عمل[4]. وفي سنة 2005 تم إطلاق البرنامج التكميلي لدعم النمو فساهم في خلق 5031692 منصب[5]. وفي سنة 2010 تم الشروع في برنامج توطيد النمو الاقتصادي، فسجل حجم العمالة النشطة ارتفعا من 10812000 شخص سنة 2010 لتصل إلى 11802000 شخص سنة 2014[6]. كما تم استحداث 1935031 منصب عمل. لكن مع تدهور أسعار البترول سنة 2014 عرفت البطالة ارتفاعاً فبلغت سنتي 2015 و2016 على التوالي 11.2% و10.5%.

**ثالثاً: تحليل قياسي لأثر الإنفاق الحكومي على التشغيل بالجزائر للفترة 1990-2016**

لأجراء التحليل القياسي لأثر الإنفاق الحكومي على التشغيل سنعتمد نموذج انحدار خطي بسيط، ونتيجة لعدم تجانس بيانات السلسلتين الزمنيتين، سوف نتعامل مع اللوغاريتم النبري لهذه السلاسل، ونشير بـ LMT لمعدل التشغيل وLG للإنفاق الحكومي ويكون النموذج كالي:

$$LTM_T = \beta_0 + \beta_1 LG_T + \varepsilon_T \dots\dots\dots (01)$$

[1] العايب عبد الرحمان، "البطالة وإشكالية التشغيل في إطار برنامج التعديل الهيكلي"، رسالة ماجستير، جامعة الجزائر، 2004، ص101.

[2] احمد الأخضر العمراني، "التشغيل في الجزائر"، سلسلة دراسات التشغيل، منظمة العمل العربي، مصر، 1993، ص55.

[3] يحيات مليكة، "إشكالية البطالة والتضخم في الجزائر حلال الفترة 1970_2005"، أطروحة دكتوراه، جامعة الجزائر،2007، ص 172.

[4] بن عيسى كمال الدين، "اثر الإنفاق العام على الدخل و التوظيف و توزيع الدخل ومستوى الأسعار في الجزائر في الفترة(2001- 2014)، مداخلة المؤتمر الدولي حول تقييم برامج الاستثمار العام وانعكاساتها على التشغيل والاستثمار والنمو الاقتصادي خلال الفترة(2001- 2014)، جامعة سطيف1، سطيف، 11و12 مارس 2013، ص5.

[5] لمجلس الوطني الاقتصادي والاجتماعي، "آفاق الظرف الاقتصادي والاجتماعي لسنة 2009 "، الجزائر، ديسمبر 2008 ، ص26.

[6] ONS, "Activité, Emploi et Chômage En Septembre 2015 ", Données Statistiques n° 726, Algérie, Décembre 2015, p1.

**1- دراسة استقرار السلاسل الزمنية: من خلال جدول رقم(01) الموالي.**

**جدول رقم(01): اختبار سكون بيانات متغيرات النموذج**

| اختبار ديكي فوللر المطور ADF | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | المستوى (LEVL) | | | الفرق الاول (1st Différence) | | | |
| | ثابت | ثابت واتجاه | بدون ثابت واتجاه | ثابت | ثابت واتجاه | بدون ثابت واتجاه | |
| القيم الحرجة عند 5% | -2.981038 | -3.603202 | -1.954414 | -2.986225 | -3.603202 | -1.955020 | القرار |
| LG | -3.254051 | -3.981109 | 4.015272 | -3.832052 | -4.134883 | -2.940165 | I(1) |
| LTM | -0.467889 | -2.351173 | 3.386408 | -5.807749 | -5.686644 | -3.952509 | I(1) |
| اختبار فيليبس وبيرون PP | | | | | | | |
| | المستوى (LEVL) | | | الفرق الاول (1st Différence) | | | |
| | ثابت | ثابت واتجاه | بدون ثابت واتجاه | ثابت | ثابت واتجاه | بدون ثابت واتجاه | |
| القيم الحرجة عند 5% | -2.981038 | -3.595026 | -1.954414 | -2.986225 | -3.603202 | -1.955020 | القرار |
| LG | -3.254051 | -3.522813 | 3.497467 | -3.808977 | -4.084869 | -2.837471 | I(1) |
| LT | -0.400269 | -2.351173 | 3.919230 | -5.869137 | -5.743340 | -3.978628 | I(1) |

**المصدر:** من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج EVIEWS9

نلاحظ أن القيمة المطلقة لإحصائية (t) المقدرة أكبر من القيمة المطلقة لقيم المجدولة (Mackinnon) عند 5% في كل من اختباري ADF و PP عند الفرق الأول، إي أن كل المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى. ويمكننا القول أن هناك إمكانية وجود مسار مشترك بين المتغيرين LG و LTM.

2- اختبار التكامل المشترك جوهانسين: باستخدام طريقة johanson توصلنا إلى إمكانية وجود علاقة تكامل متزامن ما بين المتغيرين LG و LTM عند مستوى معنوية 5%، والنتائج مسجلة في الجدول رقم (02) الموالي.

**جدول رقم(02): اختبار التكامل المتزامن " johansen "**

Date: 07/11/17 Time: 11:37
Sample (adjusted): 1992 2016
Included observations: 25 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LG LTM
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---|---|---|---|---|
| None * | 0.753561 | 35.79475 | 15.49471 | 0.0000 |
| At most 1 | 0.030668 | 0.778694 | 3.841466 | 0.3775 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---|---|---|---|---|
| None * | 0.753561 | 35.01606 | 14.26460 | 0.0000 |
| At most 1 | 0.030668 | 0.778694 | 3.841466 | 0.3775 |

Max-eigenvalue test indicates 1 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: مخرجات برنامج EVIEWS9.

نلاحظ أن قيم الأثر أكبر من القيم الحرجة، وهذا يعني أنه توجد علاقة توازنية طويلة الأجل. وطالما أن هذا الاختبار تحقق يمكن المرور إلى نموذج تصحيح الخطأ الذي يهتم بالعلاقات التوازنية القصيرة الأجل، لكن قبل ذلك يجب دراسة العلاقة السببية بين الإنفاق الحكومي ومعدل التشغيل، وذلك من خلال جدول رقم(03) التالي.

**الجدول رقم(03): العلاقة السببية بين الإنفاق الحكومي ومعدل التشغيل**

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/11/17 Time: 18:30
Sample: 1990 2016
Lags: 2

| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|
| LTM does not Granger Cause LG | 25 | 4.37393 | 0.7266 |
| LG does not Granger Cause LTM | | 0.31343 | 0.0345 |

**المصدر:** مخرجات برنامج EVIEWS9.

نلاحظ أن التغيير في معدل التشغيل لا يسبب تغيير في الإنفاق الحكومي لأن الاحتمال المقابل لإحصائية فيشر F أكبر من 5%، والتغيير في الإنفاق الحكومي يسبب التغير في معدل التشغيل، لأن الاحتمال المقابل لإحصائية فيشرF أصغر من 5%، وبالتالي يمكن تشكيل نموذج تصحيح الأخطاء ECM لتقدير العلاقة بينهما.

3- تقدير النموذج: إن وجود علاقة طويلة المدى بين المتغيرين يمكننا تقديرها من خلال جدول رقم(04) التالي.

**جدول رقم(04): نتائج تقدير انحدار المدى الطويل**

Dependent Variable: LTM
Method: Least Squares
Date: 07/09/17 Time: 10:02
Sample: 1990 2016
Included observations: 27

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -5.343794 | 0.471516 | -11.33322 | 0.0000 |
| LG | 0.669247 | 0.032838 | 20.38039 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.943228 | Mean dependent var | 4.238286 |
| Adjusted R-squared | 0.940957 | S.D. dependent var | 0.763592 |
| S.E. of regression | 0.185543 | Akaike info criterion | -0.459875 |
| Sum squared resid | 0.860654 | Schwarz criterion | -0.363887 |
| Log likelihood | 8.208307 | Hannan-Quinn criter. | -0.431332 |
| F-statistic | 415.3603 | Durbin-Watson stat | 0.376293 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS9.

بالنسبة لمعامل المتغير الثابت $\beta_0$ نلاحظ أن أدنى مستوى معنوية prob تساوي 0.0000، ما يدل على أنه يمكن قبول الثابت في النموذج بخطأ قدره 0% عند مستوى معنوية 5%. وبالنسبة لمعامل الإنفاق الحكومي، نلاحظ أن أدنى مستوى معنوية لـ $\beta_1$ يساوي prob=0.00 اقل من 5%، وبهذا يمكن القول إن الإنفاق الحكومي له معنوية إحصائية في تفسير تطور معدل التشغيل خلال فترة الدراسة. كما أنّ قيمة معامل التحديد $R^2 = 0.94$ وهي قريبة من الواحد، مما يدل على أنّ هناك ارتباط قوي بين المتغيرين، كما أن القيمة المحسوبة $F_{cal}$ اكبر من القيمة الجدولية $F_{tab}$ ما يدل على أن النموذج ككل له معنوية.

**4- اختبار سكون بواقي الانحدار: النتائج مبينة في جدول رقم(05) الموالي.**

**جدول رقم(05): اختبار سكون سلسلة البواقي e**

| اختبار ديكي فوللر المطور ADF | | | |
|---|---|---|---|
| | المستوى (LEVL) | | |
| | ثابت | ثابت واتجاه | بدون ثا بت واتجاه |
| القيم الحرجة عند 5% | -2.981038 | -3.603202 | -1.954414 |
| E | -3.805715 | -5.313424 | -3.769770 |

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج EVIEWS9

يتبين أن سلسلة البواقي مستقرة ويمكن تقدير دالة معدل التشغيل باستخدام نموذج تصحيح الخطأ ECM.

**5- تقدير نموذج تصحيح الأخطاء ECM: تقدير نموذج تصحيح الأخطاء ECM مبين في الجدول رقم(06).**

**جدول رقم(06): تقدير نموذج تصحيح الخطأ ECM**

Dependent Variable: DLTM
Method: Least Squares
Date: 07/11/17 Time: 21:19
Sample (adjusted): 1991 2016
Included observations: 26 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.006055 | 0.024398 | 0.248174 | 0.8062 |
| DLG | 0.507194 | 0.113045 | 4.486632 | 0.0002 |
| E(-1) | -0.313003 | 0.106860 | -2.929100 | 0.0075 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.482707 | Mean dependent var | 0.083295 |
| Adjusted R-squared | 0.437725 | S.D. dependent var | 0.118453 |
| S.E. of regression | 0.088822 | Akaike info criterion | -1.896193 |
| Sum squared resid | 0.181456 | Schwarz criterion | -1.751028 |
| Log likelihood | 27.65051 | Hannan-Quinn criter. | -1.854391 |
| F-statistic | 10.73112 | Durbin-Watson stat | 1.839199 |
| Prob(F-statistic) | 0.000510 | | |

**المصدر:** مخرجات برنامج EVIEWS9.

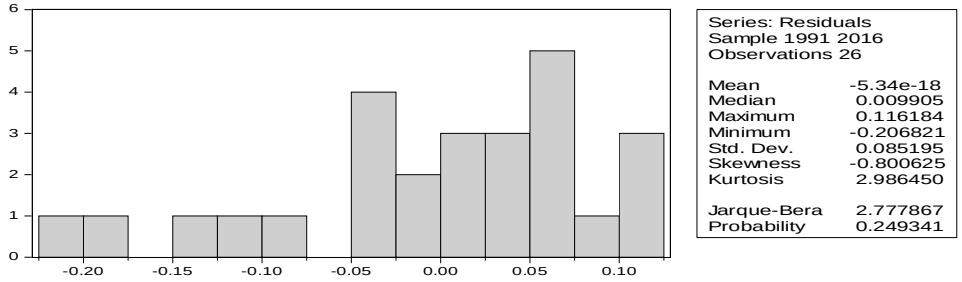
بالنظر إلى المعامل المقدر لحد تصحيح الخطأ والذي يساوى 0.3130-، بمعنى أن الانحراف الفعلي عن التوازن بين المتغيرين يصحح بمقدار 31.30% في كل سنة، وهو معنوي

بدليل أن قيمة الاحتمال 0.0075، بالإضافة إلى أن القيمة السالبة تؤكد وجود علاقة توازنية في المدى الطويل سالبة بين معدل التشغيل والإنفاق الحكومي، وبما أن معامل التحديد 0.48 فهو اقل من قيمة DURBIN- WATSON فان نموذج تصحيح الخطأ غير زائف.

6- نجاعة النموذج: تبين أن البواقي تتبع القانون الطبيعي، وأن التباين بين الأخطاء ثابت والنموذج مستقر.

**6-1- اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي TEST DE NORMALITE : نوضح في شكل رقم(03) الموالي.**

**شكل رقم(03): اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج المقدر**




**المصدر:** مخرجات برنامج EVIEWS9.

نلاحظ إن قيمة إحصائية Jarque-Bera مساوية لـ 2.777، وهي اصغر من إحصائية كاي مربع $\chi^2$ عند مستوى معنوية 5% ودرجة حرية تساوي 1. كما أن probabilité أكبر من مستوى معنوية 5%، ونقول إن البواقي للنموذج تتبع توزيع طبيعي.

**6-2- اختبار عدم تجانس التباين للنموذج المقدر: وفقاً لاختبار Breusch كما في جدول رقم(07) التالي.**

جدول رقم(07): نتائج اختبار Breusch

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.362480 | Prob. F(2,23) | 0.6999 |
| Obs*R-squared | 0.794479 | Prob. Chi-Square(2) | 0.6722 |
| Scaled explained SS | 0.617503 | Prob. Chi-Square(2) | 0.7344 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 07/11/17 Time: 23:35
Sample: 1991 2016
Included observations: 26

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.007645 | 0.002829 | 2.702974 | 0.0127 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| DLG | 0.004078 | 0.013105 | -0.311201 | 0.7585 |
| E(-1) | 0.010530 | 0.012388 | 0.849990 | 0.4041 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.030557 | Mean dependent var | 0.006979 |
| Adjusted R-squared | -0.053743 | S.D. dependent var | 0.010031 |
| S.E. of regression | 0.010297 | Akaike info criterion | -6.205717 |
| Sum squared resid | 0.002439 | Schwarz criterion | -6.060552 |
| Log likelihood | 83.67432 | Hannan-Quinn criter. | -6.163914 |
| F-statistic | 0.362480 | Durbin-Watson stat | 2.363195 |
| Prob(F-statistic) | 0.699853 | | |

**المصدر:** مخرجات برنامج EVIEWS9.

من خلال جدول رقم(07) نلاحظ إن prob=0.67 وهي أكبر من 5%، مما يدل على ثبات التباين.

**3-6- اختبار الارتباط الذاتي للأخطاء: باستعمال اختبار ديربين واتسون كما في شكل رقم(04) الموالي.**

**شكل رقم(04): مناطق القبول والرفض لاختبار ديربين واتسون للنموذج المقدر**

0 $d_L$=1.30 $d_U$ =1.46 2 2.54 2.70 4

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| P>0 | ? | P=0 | P=0 | ? | P<4 |
| ارتباط ذاتي سالب | منطقة غير محددة | عدم وجود ارتباط ذاتي | عدم وجود ارتباط ذاتي | منطقة غير محددة | ارتباط ذاتي موجب |

**المصدر:** من إعداد الطالب بالاعتماد قيم جدول إحصائية اختبار ديربين واتسون.

يلاحظ إن القيمة المحسوبة $DW = 1.83$ تقع ضمن منطقة عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء.

**خاتمة :**

حاولنا من خلال هذا الدراسة تقيم نجاعة سياسة التوسع في الإنفاق الحكومي في الرفع من معدل التشغيل وبالتالي الحد من ظاهرة البطالة، وذلك بقياس أثر النفقات العامة على معدل التشغيل خلال الفترة 1990-2016. من أجل ذلك خصصنا القسم الأول من هذا الدراسة للإلمام بالجانب النظري الخاص بالمتغيرات المستخدمة في الدراسة، كتطور النفقات العامة بالجزائر وتطور كل من معدل التشغيل والبطالة خلال الفترة 1990-2016. أما القسم الثاني فشمل تقدير أثر النفقات العامة على معدل التشغيل في الجزائر، باستخدام منهجية التكامل المشترك واختبار السببية ونموذج تصحيح الخطأ. وتوصلنا إلى النتائج التالية:

❖ عدم استقرار السلاسل الزمنية لكل من الإنفاق الحكومي ومعدل التشغيل، لكن بعد تطبيق الفروق الأولى أصبحت هده السلاسل مستقرة، إذا هده السلاسل الزمنية متكاملة من الفوارق الأولى؛

❖ بعد إجراء اختبار التكامل المتزامن باستخدام طريقة johanson توصلنا إلى وجود علاقة تكامل متزامن ما بين الإنفاق الحكومي ومعدل التشغيل، وهذا يعني أنه توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بينهما في الجزائر؛

❖ توجد علاقة سببية في اتجاه واحد، أي أن التغيير في الإنفاق الحكومي يسبب التغير في معدل التشغيل، أما في حالة العكسية فإن التغيير في معدل التشغيل لا يسبب تغيير في الإنفاق الحكومي؛

❖ بتقدير نموذج تصحيح الخطأ وجد أن الانحراف الفعلي عن التوازن بين المتغيرين يصحح بمقدار 31.30% في كل سنة.

كما توصلنا إلى أن لدى النموذج المختار نجاعة، فالبواقي تتبع للقانون التوزيع الطبيعي وتباينها ثابت، بالإضافة إلى أن النموذج مستقر، وإحصائيا كانت العلاقة موجبة بين الإنفاق الحكومي ومعدل التشغيل، واقتصاديا تعكس أن معدل التشغيل في الجزائر يرتفع بارتفاع الإنفاق الحكومي (التوسع في الإنفاق)، ويعاني انخفاض في حالة انكماش الإنفاق الحكومي المنجر عن تدهور أسعار البترول، وهذا ما يلاحظ في الفترة 2014- 2016 حيث دخلت الجزائر في حالة تقشف، ما انعكس على مستوى الإنفاق الحكومي وتأثر به معدل التشغيل.

**المراجع:**


1. احمد الأخضر العمراني، "التشغيل في الجزائر"، سلسلة دراسات التشغيل، منظمة العمل العربي، مصر، 1993.

2. بـ طاهر ع لي، "سيا سات التحر ير والإ صلاح الاقت صادي في الجزا ئر"، مج لة اقتصاديات شمال إفريقيا، السنة الأولى، العدد01، مخبر العولمة واقتصاديات شمال إفريقيا، جامعة الشلف، 2004.

3. بن عيسى كمال الدين، "اثر الإنفاق العام على الدخل والتوظيف وتوزيع الدخل ومستوى الأسعار في الجزائر للفترة(2001- 2014)"، مداخلة المؤتمر الدولي حول تقييم برامج الا ستثمار العام وانعكا ساتها ع لى التشغيل والا ستثمار والنمو الاقت صادي للف ترة (2001-2014)، جامعة سطيف1، سطيف، 11و12 مارس 2013.

4. البنك الدولي، "انخفاض أسعار النفط"، الموجز الاقتصادي الفصلي لمنطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا، يناير، 2015.

5. تقريري بنك الجزائر، "الوضعية الاقتصادية والنقدية للفترة (2000-2013)"، الجزائر، 2014.

6. حسن بهلول، "الجزائر بين الأزمة السياسية والاقتصادية"، مطبعة حلب، الجزائر، 1993.

7. ليلى بن عاشور، "محددات نجاح المؤسسات الصغيرة والمتوسطة المقامة من طرف البطالين والمدعمة للصندوق الوطني للتأمين على البطالة"، رسالة ماجستير، جامعة الجزائر، 2008.

8. المجلس الوطني الاقتصادي والاجتماعي، "آفاق الظرف الاقتصادي والاجتماعي لسنة 2009" ، الجزائر، ديسمبر 2008.

9. سعودي محمد،"أثر برنامج دعم النمو على التنمية المحلية في الجزائر"، رسالة ماجستير، جامعة حسيبة بن بوعلي، الشلف، 2007.

10. العايب عبد الرحمان، "البطالة وإشكالية التشغيل في إطار برنامج التعديل الهيكلي"، رسالة ماجستير، جامعة الجزائر، 2004.

11. يحياوي مليكة، "إشكالية البطالة والتضخم في الجزائر خلال الفترة 1970-2005"، أطروحة دكتوراه، جامعة الجزائر،2007.

12. ONS, "Activité, Emploi et Chômage En Septembre 2015 ", Données Statistiques n° 726, Algérie, Décembre 2015, p1.

13. Patterson.K, "An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach". Palgrave, New York, 2002, p265.