

تأثير الإنفاق العام على معدلات البطالة في الجزائر دراسة إقتصادية قياسية في الجزائر 1970-2015

The impact of public spending on unemployment rates in Algeria: a record economic study in Algeria, 1970-2015

عباس عبد الحفيظ

أستاذ محاضر "ب"، كلية العلوم الإقتصادية والعلوم التجارية ، جامعة تلمسان، الجزائر
abbasabdelhafidh@gmail.com

شنتوف خيرة

طالبة دكتوراه، كلية العلوم الإقتصادية والعلوم التجارية، جامعة تلمسان، الجزائر
chentoufkh88@gmail.com

قُدم للنشر في: 17/08/2018 - قُبل للنشر في: 17/08/2018 - نشر في: 18/08/2018

الملخص

تهتم هذه الدراسة بالتعرف إلى إمكانية تطبيق نمذجة قياسية للعلاقة الإقتصادية بين معدل البطالة والإنفاق العام في الجزائر خلال الفترة الممتدة بين (1970 و2015)، وذلك من أجل محاولة فهم وتفسير طبيعة العلاقة الإقتصادية بين هذين المتغيرين ، وتوصلت الدراسة في مسعاها الى قدرة وفعالية السياسة المالية المتمثلة في تشجيع الإنفاق العام الذي يعمل على خفض معدلات البطالة في الجزائر .
الكلمات المفتاحية: إنفاق حكومي، معدل بطالة، جزائر، نموذج قياسي.

تصنيف JEL: B22؛ C12؛ E44

Abstract:

This study is interested in investigating the possibility of applying an econometric modelling to the economic relationship between the unemployment rate and public spending in Algeria during the period between (1970 and 2015), in order to try to understand and interpret the nature of the economic relationship between these two variables. The study has concluded in its quest the capacity and effectiveness of the fiscal policy in encouraging public spending, which helps to reduce the unemployment rate in Algeria.

Key words: Government spending, the unemployment rate, Algeria, the econometric model.

Jel Classification Codes: E44, C12, B22

المؤلف المراسل: عباس عبد الحفيظ ، abbasabdelhafidh@gmail.com

المقدمة :

تعد البطالة إحدى المشكلات الرئيسية التي تعاني منها الجزائر ولا زالت تعاني منها ، والتي تشكل الشغل الشاغل بالنسبة لها ، لما لهذه المشكلة من آثار سلبية متعددة سواء من الناحية الاجتماعية أو الاقتصادية و لقد تأثر الاقتصاد الجزائري خلال فترة الثمانيات بالآزمات الخارجية آنذاك، (1986) بسبب الإنخفاض الشديد لأسعار البترول و انخفاض قيمة الدولار الأمريكي، حيث أدت إلى انهيار شبه كلي للاقتصاد الوطني و من هذه الآثار اختلال عجز الموازنة العامة للدولة و كذلك عجز في الميزان التجاري اللذان أخذتا طابعا متدهورا، و لقد تبنت الجزائر سياسة التوسع في الإنفاق العام كسياسة مالية لمعالجة الركود التي تعاني منه و الدفع لتحقيق انتعاش إقتصادي كونه الدعامة الأساسية لتحريك عجلة النمو الإقتصادي. و يعد الإنفاق الحكومي الأداة الأهم التي تستخدمها الجزائر كونها دولة ريعية بالدرجة أولى تفتقر لقاعدة إنتاجية و صناعية قوية تستطيع تحصيل ضرائب لتمويل مشاريع و بالتالي هي تعتمد على الجباية البترولية لتمويل مختلف برامج النمو ، و كان ارتفاع أسعار البترول في السنوات الأخيرة (تحقيق إيرادات و فوائض مالية كبيرة و معتبرة) أهم العوامل التي جعلت الجزائر تختار هذه السياسة (سياسة الإنفاق التوسعية).

مما سبق تبرز معالم المشكلة التي يسعى هذا البحث للإجابة عنها من خلال طرح السؤال الرئيسي التالي:
ما هو أثر التغير في الإنفاق العام على معدل البطالة في الجزائر خلال فترة الزمنية مابين 1970/2015 ؟
فرضيات البحث

تطرح هذه الدراسة عددا من الفروض العلمية التي روعي في اختيارها أن تسهم في تحديد نوع المعلومات والبيانات المطلوبة، وأن تكون منبثقة من مسلمات وملاحظات الدراسة، علاوة على إمكانية التحقق منها – قدر المستطاع – عن طريق الاستقراء و الاستدلال المنطقي.
وعلى ضوء ما تم طرحه من تساؤلات حول موضوع البحث و أملا في تحقيق أهداف البحث يمكن تحديد الفرضية التالية:

✓ يؤدي الإنفاق العام التوسعي إلى انخفاض معدل البطالة في الجزائر.

1. البطالة لغة¹: البطالة بالكسر وقيل بالضم هي على نقيضها وهي العمالة، أو هي من بطل الأجير يبطل بالضم بطالة بالفتح أي تعطل فهو بطل.

1.1. معدل البطالة: يهدف معدل البطالة إلى قياس الخمول في سوق العمل، و هو عجز سوق العمل عن استخدام كافة العاملين المتاحين (أي القادرين و المستعدين).

إن حساب عدد العاطلين الإجمالي يقدم مؤشرا غير دقيق لمدى انتشار و توسع هذه الظاهرة، ولهذا فإنه عموما وفي أغلب الأحيان يتم استعمال معدل البطالة كمؤشر حقيقي لتقييم و تحليل هذه الظاهرة، حيث يقيس نسبة العاطلين إلى إجمالي القوى العاملة، وهو مؤشر نسبي محصور بين الصفر و المائة و يسمح بالمقارنة عبر الزمان و المكان²، و يعد معدل البطالة أحد المؤشرات الاقتصادية الكلية ذات الدلالة البالغة في رسم السياسات

الاقتصادية و تقيم فعاليتها ولا يمكن علاج مشكلة البطالة ما لم يكن هناك تصور حقيقي لها.
تقوم الدول خاصة المتقدمة بحساب معدلات البطالة بصفة دورية ومنتظمة كأن تكون شهرية أو فصلية أو سنوية وذلك بإتباع أسلوب العينات وليس الإحصاء العام، نظرا لما يتطلبه ذلك من وقت طويل و تكاليف باهظة. يتم أخذ عينة ممثلة من الفئة النشطة من السكان و يقدر من خلالها عدد العاطلين عن العمل ثم يحدد معدل البطالة و عادة ما يقاس معدل البطالة من قبل الجهات الرسمية، باستخدام الصيغة التالية:³

$$100 * \left[\frac{\text{عدد العاطلين}}{\text{عدد النشطين}} \right] = \text{معدل البطالة}$$

وتكون الفئة النشطة ه

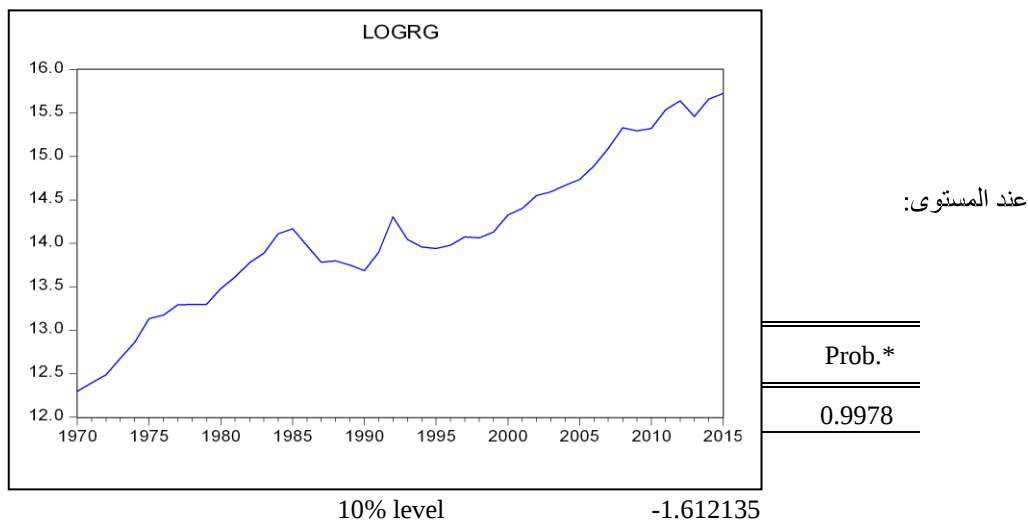
يعملون أو لا يعملون، إذا: الفئة النشطة = العاملون + العاطلون

يقصد بالعاملين كل من يشتغل عملاً بدوام كامل أو جزئي وحتى إن كان يعمل ساعة أو ساعتين باليوم مقابل أجر عند الغير أو في مؤسسة. أما العاطلون الأفراد القادرين على العمل والراغبين فيه والباحثين عنه، ولا يجدون فرص عمل متاحة لهم.

2- النفقات العمومية هي: كافة المبالغ النقدية التي يقوم بإنفاقها شخص عام لتلبية حاجة عامة⁴ النفقة العامة هي كم قابل لتقويم النقدي يأمر بإنفاقه شخص من أشخاص القانون العام لإشباع الحاجات العامة⁵

النفقة العامة تعتبر بمثابة مبلغ نقدي يقوم بإنفاقه شخص عام بقصد تحقيق نفع عام أو جماعي.⁶ النفقة العامة هي مبلغ نقدي يخرج من الذمة المالية لشخص معنوي عام بقصد إشباع حاجة عام.⁷ سنحاول تقييم سياسة التوسع في الإنفاق العام المتبعة من طرف الحكومة الجزائرية خلال فترة الدراسة، و معرفة مدى نجاح و فعالية هذه السياسة المتبعة على معدل البطالة الذي يعتبر هذا الأخير من المؤشرات الاقتصادية الأساسية المعبرة عن مستوى الأداء الاقتصادي، و ذلك من خلال قياس أثر الإنفاق العام عليها باستخدام الطرق القياسية، و لأجل ذلك قمنا بتجميع المعطيات السنوية الخاصة بهذه المتغيرات للفترة الممتدة من 1970 إلى 2015.

3-دراسة استقرارية السلاسل الزمنية:
1-3-الإنفاق العام : لوغريتم الانفاق الحقيقي



10% level -1.612135

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

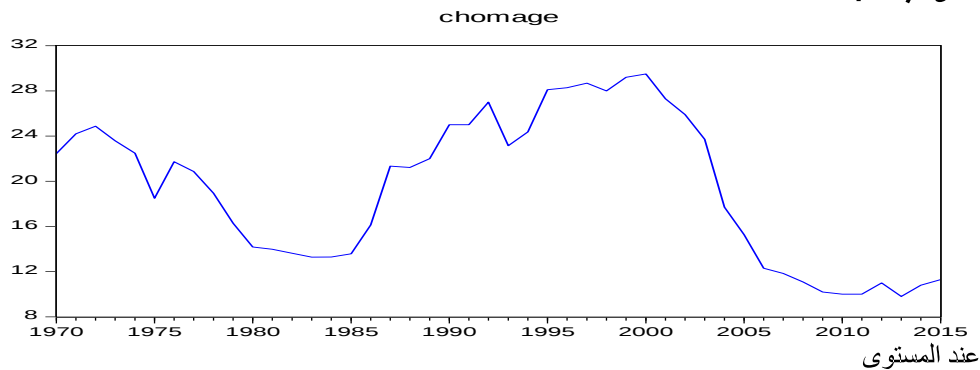
من خلال الجدول يتضح أن قيمة $t\hat{\Phi}_j$ أكبر من القيم الحرجة الجدولية عند مستوى 1%، 5% و 10% وبالتالي نقبل الفرضية العدمية، أي وجود جذور وحيدة وبالتالي عدم استقرار هذه السلاسل الزمنية. إذن سوف نقوم باختبار ADF على التفاضلات الأولى للمتغيرات غير المستقرة الفروق الأولى:

Null Hypothesis: D(LOGRG) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.641983	0.0005
Test critical values:		
1% level	-2.619851	
5% level	-1.948686	
10% level	-1.612036	

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

تبين هذه النتائج أن القيمة $t\hat{\Phi}_j$ للتفاضلات الأولى أصغر من القيم الحرجة عند مستوى 1%، 5% و 10%، وبالتالي نرفض الفرضية العدمية، ونعتبر أن التفاضلات الأولى هي عبارة عن سلاسل زمنية مستقرة. ومنه فإن النفقات العامة الحقيقية G متكاملة من الدرجة الأولى $I(1)$.
معدل البطالة:



Null Hypothesis: CHOMAGE has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.083556	0.2480
Test critical values: 1% level	-2.618579	
5% level	-1.948495	
10% level	-1.612135	

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

من خلال الجدول يتضح أن قيمة $t\hat{\Phi}_j$ أكبر من القيم الحرجة الجدولية عند مستوى 1%، 5% و 10%، وبالتالي نقبل الفرضية العدمية، أي وجود جذور وحيدة وبالتالي عدم استقرار هذه السلاسل الزمنية. إذن سوف نقوم باختبار ADF على التفاضلات الأولى للمتغيرات غير المستقرة الفروق الأولى:

Null Hypothesis: D(CHOMAGE) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.339544	0.0013
Test critical values: 1% level	-2.619851	
5% level	-1.948686	
10% level	-1.612036	

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

تبين هذه النتائج أن القيمة $t\hat{\Phi}_j$ للتفاضلات الأولى أصغر من القيم الحرجة عند مستوى 1%، 5% و 10%، وبالتالي نرفض الفرضية العدمية، ونعتبر أن التفاضلات الأولى هي عبارة عن سلاسل زمنية مستقرة. ومنه فإن معدلات البطالة متكاملة من الدرجة الأولى (I).
وبما أن هذه المتغيرات متكاملة من نفس الدرجة، فإنه يمكن إجراء المرحلة الثانية من اختبار التكامل المتزامن.

2-3- المرحلة الثانية: اختبار Johansen

في هذه المحلة سنقوم باستخدام اختبار Johansen للبحث عن إمكانية وجود علاقة تكامل متزامن بين المتغيرين G و $ch\acute{o}mage$ في المدى الطويل. ويقوم هذا الاختبار على حساب λ_{trace} ، فإذا كانت هذه الأخيرة أكبر من القيم الحرجة الجدولية فإننا نرفض الفرضية العدمية.
الفرضية الأولى:
 $H_0 (r=0)$: عدم وجود علاقة تكامل متزامن بين معدلات البطالة و النفقات العامة.
 $H_1 (r>0)$: وجود علاقة تكامل متزامن بين معدلات البطالة و النفقات العامة.

Date: 04/27/16 Time: 19:44
Sample (adjusted): 1972 2015
Included observations: 44 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: CHOMAGE LOGRG
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	0.069781	4.206237	15.49471	0.8862
At most 1	0.022992	1.023481	3.841466	0.3117

Trace test indicates no cointegration 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	0.069781	3.182757	14.26460	0.9338
At most 1	0.022992	1.023481	3.841466	0.3117

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

من الجدول أعلاه دائما يتضح أن λ_{trace} أصغر من القيم الحرجة عند مستوى معنوية 5% وبالتالي نقبل الفرضية العدمية H_0 ، أي عدم وجود علاقة واحدة للتكامل المتزامن. وعليه سنتوقف عن الاختبار ونقبل عدم وجود علاقة تكامل متزامن بين معدلات البطالة و النفقات العامة بالجزائر.

3-3- تقدير نموذج VAR (بالسلاسل الزمنية المستقرة أي الفروق الأولى)
1-3-3- تحديد عدد تأخرات النموذج:
1-1-3-3- نموذج بوجود حد ثابت

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: UNEMPLOYMENT
 EXPENDITURE
 Exogenous variables: C
 Date: 04/27/16 Time: 19:50
 Sample: 1970 2015
 Included observations: 41

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-64.93366	NA*	0.089754	3.265057	3.348645	3.295495
1	-60.79803	7.666038	0.089208	3.258441	3.509207	3.349756
						3.467043
2	-57.95443	4.993641	0.094565*	3.314850*	3.732795*	*
3	-55.46566	4.127724	0.102240	3.388569	3.973691	3.601638
4	-54.31615	1.794353	0.118409	3.527617	4.279917	3.801563

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

من خلال النتائج الموضحة في النتائج أعلاه فإن التأخير الأول $p=2$ هو الذي يعطي أقل قيم بالنسبة لمعيار FPE ; AIC ومنه فإن النموذج الذي سيتم تقديره هو (2) var بوجود حد ثابت
 تقدير النموذج: باستعمال برنامج إفيوز 8 حصلنا على النتائج التالية:

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/27/16 Time: 19:48

Sample (adjusted): 1973 2015

Included observations: 43 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	UNEMPLOYMENT	EXPENDITURE
UNEMPLOYMENT(-1)	0.122167 (0.16067) [0.76037]	-0.014956 (0.01075) [-1.39122]
UNEMPLOYMENT(-2)	0.087426 (0.15201) [0.57513]	-0.007108 (0.01017) [-0.69880]
EXPENDITURE(-1)	-4.545116 (2.34194) [-1.94075]	0.124641 (0.15670) [0.79541]

EXPENDITURE(-2)	-2.376311 (2.48547) [-0.95608]	-0.276036 (0.16630) [-1.65982]
C	0.268024 (0.38201) [0.70161]	0.079356 (0.02556) [3.10463]
R-squared	0.188560	0.118031
Adj. R-squared	0.103146	0.025192
Sum sq. resids	153.0857	0.685373
S.E. equation	2.007130	0.134299
F-statistic	2.207588	1.271350
Log likelihood	-88.31501	27.97399
Akaike AIC	4.340233	-1.068558
Schwarz SC	4.545024	-0.863767
Mean dependent	-0.315581	0.075277
S.D. dependent	2.119408	0.136023
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.071233
Determinant resid covariance		0.055630
Log likelihood		-59.91453
Akaike information criterion		3.251839
Schwarz criterion		3.661420

بما أن دراستنا تهتم بدراسة أثر الانفاق الحكومي على معدلات البطالة فسكون اهتمامنا منصب على المعادلة المفسرة لمعدلات البطالة كالاتي:

$$\text{UNEMPLOYMENT} = 0.122167016491 * \text{UNEMPLOYMENT}(-1) + 0.087426021118 * \text{UNEMPLOYMENT}(-2) - 4.54511630486 * \text{EXPENDITURE}(-1) - 2.37631130861 * \text{EXPENDITURE}(-2) + 0.268023674556$$

3-3-2- استقرارية النموذج:

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: UNEMPLOYMENT
EXPENDITURE
Exogenous variables: C
Lag specification: 1 2
Date: 04/27/16 Time: 20:00

Root	Modulus
0.548697	0.548697
-0.022094 - 0.538172i	0.538626
-0.022094 + 0.538172i	0.538626
-0.257701	0.257701

No root lies outside the unit circle.

VAR satisfies the stability condition.

من خلال النتائج المتحصل عليها فإن قيم جذور الوحدة أقل من الواحد تقع داخل الدائرة الأحادية و هو دليل على استقرارية النموذج المقدر.
نتائج الارتباط الذاتي للأخطاء:

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 04/27/16 Time: 20:06
Sample: 1970 2015
Included observations: 43

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.243578	NA*	0.249378	NA*	NA*
2	0.730466	NA*	0.760017	NA*	NA*
3	7.899191	0.0953	8.466396	0.0759	4
4	10.52675	0.2300	11.36345	0.1819	8
5	16.60001	0.1653	18.23582	0.1087	12
6	18.28684	0.3074	20.19619	0.2115	16
7	19.79424	0.4709	21.99669	0.3407	20
8	24.69664	0.4224	28.01965	0.2592	24
9	24.90956	0.6328	28.28893	0.4492	28
10	27.47360	0.6951	31.62995	0.4852	32
11	29.20005	0.7818	33.94986	0.5664	36
12	32.38778	0.7985	38.37155	0.5437	40

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

3-1-3-3 نتائج اختبار LM test:

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis : no serial correlation at
lag order h
Date : 04/27/16 Time : 20 :07
Sample : 1970 2015
Included observations : 43

Lags	LM-Stat	Prob
1	3.429178	0.4887
2	4.084863	0.3946
3	7.377503	0.1172
4	2.986171	0.5601
5	6.205545	0.1843
6	1.670489	0.7961
7	1.580993	0.8122
8	5.617097	0.2296
9	0.254502	0.9926
10	3.092837	0.5424
11	1.883135	0.7572
12	3.827163	0.4299

Probs from chi-square with 4 df.

إن احتمالات الاختبار لمختلف التأخيرات تفوق 0.05 و عليه فإن الفرضية العدمية مقبولة ما يعني أن الأخطاء مستقلة. كما أن توجد جميع النقاط داخل مجال الثقة في الشكل يؤكد عدم وجود ارتباط بين الأخطاء.

3-1-4- اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.041508	2	0.3603
2	0.026502	2	0.9868
Joint	2.068010	4	0.7233

إن نتائج اختبار Jarque-Bera لجميع البواقي 2.041508 و 0.026502 أقل من القيمة الجدولية 2.068010 ومنه قبول الفرضية العدمية أي أن البواقي تتبع توزيعا طبيعيا عند مستوى معنوية 5 %.

4-1- اختبار السببية:

سنقوم الآن بتحديد نوع هذا التأثير في المدى القصير من خلال اختبار اتجاه العلاقات السببية بين المتغيرين باستعمال طريقة Granger. لكننا نعلم أنه من بين شروط استخدام العلاقات السببية أن تكون كل المتغيرات المستعملة مستقرة من نفس الدرجة، و عليه سنستعمل التفاضلات الأولى للمتغيرات المدروسة. لقد تم حساب عدد التأخرات على أساس أصغر قيمة يأخذ بها المعامل Schwarz و Akcaike فكان عدد التأخرات يساوي $P=2$.

لاختبار العلاقات السببية ما بين حجم الدولة و النمو الاقتصادي سوف نستعمل الفرضيتين العدميتين التاليتين:

$$\Delta g : d_i=0: H_0 \text{ لا تتسبب في } \Delta U.$$

$$\Delta U : h_i=0: H_0 \text{ لا تتسبب في } \Delta g.$$

الجدول التالي يلخص نتائج هذا الاختبار عند مستوى معنوية 5%:

يتضح أن إحصائية فيشر المحسوبة F^* في الفرضية العدمية الأولى أكبر من إحصائية فيشر الجدولية F عند مستوى معنوية 5% (4,08)، و عليه سنرفض هذه الفرضية أي وجود علاقة سببية بين التفاضل الأول للمتغير g و التفاضل الأول للمتغير U ، و منه فإن حجم الإنفاق يؤثر على معدلات البطالة. أما في الفرضية العدمية الثانية فنجد أن إحصائية فيشر المحسوبة F^* أصغر من إحصائية فيشر الجدولية F عند مستوى معنوية 5%، و بذلك سنقبل هذه الفرضية أي أنه لا توجد هناك علاقة سببية ما بين التفاضل الأول للمتغير U و التفاضل الأول للمتغير g ، و منه فإن معدلات البطالة لا تؤثر في حجم الإنفاق العام.

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/27/16 Time: 20:12

Sample: 1970 2015

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
EXPENDITURE does not Granger Cause UNEMPLOYMENT	43	2.50645	0.0950
UNEMPLOYMENT does not Granger Cause EXPENDITURE		1.44478	0.2485

3-1-5- دوال الاستجابة للمحفزات:

Response of
UNEMPLOYMENT:

Period	UNEMPLOYMENT EXPENDITURE	
1	2.007130 (0.21643)	0.000000 (0.00000)
2	0.330751 (0.33600)	-0.604379 (0.31816)
3	0.407711 (0.32058)	-0.465151 (0.33317)
4	0.237680 (0.18807)	-0.032693 (0.17099)
5	0.115598 (0.16532)	0.000326 (0.12297)
6	0.046775 (0.10541)	-0.062447 (0.07468)
7	0.034116 (0.06857)	-0.037503 (0.05128)
8	0.022297 (0.04492)	-0.002084 (0.03268)
9	0.009851 (0.02896)	-0.001068 (0.02059)
10	0.004414 (0.01766)	-0.005943 (0.01262)

Response of EXPENDITURE: Period	UNEMPLOYMENT EXPENDITURE	
1	-0.018822 (0.02038)	0.132973 (0.01434)
2	-0.032365 (0.02192)	0.016574 (0.02091)
3	-0.018051 (0.02069)	-0.025600 (0.02177)
4	-0.001765 (0.00967)	0.003487 (0.01339)
5	-0.001690 (0.00573)	0.011296 (0.01074)
6	-0.003142 (0.00427)	0.000673 (0.00503)
7	-0.001446 (0.00303)	-0.002103 (0.00472)
8	-0.000156 (0.00168)	0.000557 (0.00228)
9	-0.000196 (0.00095)	0.000948 (0.00180)
10	-0.000287 (0.00067)	-4.84E-06 (0.00075)

Cholesky Ordering:
UNEMPLOYMENT
EXPENDITURE
Standard Errors: Analytic

حسب تقديرات دوال الاستجابة للمحفزات الممتدة على 10 سنوات، فإن حدوث صدمة إيجابية واحدة في الإنفاق الحكومي مقدرة بـ 1 % (أو بدينار جزائري) سيكون لها أثر معنوي إيجابي على معدلات البطالة حيث ستتناقص هذه الأخيرة بـ 0.604379 بالمائة في الفترة الأولى ثم 0.465151 بالمائة في الفترة الثانية ليبدأ بالتلاشي بعدها إلى غاية نهاية الفترة.

من جهة أخرى، ستؤدي صدمة في معدلات البطالة إلى انخفاض في حجم الإنفاق بـ 0.032365 بالمائة خلال الفترة الثانية ليبدأ بالتلاشي بعدها إلى غاية نهاية الفترة. و تعتبر هذه النتائج دليلا واضحا على دورية السياسة المالية بالجزائر و ارتباطها بتقلبات أسعار النفط. فعند ارتفاع أسعار هذه الأخيرة (حالة الرواج) تسعى الحكومات إلى تبني سياسات مالية توسعية من شأنها أن تقلص من معدلات البطالة. أما في حالة الركود (عند انخفاض أسعار النفط) تسرع الحكومات إلى تبني سياسات تقشفية تعتمد على تقليص للإنفاق العام.

2-5- تحليل تباين الخطأ

Variance Decomposition of UNEMPLOYMENT: NT:			
Period	S.E.	UNEMPLOYMENT T	EXPENDITURE
1	2.007130	100.0000	0.000000
2	2.122084	91.88866	8.111345
3	2.210393	88.09540	11.90460
4	2.223375	88.21240	11.78760
5	2.226378	88.24417	11.75583
6	2.227745	88.18002	11.81998
7	2.228322	88.15781	11.84219
8	2.228434	88.15892	11.84108
9	2.228456	88.15913	11.84087
10	2.228468	88.15855	11.84145

Variance Decomposition of EXPENDITURE: UNEMPLOYMENT:			
Period	S.E.	UNEMPLOYMENT T	EXPENDITURE
1	0.134299	1.964123	98.03588
2	0.139134	7.241063	92.75894
3	0.142617	8.493790	91.50621
4	0.142670	8.502717	91.49728
5	0.143127	8.462506	91.53749
6	0.143163	8.506403	91.49360
7	0.143186	8.513904	91.48610
8	0.143187	8.513884	91.48612
9	0.143190	8.513683	91.48632
10	0.143190	8.514051	91.48595

Cholesky
Ordering:
UNEMPLOYMENT
EXPENDITURE

ننتقل الآن إلى توضيح دور كل صدمة في تفسير التقلبات الظرفية للمتغيرات التابعة، أي تفسير توقع خطأ كل متغير، وحسب ما تشير إليه نتائج تحليل تباين الأخطاء الموضحة في الجدول، يتضح بأن معظم التقلبات الظرفية لجميع المتغيرات في المدى القصير تتعلق بصدمات في المتغيرات نفسها بنسبة كبيرة جدا (حوالي 91 بالمائة بالنسبة للبطالة و 98 بالمائة بالنسبة للإنفاق الحكومي). بينما ترتفع نسبة التفسير بين المتغيرين حيث تتراوح بين 11.84 % و 8.51 % على التوالي.

خلاصة

لقد بينت نتائج اختبارات السببية حسب مفهوم granger وجود تأثير كبير تمارسه النفقات العامة على معدلات البطالة حيث أن أظهرت النتائج أن الإنفاق العام يساهم بمعنوية في تحسين القدرة التنبؤية لمتغير معدل البطالة. كما فسرت نتائج تحليل دوال الاستجابة جانبا هاما لتأثير الإنفاق العام على معدلات البطالة حيث بينت هذه النتائج عن وجود علاقة طردية بين متغير الإنفاق العام و متغير معدل البطالة و عند حدوث صدمة ايجابية في الإنفاق العام سيكون لها أثر ايجابي على معدلات البطالة حيث سوف تعرف انخفاضا و هذا ما يثبت صحة فرضية الدراسة.

المراجع

- ¹. أسامة السيد عبد السميع، (2008)، "مشكلة البطالة في المجتمعات العربية والإسلامية الأسباب- الآثار - الحلول"، دار الفكر الجامعي، مصر، ص.09.
- ². دحماني محمد ادريوش، (2013)، اشكالية التشغيل في الجزائر ، اطروحة دكتوراه في العلوم الاقتصادية، جامعة تلمسان. ص. 37 .
- ³.Gregory. N. M, (2006), " Macroéconomie ", De Boeck, Paris, 3 eme édition, p 42.
- ⁴. فلح حسين خلف، (2008)، المالية العامة الطبعة الأولى عالم الكتاب الحديث جدار للكتاب العلمي الأردن. ص. 89 .
- ⁵ حامد المجيد دراز، (2000)، الدار الجامعية الإسكندرية ، مبادئ المالية العامة، مصر، ص.378.
- ⁶. عادل أحمد حشيش، (1947)، تاريخ الفكر الإقتصادي، دار النهضة العربية، بيروت، ص. 63 .
- ⁷ حسين مصطفى حسين، (2001)، المالية العامة، ديوان المطبوعات الجامعية الساحة المركزية، الجزائر، طبعة، ص.1.