استجابة الناتج المحلي الاجمالي لمكونات السياسة المالية خلال الفترة 2000–2017

باستعمال نموذج الانحدار البيزي BVAR

The GDP response to Fiscal policy components during the period of 2000-2017 Using Bayesian vector AutoRegression BVAR

عساس إيمان

جامعة فرحات عباس–سطيف1– imaneassas@univ-setif.dz

تاريخ الاستلام: 2019/04/06 تاريخ القبول: 2019/05/08 تاريخ النشر: 2019/08/30

ملخص:

تعنى هذه الورقة البحثية بتحليل استجابة الناتج المحلي الاجمالي لصدمات مكونات السياسة المالية باستخدام نموذج الانحدار البيزي (Bayesian AutoRegression)، وباستعمال بيانات فصلية ممتدة من الفترة 2000–2017 وجاءت نتائج الدراسة بتحليل دوال الاستجابة الدفعية على النحو التالي: استجابة ضعيفة في الناتج المحلي الاجمالي لصدمات السياسة لمالية؛ فحدوث صدمة هيكلية إيجابية واحدة في الإنفاق الحكومي لا يحدث أي أثر في الناتج عند الفترة الأولي التي تلي الصدمة، ليتحسن في المدى المتوسط كأقصى حد في الفترة الثالثة بـ 0.043%. ويبقى الاثر موجب على المدى الطويل، لكن ضعيف.

كلمات مفتاحية: الناتج المحلي الاجمالي؛ مكونات السياسة المالية؛ نماذج الانحدار البيزي.

تصنيفات JEL: C58، E62، G39.

Abstract:

This paper analyzes the economic fiscal policy shocks on economic activity in Algeria using Bayesian AutoRegression using quarterly data from 2000 to 2017, The results of response functions analysis study on as follows: Faint echoes of GDP to fiscal policy, One positive structural shock in government spending an estimated 1% would no trace the when the first period after t shock, to improve with weak impact of start second (0.043%)

المؤلف المرسل: عساس إيمان، **الإيميل**: imaneassas@univ-setif.dz

period achieved a positive impact until the end of the response time , but weak .
Keywords: GDP, Fiscal policy components, Bayesian vector AutoRegression :
Jel Classification Codes: C58 ،E62 ،G39.

مقدمة:

إن مكونات السياسة المالية هي واجهة نجاح السياسة الاقتصادية للدولة، كونها المحرك للتوازن المالي وبالتالي الاقتصادي من خلال التكييف الكمي لحجم النفقات العمومية مع ما يتحقق من إيرادات. ففي الدول الاقتصاديات الريعية تعتبر الإيرادات النفطية أهم مصدر لها، ففي حالة ارتفاع أسعار البترول ترتفع العوائد المالية، مما يدفع لزيادة الإنفاق، هذه الزيادة يصعب التخلي عنها في حالة تراجع أسعار البترول ونقص الموارد المالية.

وتعتبر دراسة Ramey et Shapiro (1998) ودراسة Fatas et Mihov (2001) ودراسة Perotti and Blanchard (**Blanchard, O. Perotti** ، 2002) من الدراسات الأولى التي قدمت منهجيات تجريبية لدراسة آثار السياسة المالية على الاقتصاد الكلي باستعمال نماذج متجه الانحدار الذاتي المتعدد الهيكلي svar(Structural Vector Autoregression)، وقد تبعتها دراسات مماثلة، استنتجت في أغلبها أن للسياسة المالية التوسعية آثار ايجابية على الدخل،غير أن قيمة المضاعف تختلف من دولة لأخرى، حسب الخصائص الهيكلية لكل اقتصاد .

وفي الجزائر، تعتبر دراسة الباحث شيبي.ع و آخرون (2010) تحت عنوان: الآثار الاقتصادية الكلية لصدمات السياسة المالية بالجزائر من أهم الدراسات التي اهتمت بآثار السياسة المالية على النشاط الاقتصادي باستعمال نموذج SVAR ، و استعمل فيها الباحث مقاربة Blanchard وPerotti التي تقوم على استغلال المعلومات المسبقة الخاصة بالمرونات الاقتصادية لبناء النموذج (مرونة المتغيرات المالية نسبة لبقية المتغيرات الاقتصادية الكلية) (شيبي عبد الرحيم وآخرون، 2010، صفحة 11)، و توصل إلى أن السياسات المالية التوسعية في الجزائر تمارس نوعا من الآثار اللاكينزية من خلال ظهور آثار المزاحمة.

بالإضافة دراسة عبد الله قوري يحيى (2013) تحت عنوان قياس آثار تقلبات أدوات السياسة المالية على المتغيرات الاقتصادية الكلية في الجزائر دراسة قياسية للفترة 1970 – 2012 باستعمال نموذج SVAR وفقا للمقاربة التكرارية وعلى الخصوص: الناتج الحقيقي ومركباته مثل الناتج الحقيقي خارج المحروقات، الاستهلاك، الاستثمار، والواردات مع تحديد وقياس هذه الآثار بدلالة نفقات التجهيز، نفقات التسيير، الجباية البترولية والجباية العادية. (عبد الله قوري يحي ، 2013)

كما تعددت الدراسات التي تناولت علاقة النفقات العمومية فقط بالنمو الاقتصادي، على غرار دراسة بن عناية جلول حول أثر النفقات العمومية الناتج النمو الاقتصادي؛ حيث تناول التحديد الكمي للنفقات العمومية على النمو الاقتصادي مستعلا الاطار التحلي المنبثق عن معادلة النمو من نوع "Barro" التي ترتكز أساسا على دالة الانتاج من نوع "Cobb Douglas" (بن عناية جلول، 2005)

أما فيما يخص بحثنا نركز فيها على نموذج مكون من: الإنفاق الحكومي الحقيقي، الإيرادات الحكومية الحقيقية، الناتج المحلي الإجمالي بالقيم الحقيقية، باستخدام نموذج الانحدار البيزي (Bayesian Vector AutoRegression).

إشكالية البحث: تتمحور إشكالية البحث حول ما يلي:

ما مدى استجابة الناتج المحلي الاجمالي لصدمات السياسة المالية في الجزائر؟

للإجابة على التساؤل الرئيسي يقتضي الأمر الإجابة على الأسئلة الفرعية التالية:

- هل توجد علاقات توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة؟
- هل هناك استجابة في الناتج المحلي الاجمالي لصدمات السياسة لمالية؟

فرضيات البحث: للإجابة على الإشكالية السابقة نطرح الفرضيات التالية:

- هناك توجد علاقات توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة؛
- هناك استجابة في الناتج للتغير في مكونات السياسة المالية.

منهجية البحث:

في إنجاز هذا البحث استُخدِم المنهج الوصفي للتعرف على الإطار النظري للمنهج القياسي من خلال الاطلاع على عدد من المراجع التي تناولت استخدام نماذج الانحدار الذاتي البيزي Bayesian Victor AutoRegression)) في تحليل السلاسل الزمنية. ومن ثمة تم الحصول على بيانات السلاسل الزمنية الخاصة بمتغيرات الدراسة، وتحليلها بالمنهج القياسي المقترح. وفي الأخير سنتطرق إلى النتائج ومناقشتها.

I. واقع السياسة المالية في الجزائر:

إن تبني الحكومة لخيار السياسة المالية التوسعية خلال السنوات الأخيرة لا يخضع للنظريات الدراسات الاقتصادية، بقدر ما يخضع لمتغيرات خارجية تتمثل أساسا في أسعار البترول، فعندما ترتفع أسعار النفط ترتفع معها الإيرادات المحققة لاسيما الجباية البترولية، الشيء الذي يدفع نحو خيار السياسة المالية التوسعية والعكس صحيح، أي أن إدارة السياسة المالية في لا ترتبط بالتوجهات والاحتياجات الداخلية، بل بالصدمات الخارجية.

بالإضافة إلى هذا يلاحظ أن السياسة المالية في الجزائر تركز على معالجة أعراض الاختلالات الاقتصادية كالبطالة و التضخم، أكثر من تركيزها على معالجة مصادر وأسباب هذه الاختلالات.

هناك نوع من الترابط و التلازم النسبي بين الدورة الاقتصادية Business Cycle ودورة الموازنة العامة Budget Cycle ؛حيث يسيران في نفس الاتجاه. ويمكن تفسير هذا الارتباط بأن زيادة عجز الموازنة العامة مرهون بارتفاع السعر المرجعي للنفط الذي تعد على أساسه الموازنة العامة وهو يتحدد بدوره تبعا للسعر الحقيقي في السوق، فعند ارتفاع أسعار النفط ترتفع معها الإيرادات وهو ما يشجع الحكومة على الرفع من الإنفاق الحكومي، و بالتالي زيادة عجز الموازنة العامة الذي يؤدي بدوره إلى الرفع من الناتج الحقيقي والتأثير على المتغيرات الأخرى ذات الصلة، كمعدلات التضخم و البطالة. (عبد الله قوري يحي ، 2013، صفحة 05)

طبقت الجزائر خلال فترة الدراسة سياسة مالية توسعية و يمكن القول أن السياسة المالية التوسعية لم تنجح في الرفع من معدلات النمو الاقتصادي، فبالرغم من ارتفاع نسبة الإنفاق العمومي إلى الناتج الحقيقي

من28% سنة2000 إلى49 %سنة 2009 ليصل إلى أكثر من 45% سنة 2012، إلا أن معدلات النمو لم تتعدى 4.9 %في الألفية السابقة (ماعدا 7.2% سنة 2003 و5.9% في 2005) ليتراجع سنة 2009 إلى 1.7% بسبب تراجع أسعار البترول في الأسواق العالمية. ونفس الأثر يظهر جليا بعد 2014 حيث لم تتجاوز معدلات النمو 03% في سنوات 2014 حتى 2016، وانخفض إلى 1.7 %سنة 2017 (عند سعر البرميل أقل من 50 دولار).

كما أن رصيد الحساب الجاري نسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي سجل معدلات سالبة تقدر بـ 16.5%- سنة 2016 ، وارتفاع معدلات التضخم بفعل التمويل عن طريق الإصدار إلى 06% سنة 2017 (بالإعتماد على إحصائيات صندوق النقد الدولي).

II. مقاربة متجه الانحدار الذاتي البيزي

(BVAR) Bayesian vector autoregressive approach :

الاقتصاد القياسي البيزي هو فرع من الاقتصاد القياسي الذي يطبق مبادئ بايز Bayes في النمذجة الاقتصادية؛ حيث يعتمد مبدأ "بايز" على نظرية "بايز" التي تنص على أن احتمالية B الشرطية على A هي نسبة الاحتمال المشترك لـ A و B مقسوما على احتمالية B. فالفرض الأساسي في الاقتصاد البيزي أن المعاملات في النموذج لها توزيعات سابقة، وهو ما يسمى معامل بايز BF (Factor Bayes). (هيفاء عبدالجواد سعيد وأخرون، 2017، صفحة 159).

وتم تطوير الأفكار الإحصاءات البايزية من قبل القس " توماس بايز" خلال القرن الثامن عشر، وفي سنة 1950 ، تم الاعتراف بإمكانية الاستدلال البايزي في الاقتصاد القياسي من قبل جاكوب مرشاك. (zellner، 1996، صفحة 13)

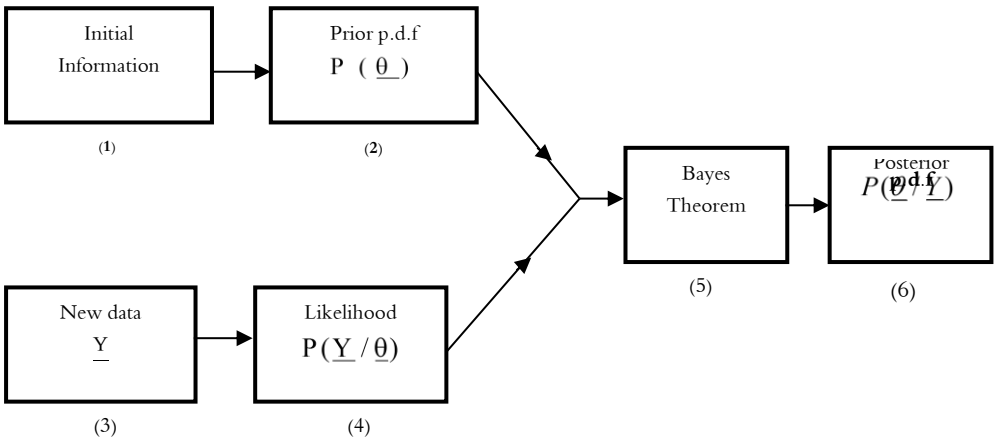
كما أشرنا سابقا تعتمد، نظرية بيز على استخدام معلومات مسبقة عن المعالم غير المعروفة معتبرا هذه المعالم بمتغيرات عشوائية (Random Variables). وبافتراض ان لهذه المعالم معلومات مسبقة (Prior Information) التي يمكن صياغتها على شكل توزيع احتمالي، يعرف بدالة الكثافة الاحتمالية Prior).

(P.d.f ويجري التعرف على هذه المعلومات من بيانات وتجارب سابقة أو من النظرية التي تحكم تلك الظاهرة، وكذلك تعتمد نظرية بيز على معلومات العينة الحالية المتمثلة بدالة الأمكان (Likelihood Function الخاصة بالمشاهدات، التي تكتب كما يلي: (جلال مصطفي الصياد، صفحة 465)

$$L((X|\theta)) = F\prod_{i=1}^{n} F((X_i|\theta)$$

وعليه بدمج دالة الكثافة الاحتمالية للمعالم $P(\underline{\theta})$ مع دالة الأمكان $P(\underline{Y}/\underline{\theta})$، ليتم الحصول على دالة الكثافة الاحتمالية اللاحقة للمعالم (Posterior p.d.f) وهي $P(\underline{\theta}/\underline{Y})$ ويمكن تلخيص ما تقدم بشكل مخطط وعلى وفق ما يأتي: (Merwan roudane, 2018, p. 03)

الشكل 2: دالة الكثافة الاحتمالية اللحقة لـ Bayes.



وعليه فان $P(\underline{\theta}/\underline{y})$ تمثل دالة الكثافة الاحتمالية اللاحقة لمتجه المعالم $\underline{\theta}$، فبعد الحصول على دالة الكثافة الاحتمالية اللاحقة لمتجه المعالم $\underline{\theta}$ سيجري تحديد ما يعرف بدالة الخسارة (Loss function) التي يرمز لها عادة بـ $L = \ell(\underline{\hat{\theta}} - \underline{\theta})$ ، حيث:

$$\ell(\underline{\hat{\theta}} - \underline{\theta}) \geq 0 \qquad \forall\, \underline{\hat{\theta}}, \forall \underline{\theta}$$

$$\ell(\underline{\hat{\theta}} - \underline{\theta}) = 0 \qquad \forall\, \underline{\hat{\theta}} = \underline{\theta}$$

وعليه فالتقدير النقطي بأسلوب بيز يعتمد على إيجاد قيمة $\underline{\hat{\theta}}$ التي تقلل توقع الخسارة ، حيث:

$$\underset{\hat{\underline{\theta}}}{\text{Min}}\, E\left[L(\hat{\underline{\theta}} - \underline{\theta})\right] = \underset{\underline{\theta}}{\text{Min}} \int L(\hat{\underline{\theta}} - \underline{\theta})\, P(\underline{\theta}/\underline{Y})\, d\theta$$

أما في ما يخص نمزذج الانحدار البايري اقترح سنة 1980 من قبل Litterman، و يعتبر BVAR نموذج بديلا عن متجه الانحدار الذاتي VAR (Cesar Carrera and Alan Ledesma، صفحة 20) التقليدي لأنها تتعامل مع فقدان درجات الحرية (Overparametrization*). (Cesar Carrera and Alan Ledesma، 2015، صفحة 20) حيث تشير مشكلة الأبعاد في VAR إلى عدد المعلمات المراد تقديرها ويزيد مع عدد من المتغيرات ومع عدد مدد التخلف المدرجة (مدد التباطؤ الزمني). فعندما يكون عدد من المعلمات كبير نسبة إلى العدد المتاح من المشاهدات، فالمعلمات المقدرة تميل إلى أن تتأثر وقد تفقد دلالتها الإحصائية. (Cesar Carrera and Alan Ledesma، 2015)

يتعامل منهج BVAR مع مشكلة الأبعاد عن طريق تقليص المعلمات عن طريق فرض priors (وهو خيار التحكم في تغير التباين LAMBDA=0.9 و THETA=0.1). وتبين أن هذا النموذج يمكنه التعامل مع VAR غير المقيد مع عدد كبير من المتغيرات، أكثر من ذلك توسيع نطاق مجموعة البيانات لتشمل تصنيف قطاعي أو جغرافي مفصل. (Banbura, M., D. Giannone, and L. Reichlin, 2010, p. 71)

كما يتفادى نموذج (BVAR) مشاكل العلاقة الخطية المتداخلة التي تحدث غالبا مع استخدام نماذج VAR. فنماذج BVAR تجنب هذه المشاكل عن طريق فرض Priors على المعلمات.

و نماذج BVAR توفر ثلاث مزايا رئيسية: (Carrier, Andrea، January 2018)

- مناسبة بشكل خاص في التعامل مع مقاطع عرضية كبيرة جدًا من البيانات، حتى عندما تكون السلسلة الزمنية المتاحة قصيرة؛
- توزيع السلسلة الزمنية (خطية أو غير خطية)؛
- من الناحية النظرية يفترض النموذج أن المعاملات في النموذج لها توزيعات سابقة؛
- أنها توفر بيئة طبيعية لإنتاج التوقع والتنبؤ.

III. الجـــانب التطبيقي

1. **متغيرات الدراسة**: نرمز لمتغيرات الدراسة كما يلي:

- لوغريتم الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي LGDP؛
- لوغريتم الإنفاق العمومي الحقيقي: LEXPN؛
- لوغريتم الإيرادات العمومية الحقيقية:LRVN ؛

تتكون متغيرات الدراسة من الناتج المحلي الاجمالي، النفقات العمومية والإيرادات العمومية (الملحق رقم 01). بالإضافة إلى priors (Lambda &Theta) الخاص بنموذج BVAR عند عدد المشاهدات N=72 كما يبينه الجدول التالي:

الجدول 1: Parameter Estimates for the BVAR Model

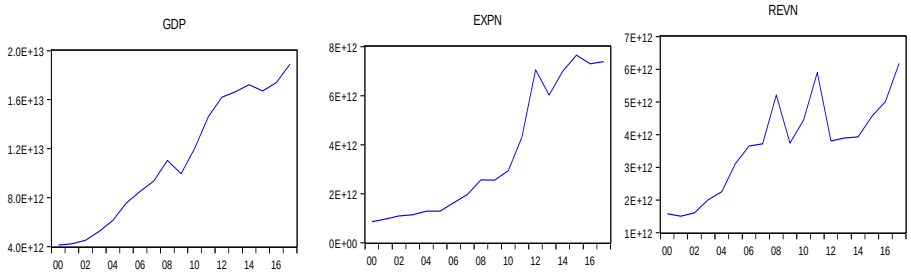
Type of Model	BVAR
Prior Lambda	0.9
Prior Theta	0.1
N (2000Q1 -2017Q4)	72

المصدر: من اعداد الباحث.

2. **عرض السلاسل الزمنية:**

نبدأ بالتعرف على الشكل البياني التالي للسلاسل الزمنية الخاصة بمتغيرات الدراسة، وسنستخدم في تحليلنا لهذه للسلاسل الزمنية الحزمة البرمجية Eviews version0.9.

الشكل 1: تطور متغيرات الدراسة للفترة 2000Q1 –2017Q4



المصدر: مخرجات Eviews version 0.9

يظهر الشكل بصورة واضحة عدم استقرار السلسلتين، ولكنها لا تبيّن هل يعود عدم الاستقرار

لوجود جذر الوحدة أم لا، ومن ثم لابد لنا من اختبارات جذر الوحدة.

3. اختبارات استقرارية المتغيرات:

بما أن البيانات فصلية يجب الكشف عن المركبة الموسمية قبل دراسة وجود جذر الوحدة، و يتم ذلك عن طرق الرسم البياني واختبار "Kruskal-Wallis". فالنسبة للرسم البياني السابق لم تظهر المركبات الموسمية، وهذا لا يكفي. يجب الانتقال لاختبار كستال واليس. فحسب هذا الاخير الاحتمالية غير معنوية (أكبر من 05%) وهذا يعني عدم وجود المركبات الموسية. (الملحق رقم02)

لدراسة استقرارية هذه السلاسل وتحديد درجة تكاملها يتم استخدام اختبار-Dickey Fullerالموسع و Philips-perront كما يلي:

الجدول 2: استقرارية السلاسل.

PP TEST			ADF TEST			المتغيرات
None	Trend and	Intercept	None	Trend and	Intercept	في المستوى
1.0000	0.9150	0.7094	0.9941	0.7726	0.4116	LGDP
0.9745	0.6520	0.7533	0.9627	0.3135	0.3576	LRVN
0.9997	0.7261	0.8242	0.9897	0.5903	0.8068	LEXPN
PP TEST			ADF TEST			المتغيرات
None	Trend and Intercept	Intercept	None	Trend and Intercept	Intercept	في الفرق الاول
0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	DLGDP
0.0000	0.0012	0.0002	0.0213	0.0082	0.0379	DLRVN
0.0000	0.0016	0.0002	0.0135	0.0412	0.0125	DLEXPN

المصدر: من اعدادالباحث بناء على مخرجات Eviews version 0.9.

من الجدول السابق، يتضح أن السلاسل الأصلية غير مستقرة بدلالة القيمة الاحتمالية أكبر من 05% طبقا لاختباري "ديكي فولر المطور" (ADF) و"فيليب بيرون"(PP)، واستقرت بعد أخذ الفرق الأول. أي أن الفروق الأولى لكل متغير من المتغيرات هي عبارة عن سلاسل زمنية مستقرة.

4. اختبار التكامل المتزامن لـ Johansen and Jusellius:

تمكن أهمية هذا الاختبار في اكتشافه ما إذا كان هناك تكاملا مشتركا فريدا أم لا، وفي حالة عدم تحققه ستظل العلاقة التوازنية بين المتغيرات مثيرة للشك، ولتحديد عدد علاقات التكامل المشترك بين المتغيرات المدروسة، و يعتمد Johansen and Jusellius على اختبارين هما:

- اختبار الأثر Trac Statistic؛
- واختبار القيمة الكامنة العظمى Max Eigenvalue.

الجدول 3: اختبار التكامل المتزامن لـ Johansen (1995).

Sample (adjusted): 2001Q4 2017Q4
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LEXPN LREVN LGDP
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.620941	140.1005	64.98789	0.0009
At most 1 *	0.428178	77.04636	46.75613	0.0012
At most 2 *	0.316329	40.71604	28.79707	0.0219
At most 3	0.140537	15.99793	15.49471	0.0542
At most 4	0.090331	6.153845	3.841466	0.0613

Trace test indicates 5 cointegrating (s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

المصدر: مخرجات Eviews version 0.9

من الجدول السابق، يتضح أن Trace Statistic اكبر من القيم الحرجة، وبالتالي نقبل الفرضية العدمية أي وجود علاقة تكامل، حيث عدد متجهات التكامل المتزامن هو r=2 عند مستوى دلالة 5%، مما يدل على وجود علاقات توازنية طويلة الأجل بين بعض المتغيرات وتظهر سلوكا متشابها في المدى الطويل.

5. تقدير نموذج BVAR:

- معادلة الناتج المحلي الإجمالي بدلالة متغيرات الدراسة:

DLGDP = 0.00601557013468* DLGDP (-1) + 0.00104930789087*DLGDP (-2) + 8.68205338145e-16*DLEXPN (-1) + 2.24448860134e-16*DLEXPN (-2) - 0.00218510821422*DLREVN (-1) - 0.000210018487442*DLREVN (-2) - 0.0427248433962

- معادلة النفقات العمومية بدلالة متغيرات الدراسة:

DLEXPN = - 13954518889.1*DLGDP(-1) + 1512085689.5*DLGDP(-2) + 0.424753038139*DLEXPN(-1) + 0.102675224268*DLEXPN(-2) + 1.31578809112e+12*DLREVN(-1) + 324271796311*DLREVN(-2) + 4.5505331489e+13

- معادلة الإيرادات العمومية بدلالة متغيرات الدراسة:

DLREVN = - 0.0294419717458*DLGDP(-1) - 0.00707967642217*DLGDP(-2) + 5.43726854097e-14*DLEXPN(-1) + 1.29903943218e-14*DLEXPN(-2) + 0.348841357007*DLREVN(-1) + 0.0824617633862*DLREVN(-2) - 16.1812703001

ملاحظة: بالنسبة للخطوات السابقة لم يتم تحديد فترات الإبطاء الزمني لأنها تحدد تلقائيا وهو ما يميز تقدير نموذج الانحدار الذاتي بالطريقة البيزية.

6. اختبار استقرارية النموذج:

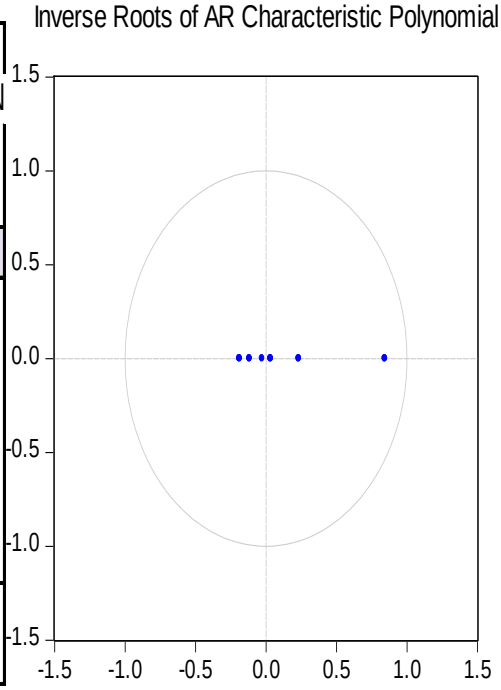
- **اختبار الجذور المتعددة L' inverse des racines associés**: نقوم باختبار استقرارية النموذج عن طريق اختبار الجذور المتعددة، للتأكد من مدى استقرارية بواقي النموذج؛ حيث تعتبر نتائج شعاع الانحدار الذاتي مستقرة إذا كانت كل الجذور أقل من الواحد. والشكل أدناه يبين نتائج هذا الاختبار:

الشكل 2: اختبار الجذور المتعددة **L' inverse des racines**

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: DLGDP DLEXPN DLREVN
Exogenous variables: C
Date: 03/25/19 Time: 11:15

Root	Modulus
0.844306	0.844306
0.233441	0.233441
-0.187412	0.187412
-0.115969	0.115969
0.032380	0.032380
-0.027137	0.027137

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.



المصدر: مخرجات Eviews version 0.9

لقد بينت النتائج شكل رقم (02) أن مجموع المعاملات اقل من الواحد وكل النقاط داخل حدود الدائرة، وهذا ما يدل على أن النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الخطي أو عدم تجانس التباين. إذن يمكننا الاستنتاج بأن النموذج القياسي المستخدم لدراسة مستقر تماما.

- **دراسة الارتباط الذاتي لبواقي النموذج:**

وهو استقلال القيم المقدرة للبواقي أو الأخطاء العشوائية عن بعضها البعض في الفترة الزمنية μt والفترة الزمنية السابقة لها μt−1 . (السواعي خالد محمد ، حسام علي داوود، 2013، صفحة 305) للتأكد من عدم وجود ارتباط ذاتي بين بواقي النموذج تستخدم اختبار **LM** (Ljung, G.M and Box G.E.P, p. 277) حيث الفرضية الصفرية تقر بعدم وجود ارتباط ذاتي بين بواقي النموذج، والنتائج ملخصة في الجدول التالي:

الجدول 4: نتائج اختبار LM.

VAR Residual Serial Correlation LM Tests Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h Sample: 2000Q1 2017Q4 Included observations:70		
Lags	LM-Stat	Prob
1	18.04158	0.8406
2	11.79765	0.8808

المصدر: مخرجات Eviews version 0.9

يشير اختبار الارتباط الذاتي إلى إثبات الفرضية العدمية التي تعني عدم وجود ارتباط ذاتي عند مستوى دلالة 05%.

- **اختبار تجانس التباينHeteroskedasticity**: بمعنى أن الأخطاء العشوائية حول خط الانحدار المقدر يكون لها نفس التباين. (السواعي خالد محمد ، حسام علي داوود، 2013، صفحة 273)

الجدول 5: اختبار ثبات تباين الخطأ Breusch-Pagan-Godfrey

VAR Residual Heteroskedasticity Date: 02/05/19 Time: 18:24 Sample: 2000Q1 2017Q4		
Chi-sq	**df**	**Prob.**
277.2581	300	0.7927

المصدر: مخرجات Eviews version 0.9

من الجدول رقم (05)، يظهر لنا بأن قيمة الاحتمالية لإحصائية Chi-sq أكبر من 0.05، وعليه يتم قبول الفرضية العدمية التي تفيد بثبات تباين الخطأ (Homoscedasticity) .

7. دوال الاستجابة الدفعية:

إن الهدف الرئيسي من تحليل الصدمات هو قياس أثر حدوث صدمة على المتغيرات، حيث تفسر دوال الاستجابة الدفعية تأثير صدمة في أحد البواقي (t) على القيم الحالية والمستقبلية للمتغيرات . (Regis Bourbonnais, 2003, p. 255)

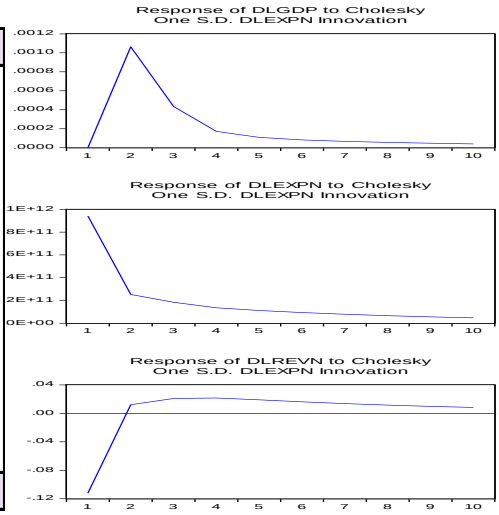
والشكل الموالي يبين دوال الاستجابة الدفعية لمتغيرات الدراسة عند أفق خمس (10) فترات.

الشكل 3: دوال الاستجابة لصدمة في النفقات العمومية DLXPNE

عند أفق 10 فترات.

Period	DLGDP	DLEXPN	DLREVN
1	0.000000	9.42E+11	-0.112135
2	0.001063	2.53E+11	0.012113
3	0.000434	1.84E+11	0.020925
4	0.000172	1.35E+11	0.021544
5	0.000109	1.11E+11	0.018980
6	8.20E-05	9.32E+10	0.016214
7	6.71E-05	7.85E+10	0.013735
8	5.62E-05	6.63E+10	0.011607
9	4.73E-05	5.59E+10	0.009802
10	3.99E-05	4.72E+10	0.008276

Cholesky Ordering: DLGDP DLEXPN DLREVN



المصدر: مخرجات Eviews version 0.9

من خلال الشكل السابق يتضح أن إحداث صدمة هيكلية ايجابية واحدة في النفقات العمومية مقدرة بـ 1% من شأنه:

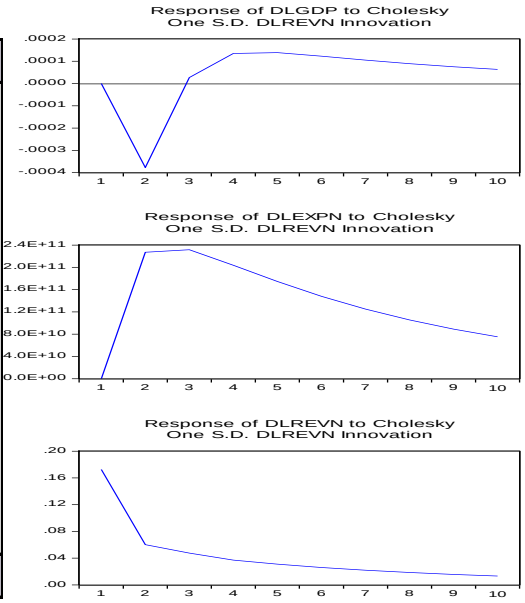
- إحداث أثر إيجابي في المتغير نفسه على مدى فترة الاستجابة؛
- بالنسبة للناتج لا يحدث أي أثر في الفترة الأولي التي تلي الصدمة (يساوي الصفر)، ليتحسن في المدى المتوسط كأقصى حد في الفترة الثالثة بـ 0.043%. ويبقى الاثر موجب على المدى المتوسط والطويل، لكن ضعيف؛
- بالنسبة لاستجابة الايرادات كان الاثر سلبي في الفترة الأولى التي تلي الصدمة، ليتحسن بعد ذلك كأقصى حد في الفترة الرابعة بـ 2.15 %.

الشكل 4: دوال الاستجابة لصدمة في الإيرادات العمومية DLREVNE

عند أفق 10 فترات.

Period	DLGDP	DLEXPN	DLREVN
1	0.000000	0.000000	0.172572
2	-0.000377	2.27E+11	0.060200
3	2.71E-05	2.32E+11	0.047588
4	0.000135	2.04E+11	0.037111
5	0.000139	1.75E+11	0.030958
6	0.000123	1.48E+11	0.025997
7	0.000105	1.25E+11	0.021925
8	8.91E-05	1.06E+11	0.018505
9	7.53E-05	8.91E+10	0.015622
10	6.36E-05	7.52E+10	0.013189

Cholesky Ordering: DLGDP DLEXPN DLREVN



المصدر: مخرجات Eviews version 0.9

من خلال الشكل السابق يتضح أن إحداث صدمة هيكلية ايجابية واحدة في الايرادات العمومية مقدرة بـ 1% من شأنه:

- إحداث أثر إيجابي في المتغير نفسه على مدى فترة الاستجابة؛
- بالنسبة لاستجابة الناتج لا يحدث أي أثر في الفترة الأولي التي تلي الصدمة (يساوي الصفر)، وأثر سلبي في الفترة الثانية. ليتحسن في المدى المتوسط والطويل كأقصى حد في الفترة الخامسة بـ 0.013%؛
- بالنسبة لاستجابة النفقات كانت معدومة في الفترة الاولى، ليتحسن الوضع بأثر ايجابي حتى نهاية فترة الاستجابة.

8. تحليل التباين Variance Decomposition:

يوضح التباين دور كل صدمة في تفسير التقلبات الظرفية للمتغيرات أي تفسير توقع الخطأ لكل متغير، وهو

ما يوضحه الجدول التالي:

الجدول 6: تحليـــــل التباين.

Variance Decomposition of DLGDP:				
Period	S.E.	DLGDP	DLEXPN	DLREVN
2	0.027856	99.83603	0.145642	0.018326
3	0.027859	99.81168	0.169908	0.018416
6	0.027861	99.79874	0.176070	0.025192
7	0.027861	99.79674	0.176647	0.026616
10	0.027862	99.79357	0.177542	0.028889
Variance Decomposition of DLEXPN:				
Period	S.E.	DLGDP	DLEXPN	DLREVN
2	1.02E+12	3.508672	91.53187	4.959461
3	1.06E+12	3.284942	87.38429	9.330766
6	1.12E+12	2.974343	81.24036	15.78530
7	1.13E+12	2.929166	80.33720	16.73364
10	1.15E+12	2.860676	78.96746	18.17186
Variance Decomposition of DLREVN:				
Period	S.E.	DLGDP	DLEXPN	DLREVN
2	0.216981	2.027225	27.01940	70.95337
3	0.223125	1.920378	26.43130	71.64833
6	0.232153	1.794933	26.43306	71.77201
7	0.233595	1.776765	26.45349	71.76975
10	0.235859	1.748929	26.48594	71.76513
Cholesky Ordering: DLGDP DLEXPN DLREVN				

المصدر: مخرجات Eviews version 0.9

حسب الجدول السابق تظهر معظم التقلبات الظرفية للمتغيرات (توقع الخطأ لكل متغير) عند الفترة الاخيرة كما يلي:

- تقلبات الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 99.7**%** ناتجة عن صدمات في المتغير نفسه؛
- تقلبات النفقات العمومية بنسبة 78.9**%** ناتجة عن صدمات في المتغير نفسه، وبنسبة 18.1 **%** و 2.8**%** ناتجة عن صدمات الايرادات والنفقات العمومية على التوالي؛
- تقلبات الإيرادات العمومية بنسبة 71.76**%** ناتجة عن صدمات في المتغير نفسه، وبنسبة 26.4**%**

و1.7 % ناتجة عن صدمات النفقات والناتج المحلي الإجمالي على التوالي؛

خلاصة:

من خلال دراسة العلاقة بين المتغيرات محل الدراسة، قمنا باستعمال دراسة قياسية قائمة على استخدام نماذج أشعة الانحدار الذاتي البيزي BVAR ، و قد تم الوصول إلى النتائج التالية:

– السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة غير مستقرة في المستوى، واستقرت بعد أخذ الفرق الأول، أي متكاملة من الدرجة الأولى I (1)؛

– وجود علاقات توازنية طويلة الأجل بين بعض المتغيرات وتظهر سلوكا متشابها في المدى الطويل (اثبات الفرضية الأولى)؛

– هناك استجابة ضعيفة في الناتج المحلي الاجمالي لصدمات السياسة لمالية؛ فحدوث صدمة هيكلية إيجابية واحدة في الإنفاق الحكومي لا يحدث أي أثر في الناتج عند الفترة الأولي التي تلي الصدمة (يساوي الصفر)، ليتحسن في المدى المتوسط كأقصى حد في الفترة الثالثة بـ 0.043%. ويبقى الاثر موجب على المدى الطويل، لكن ضعيف (اثبات الفرضية الثانية).

– استجابة الإيرادات الحكومية لصدمة الإيرادات الحكومية هي استجابة أكثر ثباتا بالمقارنة مع استجابة الإنفاق الحكومي لصدمة الإنفاق الحكومي، وهو ما يعبر عن تبعية الإنفاق الحكومي للإيرادات من جهة، كما يعبر من جهة أخرى عن عجز النفقات الحكومية عن مسايرة الإيرادات، وهو ما يكون له تأثير مباشر على عجز الموازنة والمديونية العمومية، والتي يتم تغطيتها باللجوء إلى احتياطيات صندوق ضبط الموارد؛

– ضعف مرونة الناتج المحلي لصدمات السياسة المالية (الإيرادات والنفقات العمومية) بسبب عدم مرونة جهاز الإنتاج والتوسع في الإنفاق يشمل القطاعات غير منتجة. وعليه فإن السياسات الانفاقية التوسعية المنتهجة لا تحقق الأثر الكنزي الذي يدفع عجلة النمو الاقتصادي بالجزائر.

المراجع والاحالات:

شيبي عبد الرحيم وآخرون. (2010). الآثار الاقتصادية الكلية لصدمات السياسة المالية، دراسة تطبيقية.

منتدى البحوث الاقتصادية رقم 53.

لسواعي خالد محمد ، حسام علي داوود. (2013). الاقتصاد القياسي بين النظرية و التطبيق. دار ميسرة.

بالإعتماد على إحصائيات صندوق النقد الدولي. على الموقع:
https://www.imf.org/external/datamapper/NGDP_RPCH@
.WEO/DZA?year=2019

بن عناية جلول، (2005)، أثر النفقات العمومية على النمو الاقتصادي –دراسة قياسية 1970-2002
، مذكرة ماجستير غير منشورة، تخصص اقتصاد تطبيقي ، المعهد الوطني للتخطيط والاحصاء،،الجزائر.

عبد الله قوري يحيى . (2013). آثار صدمات السياسة المالية على النشاط الاقتصادي في الجزائر، دراسة
قياسية للفترة 1970 - 2012 ، باستعمال نماذج SVAR، . les cahiers du cread
.114/113°N

هيفاء عبدالجواد سعيد وأخرون. (2017). التقدير البيزي لمعلمات نموذج متجه الانحدار الذاتي باعتماد
معلومات أولية خبرية. مجلة تكريت للعلوم المصرفية، العدد 22 .

A zellner .(1996) .An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics .
Reprint of ed.

Banbura, M., D. Giannone, and L. Reichlin .(2010) .Large Bayesian vector
auto regressions .Journal of Applied Econometrics n 25.

Blanchard, O. Perotti " .(2002) .An empirical characterization of the dynamic
effects of changes in government spending and taxes on output .
Quarterly Journal of Economics 117(4), (1329-1368).

Carrier, Andrea.o, (January 2018) .(Bayesian VARs, , at :
https://documentation.sas.com/api/docsets/etsug/14.3/content/varmax.
pdf, 10/12/2018. .

Cesar Carrera and Alan Ledesma .(2015) .Aggregate Inflation Forecast with
Bayesian Vector Autoregressive Models .Serie de Documentos de
Trabajo, N.003-2015 °

Fatás, A., and I. Mihov .(2001) .The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence,, , , p.26 .London: CEPR Discussion paper 2760.

Ljung, G.M and Box G.E.P (1991).On a measure of the lack of fit in time Series models .Biometrika, n : 651978.

Regis Bourbonnais(2003) , Econométrie . Paris: Dunod 5eme édition.

Merwen roudan, 2018, sur: ttps://m.facebook.com/groups/774034779442330?view=permalink&id=891703561008784 p.03

6. ملاحـــــق:

الملحق 1: السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة 2000Q1– 2017Q4

year	LEXPN	LGDP	LREVN	year	LEXPN	LGDP	LREVN
2000Q1	27.43471	29.04849	28.12735	2009Q1	28.54732	29.92226	29.00536
2000Q2	27.46095	29.04604	28.09637	2009Q2	28.55599	29.91462	28.94490
2000Q3	27.48844	29.04650	28.07128	2009Q3	28.57406	29.92662	28.91876
2000Q4	27.51707	29.04987	28.05255	2009Q4	28.60103	29.95758	28.92969
2001Q1	27.54672	29.05612	28.04056	2010Q1	28.60073	30.04184	29.03279
2001Q2	27.57727	29.06519	28.03556	2010Q2	28.65843	30.08931	29.08615
2001Q3	27.60863	29.07701	28.03765	2010Q3	28.73386	30.13756	29.14717
2001Q4	27.64069	29.09149	28.04678	2010Q4	28.82309	30.18638	29.21437
2002Q1	27.69035	29.09984	28.04955	2011Q1	28.90581	30.25334	29.40707
2002Q2	27.71643	29.12283	28.07755	2011Q2	29.01916	30.29518	29.43080
2002Q3	27.73693	29.15125	28.11639	2011Q3	29.14017	30.33125	29.41750
2002Q4	27.75217	29.18464	28.16483	2011Q4	29.26503	30.36209	29.36564
2003Q1	27.73705	29.23094	28.25932	2012Q1	29.52085	30.39018	29.07739
2003Q2	27.75268	29.26913	28.30635	2012Q2	29.58677	30.41095	28.98191
2003Q3	27.77324	29.30788	28.34683	2012Q3	29.61666	30.42679	28.91489
2003Q4	27.79841	29.34707	28.38145	2012Q4	29.61364	30.43793	28.88289
2004Q1	27.85675	29.37712	28.35519	2013Q1	29.43907	30.43203	28.98435
2004Q2	27.87803	29.42088	28.40298	2013Q2	29.41699	30.43921	28.98928
2004Q3	27.89246	29.46797	28.46523	2013Q3	29.41568	30.44686	28.99325
2004Q4	27.90032	29.51783	28.53929	2013Q4	29.43522	30.45498	28.99626
2005Q1	27.84479	29.59197	28.67497	2014Q1	29.53014	30.47499	28.97206

2005Q2	27.86287	29.63651	28.74135	2014Q2	29.56305	30.47940	28.98380
2005Q3	27.89661	29.67533	28.79735	2014Q3	29.59217	30.47979	29.00482
2005Q4	27.94448	29.70900	28.84443	2014Q4	29.61781	30.47617	29.03454
2006Q1	28.03998	29.73064	28.89045	2015Q1	29.65494	30.44686	29.09985
2006Q2	28.09450	29.75836	28.91981	2015Q2	29.66825	30.44358	29.13287
2006Q3	28.14602	29.78468	28.94037	2015Q3	29.67316	30.44492	29.16260
2006Q4	28.19486	29.80970	28.95264	2015Q4	29.66978	30.45085	29.18929
2007Q1	28.21790	29.81735	28.87454	2016Q1	29.62730	30.46531	29.18455
2007Q2	28.27210	29.84672	28.90453	2016Q2	29.61891	30.47850	29.21768
2007Q3	28.33185	29.88079	28.95767	2016Q3	29.61433	30.49435	29.25854
2007Q4	28.39603	29.91908	29.03045	2016Q4	29.61361	30.51274	29.30616
2008Q1	28.52159	30.01444	29.26302	2017Q1	29.61678	30.53354	29.35956
2008Q2	28.56658	30.03722	29.29923	2017Q2	29.62378	30.55658	29.41773
2008Q3	28.59518	30.04413	29.29981	2017Q3	29.63454	30.58170	29.47974
2008Q4	28.60873	30.03549	29.26485	2017Q4	29.64893	30.60874	29.54472

Source:

- www.fmi.org
- http://www.dgpp-mf.gov.dz/index.php/retrospective.

الملحق 2: اختبار كستال واليس لمتغيرات الدراسة.

Test for Equality of Medians of LEXPN
Categorized by values of LEXPN
Sample: 2000Q1 2017Q4
Included observations: 72

Method	df	Value	Probability
Med. Chi-square	5	6.092308	0.9988
Adj. Med. Chi-square	5	5.092958	0.9767
Kruskal-Wallis	5	6.714384	0.9576
Kruskal-Wallis (tie-adj.)	5	6.714384	0.9554
van der Waerden	5	6.375278	0.9365

Test for Equality of Medians of LREVN
Categorized by values of LREVN
Sample: 2000Q1 2017Q4
Included observations: 72

Method	df	Value	Probability
Med. Chi-square	5	5.216667	0.7998
Adj. Med. Chi-square	5	4.646335	0.7237
Kruskal-Wallis	5	6.290183	0.7576
Kruskal-Wallis (tie-adj.)	5	6.290183	0.7576
van der Waerden	5	5.930361	0.9355

Test for Equality of Medians of LGDP
Categorized by values of LGDP
Sample: 2000Q1 2017Q4
Included observations: 72

Method	df	Value	Probability
Med. Chi-square	5	7.200000	0.9778
Adj. Med. Chi-square	5	6.434371	0.8797
Kruskal-Wallis	5	6.308219	0.8776
Kruskal-Wallis (tie-adj.)	5	6.308219	0.8774
van der Waerden	5	6.103163	0.8765

المصدر: مخرجات Eviews version 0.9

* Overparametrization: المصطلح غير مترجم في معجم الاقتصاد القياسي بمعنى كثرة عدد المعالم.