أثر الانفاق العام الاجتماعي على التنمية الاجتماعية في الجزائر (1990-2018)
–دراسة قياسية باستخدام نموذج VAR وسببية تودايماموتو -

The Impact of Social Public Expenditure on Social Development in Algeria 1990-2018

A Model Study VAR Model and Causality Toda-Yamamoto -

بن أحمد جيلالي *

مخبر الحوكمة العمومية والاقتصاد الاجتماعي

جامعة تلمسان– الجزائر

djilalibenahmed81@gmail.com

حفوظة الأمير عبد القادر

مخبر الحوكمة العمومية والاقتصاد الاجتماعي

جامعة تلمسان– الجزائر

lamirhafouda@gmail.com

تاريخ الاستلام: 2022/07/15 تاريخ القبول للنشر: 2022/08/13 تاريخ النشر: 2022/10/13

ملخص:

يهدف هذا البحث إلى دراسة أثر سياسة اعادة توزيع الدخل على التنمية الاجتماعية في الجزائر من خلال الوقوف على الدور الذي من الممكن ان يلعبه الانفاق العام الاجتماعي كأهم آلية من اليات اعادة توزيع الدخل على مجالات التنمية الاجتماعية لاسيما التعليم والصحة والاسكان والتحويلات الاجتماعية، وكذا تقييم جل المؤشرات ذات الصلة بهذه المجالات ولقد قمنا في هذا البحث بإجراء دراسة قياسية لأثر الانفاق العام الاجتماعي على التنمية الاجتماعية (معامل جيني) باستخدام اختبار شعاع الانحدار الذاتي (*VAR*) واختبار سببية *Toda & Yamamoto* للفترة (1990-2018)، وتوصلنا إلى نتيجة مفادها أن الانفاق العام الاجتماعي كسياسة من سياسات إعادة توزيع الدخل الوطني لم تؤد دورها التوزيعي بالكفاءة والفعالية المنتظرة والمخطط لها من اجل تحقيق تنمية اجتماعية شاملة وعادلة في الجزائر.

الكلمات المفتاحية: الانفاق العام الاجتماعي، إعادة توزيع الدخل، التنمية الاجتماعية، تودايماموتو، متجه الانحدار الذاتي.

تصنيف JEL: C01، I38.

Abstract:

This research aims to study the impact of the income redistribution policy on social development in Algeria by standing on the role that social public spending can play as the most important mechanism of income redistribution mechanisms in the areas of social development, especially education, health, housing and social transfers, as well as evaluating most of the indicators relevant to these areas. In this research, we conducted a standard study of the impact of social public spending on social development (Gini coefficient) using the autoregressive ray test (VAR) and Toda & Yamamoto causality test for the period (1990-2018), and we came to the conclusion that social public spending as a policy The redistribution of national income did not fulfill its distributive role with the expected efficiency and effectiveness, in order to achieve comprehensive and equitable social development in Algeria.

Keywords: social public spending, income redistribution, social development, Toda & Yamamoto, autoregressive vector.

Jel Classification Codes: C01 ، I38.

* المؤلف المراسل.

1. مقدمة:

تعتبر الإستراتيجية أو الخطط التنموية التي يتبعها المجتمع النطاق العام الذي تتبلور من خلاله أبعاد التنمية ومجالاتها، وقد كانت الجزائر على غرار جل الدول النامية بعد نيلها للاستقلال قد نهجت سياسات تنموية كان الهدف منها هو الخروج من براثن التخلف الذي سببه الاحتلال الفرنسي، حيث أن جل المشاريع التنموية تم تنفيذها وتمويلها بشكل أساسي من عائدات النفط، الأمر الذي عرض تلك المشاريع التنموية إلى الإختلال والفشل من جراء الأزمات المالية التي نتجت عن انهيار أسعار النفط آنذاك، مثل الأزمة البترولية سنة 1986، مما أجبر السلطات في ذلك الحين بالقيام بإصلاحات عاجلة وعميقة مست هيكلها الاقتصادي، وطبقت سلسلة من الإجراءات والتصحيحات لسياستها المالية والنقدية أملتها عليها المؤسسات المالية الدولية في صورة صندوق النقد الدولي والبنك العالمي.

لكن عودة أسعار النفط للانتعاش من جديد خلال مطلع الألفية دفع الجزائر إلى العودة الى التوسع في الانفاق العام وفق النهج الكينزي من خلال تنفيذ برامج إقتصادية وتنموية بدءا من برنامج الإنعاش الاقتصادي (2001-2004)، مرورا بالبرنامج التكميلي لدعم الإنعاش الاقتصادي (2005-2009)، وبرنامج توطيد النمو الاقتصادي (2010-2014)، وانتهاءا ببرنامج المخطط الخماسي (2015-2019)، مكرسة بذلك عودتها الى سياسة التخطيط، وبقاء خضوعها لمنطق المورد الواحد (الريع البترولي) دون الإلتفات لدروس الماضي.

في منتصف 2014 حدثت أزمة بترولية أخرى أجبرت الجزائر على تطبيق سياسة تقشفية لترشيد المال العام، والشروع في عملية التمويل الغير التقليدي لزيادة الموارد المالية، لتنفيذ مختلف المشاريع التنموية ومن بينها مجالات التنمية الاجتماعية

ولغرض معرفة اثر الانفاق العام الاجتماعي على التنمية الاجتماعية،قمنا ببناء نموذج قياسي يعتمد على بيانات سلسلة زمنية لقياس أثر النفقات الاجتماعية كآلية من آليات إعادة توزيع الدخل على مجالات التنمية الاجتماعية المختلفة في الجزائر للفترة الممتدة بين عامي 1990 الى 2018، وهذا بالاستعانة بعدة متغيرات مستقلة مكونة من الإنفاق على التعليم، والإنفاق على الصحة، والإنفاق على الإسكان والتحويلات الاجتماعية، ومتغيرات أخرى في شكل التضخم، والرسم على القيمة المضافة، ونصيب الفرد من الناتج المحلي، حيث تمت صياغة النموذج القياسي على الشكل التالي: Gini = f (Pib, Dedu, Dsan, Dhab, Trans, Tva, Inf)

ما هو أثر سياسة الإنفاق العام الاجتماعي كآلية من آليات إعادة توزيع الدخل على مجالات التنمية الاجتماعية في الجزائر؟.

1.1. فرضية الدراسة: يعمل مجمع سونلغاز على تحسين اداءه على مختلف الأصعدة (انتاج، نقل، توزيع، خدمات) من خلال الاستثمار والتحديث والعصرنة التي تطال مختلف الفروع والهياكل والأجهزة المكونة للمجمع.

2.1. منهج الدراسة: اعتمد البحث على المنهج الكمي من خلال بناء نموذج قياسي يعتمد على بيانات سلسلة زمنية لقياس أثر علاقة الانفاق العام الاجتماعي كآلية من آليات إعادة توزيع الدخل مع مجالات التنمية الاجتماعية في الجزائر، باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي Vector Auto Regression ، واختبار السببية لـ Toda & Yamamoto، وذلك عبر الاستعانة ببرنامج (Eviews10)

سندرس خلال هذا البحث درجة استجابة التفاوت في توزيع الدخل لتأثير بنود الانفاق العام الاجتماعي، ولهذا الغرض سوف نعتمد في دراستنا القياسية على نموذج متجه (شعاع) الانحدار الذاتي (Vector Auto-Regession) والذي يرمز اليه بنموذج (VAR)، وهو نموذج متعدد المتغيرات يتم بموجبه تفسير القيمة الحالية للمتغير بواسطة القيم الماضية للمتغير

نفسه والمتغيرات الأخرى، حيث تم تطويره من طرف "Sims, 1980"(Sims, 1980, pp. 1-148) كبديل للنماذج القياسية التقليدية.

يتكون النموذج عادة من عدد من المتغيرات التي تتحدد آنيا بالمتغيرات الداخلية، وتحتوي هذه النماذج على أكثر من معادلة، حيث يتم تقدير جميع معاملات المتغيرات المدرجة في النموذج، يوضح النموذج التالي المتكون من معادلتين طبيعة العلاقة الانية بين المتغيرات:

$$y_{1,t} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{2,t} + \gamma_1 x_{1,t} + \varepsilon_{1,t} \quad (1)$$

$$y_{2,t} = \alpha_2 + \alpha_3 y_{1,t} + \gamma_2 x_{1,t} +$$

يفترض ان المتغيرين ($Y_{1,t}$ و $Y_{2,t}$) يعتمدان على بعضهما، حيث تحدد قيمتهما من داخل النموذج (EndogenousVariables)، بينما تشير للمتغيرات الخارجية (Exogenous Variables) التي تفسر الظاهرة موضوع البحث، اما ($\varepsilon_{1,t}$ و $\varepsilon_{2,t}$) فيمثلان الاخطاء العشوائية.(محمود، 2018، صفحة 10)

انتقد Sims التمييز بين المتغيرات المدرجة في النموذج، حيث أشار الى وجود علاقة بين جميع المتغيرات المدرجة في النموذج، لذلك يجب ان تعامل المتغيرات سواء الداخلية منها او الخارجية بنفس المستوى ولا يتم التمييز بينها، كما أشار الى ان تطبيق نماذج متجه الانحدار الذاتي (VAR) بسيطة مقارنة بالنماذج الآنية، حيث لا تمكن من التفريق بين المتغيرات الداخلية والخارجية، لكنها سهلة التقدير، خاصة ان كل معادلة مدرجة في النموذج يتم تقديرها بطريقة المربعات الصغرى (Least Square Method)، وإنها تعطي نتائج أفضل عند استخدامها في التنبؤات الاقتصادية من تلك التي يتحصل عليها من خلال المعادلات الانية(محمود، 2018، صفحة 10)

كما يبرز نموذج الانحدار الذاتي (VAR) ثنائي المتغير (حسب المعادلة رقم (2)) ادناه ان y_tيتأثر بالقيم الحالية والسابقة للمتغيرx_t، كذلك المتغيرx_tيتأثر آنيا بالقيمة الحالية والمحددة سابقا للمتغيرy_t:

$$y_{t,i} = \beta_{10} + \beta_{12} x_{t,i} + \gamma_{11} y_{t-1,i} + \gamma_{12} x_{t-1,i} + \varepsilon_{yt,1} \quad (2)$$

$$x_{t,i} = \beta_{20} + \beta_{21} x_{t,i} + \gamma_{21} y_{t-1,i} + \gamma_{22} x_{t-1,i} + \varepsilon_{xt,1}$$

يعتبر نموذج متجه الانحدار الذاتي المعادلة رقم (2) من الدرجة الأولى، لأنه يعتمد على درجة إبطاء واحدة، كما ان المتغير y_t له تأثير مباشر (Contemporaneous) على x_t من خلال المعامل ، والمتغير x_t له تأثير مباشر ايضا على y_t من خلال . يفترض في المتغيرات x_t وy_t ان تكون مستقرة من الناحية الاحصائية، وان يتصف حدا الخطأ ε_{xt}وε_{yt} للمعادلتين بالضجيج الابيض (White noise)، أي انهما غير مرتبطان ذاتيا.

تقيس دالة الاستجابة الدفعية (Impulse Response Function) أثر صدمة (Innovation Shock) مقدارها انحراف معياري (Standard deviation innovations) في المتغيرات الداخلية على المتغير التابع وتحسب على النحو التالي:

$$\Delta Y_t = \tau_0 + \sum_{i=0}^{w} A_i U_{t-1} \quad (3)$$

$$Y_t = \alpha_0 + A_0 U_t + A_1 U_{t-1} + \ldots + \ldots$$

تمثل A_1 مصفوفة معاملات النموذج المقدرة وتعبر على متجه الصدمات، وتمثل U_t الأخطاء العشوائية. يعتبر تباين خطأ التقدير (Variance Decompositions) من الأساليب المستخدمة في نماذج متجه الانحدار الذاتي، ويستخدم لتفسير الأهمية النسبية لتباين خطا التنبؤ التي يتعرض لها المتغير التابع موضوع البحث y.

2. بناء نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR)

قبل الشروع في بناء نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR يتوجب علينا اجراء الاختبارات التالية:

1.2. دراسة السكون (الاستقرارية)

يعتبر دراسة استقرار السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة من الأساسيات التي لا بد منها قبل البدء في بناء النماذج الاقتصادية، وللكشف على السلاسل الزمنية يستخدم اختبار جذر الوحدة (Unit Root Tests)، وذلك بالاعتماد على مجموعة من الاختبارات لعل أهمها: اختبار ديكي فولار الموسع ADF (Augmented Dickey Fuller)، واختبار فيليبس بيرون PP (Phillips et Perron)، واختبار KPSS.

2.2.اختيار المنهجية القياسية (VAR)

على ضوء نتائج اختبارات الكشف عن جذر الوحدة (Unit Root Tests) يتم اختيار المنهجية أو الأسلوب القياسي (VAR) إذا كانت:

- ❖ المتغيرات محل الدراسة مستقرة او ساكنة عند المستوى I(0)، بمعنى انه لا يوجد علاقة تكامل مشترك، في هذه الحالة يمكننا استخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي VAR عند المستوى.
- ❖ بعض المتغيرات مستقرة او ساكنة عند الفرق الاول I(1)، وبعض المتغيرات الأخرى مستقرة بعد إجراء الفروقات من الدرجة الثانية I(2)، أي انها غير متكاملة من نفس الدرجة، في هذه الحالة فان الطريقة الأنسب هي اختبار وتقدير النموذج عن طريق اسلوب متجه الانحدار الذاتي VARللسلاسل الأصلية.

3.2. تقدير نموذج VAR

يمكن تقدير كل معادلة من معادلات نموذج VAR بشكل مستقل عن بعضها البعض باستخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS)، او بواسطة طريقة المعقولية العظمى، ويمكن كتابة نموذج VAR المقدر على الشكل التالي (Bourbonnais, 2015, p. 277)

$$Y_t = \hat{A}_0 + \hat{A}_1 Y_{t-1} + \hat{A}_2 Y_{t-2} + \cdots + \hat{A}_p Y_{t-p} + \varepsilon$$

وقبل القيام باختبار نموذج VAR علينا أولا تحديد فترات الابطاء التي يتضمنها النموذج (تحديد التأخير)، ويتم ذلك بالاستعانة بجملة من المعايير الكمية نذكر منها(J.B. Cromwell, 1994):

- معيار LR (Likelihood Ratio Criterion).
- معيارFPE (Final Prediction Error).
- معيار المعلوماتAIC (Akaike Information Criterion).
- معيارSC (Schwarz Criterion).
- معيار HQ (Hannan Quinn Criterion).

وبعد اختبار هذه المعايير، يتم اختيار فترة التباطؤ الزمني المناسبة التي يتفق عليها أكبر عدد من هذه المعايير بحيث تكون أفضلها صاحبة اقل هذه المعايير.

4.2. اختبار استقرارية نموذج VAR المقدر:

تكون قيمة معاملات VAR المقدرة مستقرة (ساكنة) بمعنى لا تتغير عبر الزمن، إذا كانت جميع الجذور لها معاملات اقل من الواحد، وتقع جميعها داخل الدائرة الاحادية.

الهدف من استخدام هذا النوع من النماذج هو التنبؤ بقيم المتغيرات الاقتصادية محل الدراسة، بالإضافة الى تحليل مختلف السياسات الاقتصادية المتبعة، وذلك من خلال إحداث صدمة عشوائية في إحدى المتغيرات، ثم دراسة أثر هذه الصدمة على المتغيرات المكونة لشعاع الانحدار الذاتي.

5.2.اختبار العلاقة السببية:

من أشهر الطرق والمنهجيات المستعملة لدراسة السببية نجد ثلاث اختبارات شهيرة هي (Sims عام 1969، وGranger عام 1972، ومنهجية Geweke عام 1983، وتعد منهجية Granger الأكثر استعمالا وانتشارا، اذ جرى تقديرها من خلال منهجية VAR، هذا الاختبار يسمح لنا بتحديد اتجاه العلاقة السببية بين متغيرين، فنقول انه هناك علاقة سببية لـ Granger، إذا كانت قيم سابقة لمتغير ما x تؤثر معنويا على قيم مستقبلية لمتغير آخر y والعكس صحيح، وهذا الاختبار يعتمد على المعادلتين التاليتين:(هشام،، 2017، صفحة 268)

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i X_{t-i} + u_{1t} \quad \ldots\ldots(1)$$

$$X_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{p} \theta_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i Y_{t-i} + u_{2t} \quad \ldots\ldots(2)$$

حيث، وتمثلان بواقي النموذجين، و(φ، δ، θ، γ، ،) معلمات يراد تقديرها.

يجب قبل تحديد العلاقة السببية بين المتغيرين تحديد عدد الفجوات الزمنية المناسبة لنموذج VAR(P)، وتتمثل خطوات اختبار Granger فيما يلي:

تقدير الصيغة المقيدة (المعدلة):

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_{1t} \ldots\ldots\ldots(3)$$

اختبار فرضية العدم: $\sum_{i=1}^{p} \gamma = 0$: H0، انطلاقا من حساب إحصائية فيشر Fc:

$$F_c = \frac{(\sum \hat{\varepsilon}_{it}^2 - \sum \hat{\mu}_{it}^2)/m}{\sum \hat{\mu}_{it}^2/n-k} \ldots\ldots(4)$$

حيث ان n: حجم العينة، m: عدد المعلمات في الصيغة المقيدة، k: عدد المعلمات في الصيغة الغير مقيدة، n-k: درجة الحرية للصيغة الغير مقيدة.

6.2. اختبار السببية لـ Toda-Yamamoto

اقترح كل من Toda وYamamoto منهجية جديدة لتقدير السببية في حالة المتغيرات ذات درجات مختلفة للتكامل I(1)، I(0) او حتى I(2)، وذلك من خلال تقدير نموذج VAR(k+dmax)، وهي طريقة مطورة MWALD لاختبار Wald test، حيث تمثل kعدد المتغيرات، وdmax اعلى مستوى من درجة التكامل للمتغيرات(هشام،، 2017، صفحة 268).

حيث تعد طريقة (Toda & Yamamoto) (1995) لاختبار سببية Granger الاكثر كفاءة نسبيا بخصوص احجام بيانات العينات الصغيرة وهي مناسبة بشكل خاص للسلاسل الزمنية التي لا يكون ترتيب التكامل فيها معروفا او قد لا يكون بالضرورة هو نفسه، او ترتيب التكامل أكثر من اثنين، كما تتصف هذه الطريقة بميزة أخرى هي انه لا يتطلب الاختبار المسبق للسلسلة الزمنية لخصائص التكامل المشترك طالما ان ترتيب تكامل العملية لا يتجاوز طول التأخير الحقيقي للنموذج

(P.K., , 2014, , p. 40).

3. صياغة النموذج القياسي للدراسة:

نستعمل من خلال هذه الدراسة معطيات سنوية للفترة ما بين 1990-2018، حيث تمثل المتغيرات كلا من مؤشر التفاوت في توزيع الدخل (Gini)، والانفاق العام على التعليم، والصحة، والإسكان، والتحويلات الاجتماعية، والرسم على القيمة المضافة (TVA)، والتضخم، ومتوسط نصيب الفرد من الناتج الإجمالي الخام.

يأخذ النموذج القياسي الشكل التالي:

Gini = f (Pib, DEdu, DSan, DHab, Trans, Tva, Inf)

2.3. التقدير القياسي للنموذج:

1.2.3. اختبارات استقرار السلاسل الزمنية (اختبار جذر الوحدة): سنعتمد في دراستنا هذه على اختبار فليبس بيرونPhillips–Perron (PP) للكشف على مدى إستقرارية السلاسل الزمنية محل الدراسة.

وتستند اختبارات PPعلى تقدير المعادلات الثلاثة اسفله بواسطة طريقة المربعات الصغرى(Bourbonnais, 2015, p. 250):

النموذج الأول: (لا يتضمن الحد الثابت ولا المتجه الزمني) $$\Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

النموذج الثاني: (يتضمن الحد الثابت فقط) $$\Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

النموذج الثالث: (يتضمن حد ثابت ومتجه زمني) $$\Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

يبنى الاختبار على فرضيتين:

- وجود جذر وحدة، أي ان السلسلة غير مستقرة من الناحية الإحصائية:H0 1 = ϕ1.
- ليس هناك جذر وحدة: H0 1 > ϕ1 :.

حيث يمكن تحديد قيمة P وفق معيار Akaike، او Schwarz.

كما جرت العادة عند استخدام السلاسل الزمنية ، فان اول مرحلة من مراحل الدراسة القياسية هي اختبار سكونية (استقراريه) السلاسل قيد الدراسة حيث نقوم باستعمال إختبارPhilips-Perron، ومن خلال الجدول ادناه ووفقا لاحتمال إحصائية PPتبين لنا أن المتغير Dhab (الانفاق على الإسكان) مستقر عند المستوى (Level) I(0)، كما نلاحظ كذلك ان احتمال إحصائية PP لـ كل من الانفاق على التعليم (Dedu) والانفاق على الصحة (Dsan)، والتحويلات الاجتماعية (Trans)، والتضخم (Inf)، والرسم على القيمة المضافة (Tva) اكبر من 0,05 مما يدل على وجود جذر وحدة لكل منهم وبالتالي تم المرور الى الفرق الأول اين استقرت جميع هذه المتغيرات وبالتالي فهي من النوع I(1).

اما بالنسبة للسلسلتين الاخريين (Gini، Pib) توضح احتمالية إحصائية PP لـ كل منهما أكبر من 0,05 مما دل على وجود جذر وحدة لكل منهما وبالتالي فهما غير مستقرين عند المستوى الامر الذي استدعى الى المرور الى الفرق الأول ولم يستقرا أيضا، حتى اجراء الفرق الثاني وبالتالي فهما من النوع I(2)، والنتائج موضحة في الجدول التالي:

الجدول رقم 01: اختبار جدر الوحدة (Unit Root Test) باستعمال اختبار فليبس بيرون (PP) للاستقرارية

Phillips–Perron (PP) Test Statistic							
المتغيرات	عند المستوى مع القاطع والاتجاه		عند الفرق الاول مع القاطع والاتجاه		عند الفرق الثاني مع القاطع والاتجاه		درجة التكامل
	الإحصائية	الاحتمال	الإحصائية	الاحتمال	الإحصائية	الاحتمال	
Gini	-0,434	0,980	-2,374	0,383	-5,306	0,001	I(2)
DEdu	-1,886	0,634	-6,023	0,0002			I(1)
DHab	-5,885	0,0002					I(0)
Inf	-1,975	0,588	-5,888	0,0003			I(1)
Pib	-2,930	0,168	-3,165	0,112	-12,251	0,000	I(2)
DSan	-1,734	0,708	-4,031	0,019			I(1)
Tran	-2,170	0,486	-5,800	0,0003			I(1)
Tva	0,909	0,999	-6,055	0,0002			I(1)

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات برنامجEviews10

2.2.3. اختيار المنهجية المتبعة في التقدير:

بالاعتماد على نتائج اختبار PP يمكن القول ن المتغيرات محل الدراسة هي غير متكاملة من نفس الدرجة حيث: Gini ~ I(2)، Pib ~ I(2)،DEdu ~ I(1)، DSan ~ I(1)، Tran ~ I(1)، Inf ~ I(1)، Tva ~ I(1)، DHab ~ I(0). وبالتالي فان الشرط الأساسي لوجود خطر التكامل المشترك غير متوفر لان السلاسل الزمنية متكاملة من درجات مختلفة، لذا فلا يمكن تطبيق منهجية التكامل المشترك، ولا يمكن أيضا الاختبار بمنهجية الحدود ضمن نموذج ARDL لان هناك سلسلة زمنية متكاملة من الدرجة الثانية (2)، لذلك وانطلاقا من هذه النتائج فان انسب طريقة هي تقدير النموذج بمنهجية شعاع الانحدار الذاتي VAR، واختبار السببية بالاعتماد على منهجية Toda-Yamamoto لدراسة السببية، هذا مع اعتبار dmax مساوية لـ 2 وفق أعلى درجة تكامل للسلاسل الزمنية الثمانية(هشام،، 2017، صفحة 269).

3.2.3. تقدير نموذج VAR (P):

❖ **تحديد فترات الابطاء:**

يتم اختيار فترة الابطاء الزمني وفقا للفترة التي تتفق عليهامعايير Akaike، FPE، Schwarz، ومؤشر Hannah-Quin، كما يجب الحذر في اختيار عدد الفجوات للنموذج، إذ أوضحت دراسة Caporal وPittis سنة 1999 أنه في حالة اختيار عدد فجوات أكبر من الفجوات الحقيقي يجعل من التقدير غير معنوي بالرغم من معنوية المعلمات(هشام،، 2017، صفحة 270) والجدول التالي يوضح نتائج هذ الاختبار:

الجدول رقم 02: تحديد فترة الابطاء الزمني في النموذج VAR

فترة الابطاء الزمني (Lag)	HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL
0	90.19968	90.48819	90.09550	1.86e+29	NA	-1073.146
1	86.65277*	89.24931*	85.71515*	3.16e+27*	145.7053*	-956.5818

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

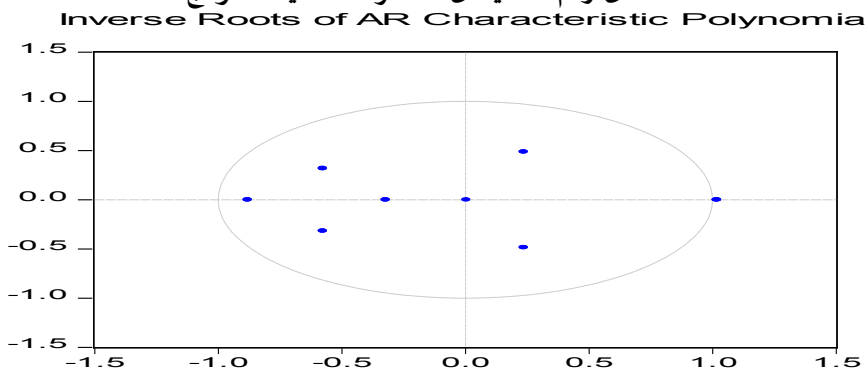
* تشير الى عدد الابطاءات الزمنية المختارة بناء على المعايير المعتمدة

تشير النتائج الموضحة في الجدول أعلاه ان فترة الابطاء المناسبة لهذا النموذج هي فترة ابطاء واحدة (Lag = 1) حيث أن أصغر قيم المعايير الخمسة هي معايير الفجوة الأولى، وقد تم الاخذ بفجوة واحة بسبب قصر الفترة الزمنية للدراسة.

❖ **اختبار استقرارية نموذج VAR المقدر:**

انطلاقا من الشكل أدناه، يتضح ان كل القيم (كل الجذور) داخل الدائرة الأحادية فان النموذج ككل مستقر، وهذا ما يدل على ان النموذج لا يعاني من مشكلة في ارتباط الأخطاء او عدم ثبات التباين اي (ان مقدرات النموذج لا تتغير في المدى الطويل).

الشكل رقم 01: يمثل الدائرة الأحادية لنموذج VAR



المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

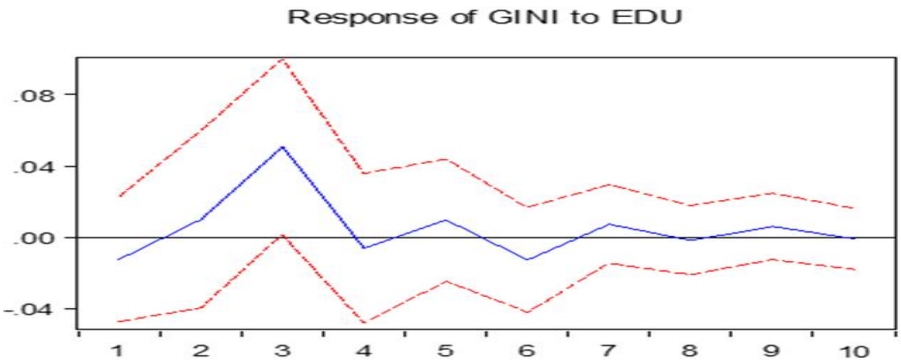
❖ **تحليل دوال الاستجابة الدفعية (الصدمات) (Impulse responses):**

بعد تقديرنا لنموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR)، تم اختبار دوال الاستجابة الدفعية بغرض تتبع المسار الزمني للتغيرات او الصدمات التي يمكن ان تتعرض لها متغيرات الدراسة وجاءت النتائج على النحو التالي:

- استجابة معامل جيني للإنفاق على التعليم:

من خلال الشكل ادناه نلاحظ ان حدوث صدمة في الانفاق على التعليم بـ 1% ينجر عنه استجابة ضعيفة في الفترة الأولى بطريقة عكسية لكن سرعان ما تصبح الاستجابة طردية في الفترة الثانية بحيث يظهر خلالها تأثير موجب مفسر إحصائيا لنفقات التعليم على معامل جيني (ويعتبر اقوى تأثير مقارنة مع المتغيرات الأخرى) لتتلاشى تلك الاستجابة بدءا من الفترة الثالثة، اما في المدى المتوسط والطويل فيتضح ان أثر الصدمة يؤول الى الاختفاء مما يدل على ان أثر الصدمات في الانفاق على التعليم على مؤشر جيني يكون فقط في المدى القصير ولا يمتد الى المديين المتوسط والطويل.

الشكل 02: دالة الاستجابة الدفعية لمعامل جيني نتيجة حدوث صدمة في الانفاق على التعليم



المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

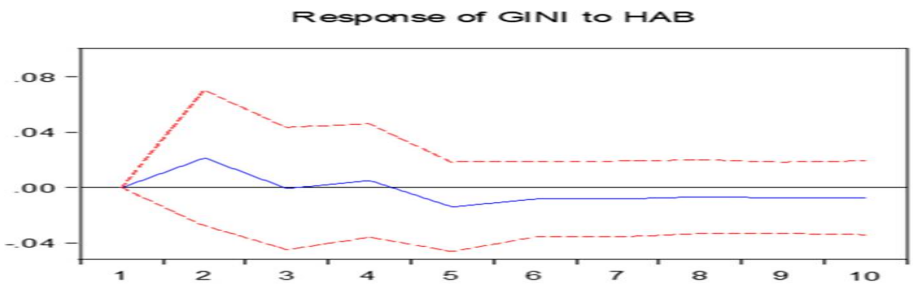
التحليل الاقتصادي لاستجابة جيني مقابل حدوث صدمة في الانفاق التعليم: ترجع أهمية التعليم في التأثير على عدالة توزيع الدخل من حقيقة أساسية مفادها أن كل الشرائح ذات الدخل المنخفض (الفئات الفقيرة)، لا تملك من وسيلة لبلوغ مستويات دخل اعلى الا التعليم، لكن بالمقابل لا تستطيع هذه الفئات بلوغ او الحصول على فرصها التعليمية الا من خلال تدخل الدولة عن طريق الانفاق العام على التعليم من اجل تحقيق العدالة في توزيع الدخل والفرص التي يتوق لها الفقراء وبين الأغنياء القادرين على توفيرها دون انتظار تدخل الدولة، الا ان المشكلة الرئيسية لدى اغلب الدول النامية ومن بينها الجزائر تكمن في سوء استخدام الانفاق على التعليم، سواء من حيث الكفاءة او الفعالية، حيث تقوم الدولة بالإنفاق على كل التلاميذ والطلاب ولكافة المراحل التعليمية ومختلف الشرائح الدخلية دون تمييز، وهي أمور تضر بعدالة التوزيع.

وهي نتيجة اكدتها دالة الاستجابة الدفعية (المدى القصير) حيث ان العلاقة الطردية الناتجة عن الزيادة في الإنفاق على التعليم على معامل توزيع الدخل (Gini)، جاءت عكس ما تفترضه النظرية الاقتصادية، وهذا ما يوحي أن الانفاق على التعليم لا يساهم في تحسين العدالة في توزيع الدخل، ولا يقلل من فجوة الدخل بين الأغنياء والفقراء، حتى وان كان الجميع بدون استثناء يتمتعون بفرص متساوية في الحصول على التعليم، ويمكن إرجاع ذلك الى نقص في فعالية وكفاءة نفقات التعليم، الامر الذي يستلزم إعادة النظر بصفة استعجالية لطريقة الانفاق العام المخصص للتعليم عن طريق تخطيط وترشيد النفقة بالشكل الذي يتحقق بها كل الأهداف المرسومة وبالتالي القليل من التفاوت الحاصل أساسا نتيجة للتسيير العشوائي للنفقة العمومية المخصصة للتعليم.

- استجابة معامل جيني للإنفاق على الإسكان:

من خلال الشكل ادناه نلاحظ ان أثر الصدمة يبدأ في الفترة الأولى بطريقة ضعيفة ثم يتلاشى تدريجيا بداية من الفترة الثانية ليحقق استجابة عكسية ضعيفة جدا بداية من الفترة الثالثة الى غاية الفترة العاشرة، مما يدل على عدم وجود استجابة كبيرة لمعامل جيني لصدمات الانفاق على الإسكان سواء في المدى القصير، المتوسط والطويل.

الشكل 03: دالة الاستجابة الدفعية لمعامل جيني نتيجة حدوث صدمة في الانفاق على الاسكان



المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

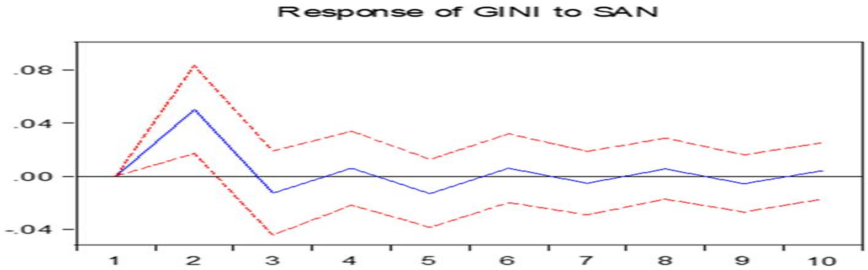
التحليل الاقتصادي لاستجابة جيني مقابل حدوث صدمة في الانفاق على الاسكان: اما بخصوص الانفاق على الإسكان فقد عرف نقلة كبيرة من حيث الكم خاصة خلال العشرين سنة الماضية، وذلك من خلال إطلاق الدولة عدة مشاريع سكنية بمختلف الصيغ الريفية، والاجتماعية، والترقوية، لكن كان ذلك على حساب نوعية السكنات ومدى ملاءمتها، وأيضا عدم عدالة وشفافية عمليات توزيع تلك السكنات، حيث مرت الجزائر بفترة صعبة تميزت بقلة الموارد وتطبيق إصلاحات مست هيكل الاقتصاد الجزائري وتنفيذ حزمة من الإصلاحات التي مست السياسة المالية والنقدية، من بينها تخفيض النفقات الاجتماعية وبالتالي انخفاض مخصصات قطاع السكن، وهو ما يفسر العلاقة الطردية التي اظهرتها دوال الاستجابة الدفعية، أي ان الانفاق على السكن يقابله استجابة طردية، ثم ابتداء من الفترة الخامسة تقريبا اين اتجهت العلاقة منحى عكسي طفيف جدا، اين ساهم الانفاق على السكن ولو بشكل بسيط في تذليل التفاوت في توزيع الدخل ويمكن ارجاع هذا

التحسن الصغير الى البرامج السكنية العديدة التي باشرتها الدولة ابتداء من سنة 2000 من جراء ارتفاع اسعال النفط في الأسواق العالمية.

- استجابة معامل جيني للإنفاق على الصحة:

من خلال الشكل ادناه نلاحظ ان حدوث صدمة في الانفاق على الصحة في الفترة الأولى ينجم عنه استجابة طردية قوية، لكن سرعان ما تتلاشى هذه الاستجابة انطلاقا من الفترة الثانية وصولا حتى المديين المتوسط والطويل، وبالتالي يدل ذلك على عدم وجود استجابة فعلية لمعامل جيني لصدمات نفقات الصحة باستثناء الفترة الأولى اين كان التأثير موجب قوي.

الشكل04: دالة الاستجابة الدفعية لمعامل جيني نتيجة حدوث صدمة في الانفاق على الصحة



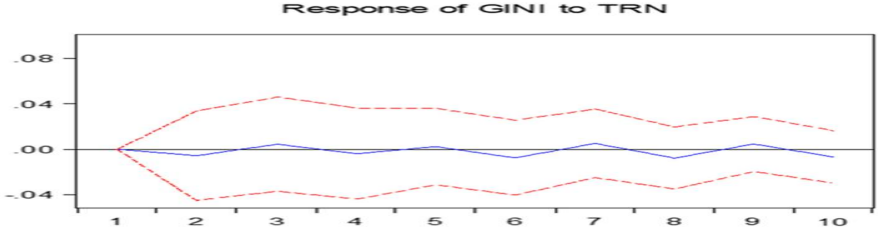
المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

التحليل الاقتصادي لاستجابة جيني مقابل حدوث صدمة في الانفاق على الصحة: اما بخصوص الانفاق على الصحة فان الخدمات الصحية يوفرها القطاع العام والقطاع الخاص، وبالرغم من وجود في الجزائر لأنظمة تضمن التامين الصحي إلا ان الانفاق الخاص على الخدمات الصحية قد ارتفع بشكل كبير، وهو مؤشر يدل على ازمة ثقة بين الافراد الطالبين للخدمات الصحية وبين الدولة كعارض لهذه الخدمات، او عدم بلوغ هؤلاء الافراد للحصول على تلك الخدمات لأسباب بيروقراطية، مما يؤدي ذلك الى ارتفاع الانفاق الخاص للأفراد لتلقي الخدمات الصحية بدلا من الاستفادة من الخدمات المجانية المخصصة له أساسا من طرف الدولة والتي عزف عنها للأسباب التي ذكرناها آنفا، مما يضعف قدرته المعيشية من جراء تخصيص نفقات لاقتناء خدمات صحية كان بإمكانه الاستغناء عنها وتخصيص تلك النفقات في تحسين مستواه المعيشي، حيث أظهرت نتائج دوال الاستجابة الدفعية من الاتفاق على الصحة الى جيني وجود علاقة طردية في المدى القصير، أي ان نفقات الصحة لها اثر إيجابي على التفاوت في توزيع الدخل، مخالفة بذلك النظرية الاقتصادية

- استجابة معامل جيني للتحويلات الاجتماعيةك

من خلال الشكل ادناه نلاحظ ان أثر الصدمة في التحويلات الاجتماعية لا يظهر بشكل جلي وواضح بالشكل الذي نستطيع القول فيه بان هناك استجابة خلال كل فترات الدراسة، وهذا ما يدل على عدم وجود استجابة كبيرة لمعامل جيني لصدمات التحويلات الاجتماعية لا في المدى القصير ولا المتوسط ولا الطويل.

الشكل 05: دالة الاستجابة الدفعية لمعامل جيني نتيجة حدوث صدمة في التحويلات الاجتماعية



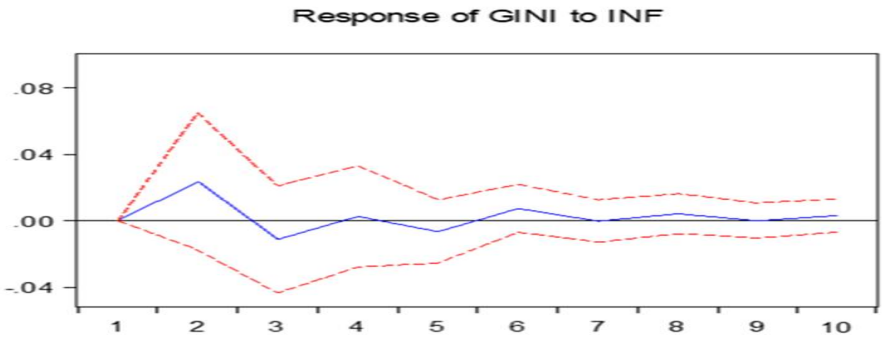
المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

التحليل الاقتصادي لاستجابة جيني مقابل حدوث صدمة في التحويلات الاجتماعية: اما التحويلات الاجتماعية ، وحسب النظرية الاقتصادية فان هذه الاخيرة لها اثر سلبي على التفاوت في توزيع الدخل، أي تساهم في تحسين توزيع الدخل، لكن عدم وضوح استجابة فعلية وقوية تستحق الذكر من خلال عدم استجابة جيني لصدمات التحويلات الاجتماعية في المدى القصير، تؤكد ضعف تأثير ان لم نقل انعدام تأثير التحويلات على تحسين توزيع الدخل، ويرجع ذلك أساسا الى تركيز التحويلات الاجتماعية على الطبقات الفقيرة والهشة، صاحبة الدخل المنخفض، باعتبار ان هذه الفئات هي التي تدفع اكبر قدر من الضرائب الى خزينة الدولة (ضرائب الاستهلاك، وضرائب الدخل)، لكن بالمقابل تتحصل على اعانات ودعم اقل بكثير مما تدفعه كضرائب، على عكس الطبقات الغنية والتي تتميز بعدم دفعها للضرائب بسبب التحفيزات الضريبية أو التهرب والغش الضريبيين ومظاهر الفساد الذي عشش في البلاد خلال فترة الدراسة، بل اكثر من ذلك فإن الطبقات الغنية هي الأكثر استفادة من الدعم والتحويلات الاجتماعية، (دعم السلع والخدمات، دعم التعليم، دعم الصحة، ...)، ومن تم استئثار هذه الأخيرة بأغلبية التحويلات، دون دفع مستحقاتهم الضريبية بالشكل المطلوب، مما أدى الى تقليل أثر التحويلات في ردم الهوة بين الأغنياء والفقراء وبالتالي تحسين عدالة توزيع الدخل.

- استجابة معامل جيني لمؤشر التضخم:

من خلال الشكل ادناه نلاحظ ان حدوث صدمة في مؤشر التضخم في الفترة الأولى ينتج عنه استجابة طردية ضعيفة، لكن سرعان ما يتلاشى هذه الاستجابة في المدى المتوسط والمدى الطويل، مما يعني عدم وجود استجابة فعلية لمعامل جيني لصدمات مؤشر التضخم.

الشكل 06: دالة الاستجابة الدفعية لمعامل جيني نتيجة حدوث صدمة معدل التضخم



المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

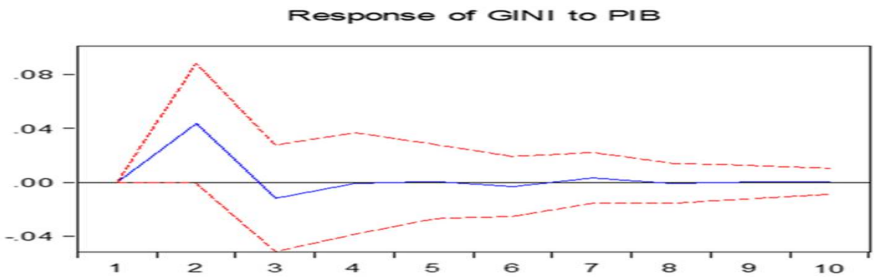
التحليل الاقتصادي لاستجابة جيني مقابل حدوث صدمة في مؤشر التصخم: يمكن ارجاع سبب حدوث استجابة طردية أي زيادة معامل جيني (زيادة التفاوت في توزيع الدخل) أثر زيادة معدل التضخم في التسعينات حيث بلغ اعلى المستويات بـ 31,66% سنة 1992، ليعرف بعد ذلك انخفاضا تبعا للتدابير التقشفية التي اعتمدتها الدولة في ذلك الوقت اين وصلت النسبة الى 0,34% عام 2000، ثم لتعرف معدلات التضخم مسلكا تصاعديا لكن بوتيرة بطيئة وفقا لحجم الانفاق العام الذي ضخ في الاقتصاد خلال هذه الفترة التي تميزت بتنفيذ البرامج التنموية، ويعتبر هذا الامر طبيعي نظرا لزيادة الانفاق العام

- استجابة معامل جيني لمؤشر نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي:

من خلال الشكل ادناه نلاحظ ان حدوث صدمة في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي في الفترة الأولى ينتج عنه استجابة طردية قوية أي انه هنالك تأثير موجب مفسر إحصائيا لمؤشر نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي على معامل

جيني، لكن سرعان ما تتضاءل هذه الاستجابة ابتداء من الفترة الثانية للتتلاشى في المدى المتوسط والمدى الطويل، مما يحيلنا الى القول الى انه لا توجد استجابة فعلية لمعامل جيني لصدمات نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي خلال اغلب فترات الدراسة باستثناء الفترة الاولى.

الشكل 07: دالة الاستجابة الدفعية لمعامل جيني نتيجة حدوث صدمة في نصيب الفرد من الناتج



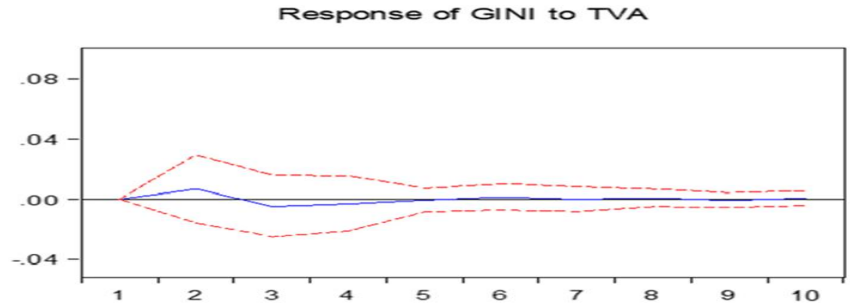
المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

التحليل الاقتصادي لاستجابة جيني مقابل حدوث صدمة في نصيب الفرد من الناتج: بخصوص نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي أن العلاقة الطردية الموجودة بين نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي جاءت مخالفة للنظرية الاقتصادية أي ان زيادة نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي يؤدي الى زيادة التفاوت، مما يعني ان زيادة إنتاجية الفرد في الاقتصاد الجزائري لا تدفع باتجاه تحسين عدالة التوزيع اي ان هيكل العملية الإنتاجية في الاقتصاد الجزائري غير داعم لعدالة التوزيع بمعنى انها تصب في خدمة الطبقة الغنية، كما يعتبر مؤشر نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي مؤشر مضللا في التعبير عن مستوى معيشة المواطن الجزائري بما ان الزيادة في نصيب الفرد الناتج المحلي الإجمالي يؤدي الى زيادة التفاوت في توزيع الدخل.

– استجابة معامل جيني للرسم على القيمة المضافة:

ما يمكن قوله عن استجابة معامل جيني لصدمات الرسم على القيمة المضافة انها ضعيفة جدا ولا تكاد تذكر، وهذا ان دل على شيء فإنما يدل على عدم وجود استجابة فعلية خلال جميع فترات الدراسة أي المدى القصير، المتوسط، والطويل.

الشكل 08: دالة الاستجابة الدفعية لمعامل جيني نتيجة حدوث صدمة في الرسم على القيمة المضافة



المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

التحليل الاقتصادي لاستجابة جيني مقابل حدوث صدمة في الرسم على القيمة المضافة: يعمل الرسم على القيمة المضافة الى إعادة توزيع الدخل في غير صالح الطبقات الفقيرة، حيث ان فرض هذا النوع من الضرائب يؤدي الى ارتفاع الأسعار للسلع والخدمات الاستهلاكية، وفي ظل ارتفاع الميل الحدي للاستهلاك لدى الطبقات الفقيرة، فان ذلك سيساهم في

زيادة التفاوت في توزيع الدخل، ورغم ان حجم استجابة معامل جيني لصدمات الرسم على القيمة المضافة ضعيف جدا في المدى القصير، الا انه يمكن القول ان الرسم على القيمة المضافة له اثر ضعيف في المدى القصير.

❖ **تحليل جدول مكونات التباين:**

الجدول رقم 03 يمثل نتائج تحليل مكونات التباين معامل جيني (Gini)

0

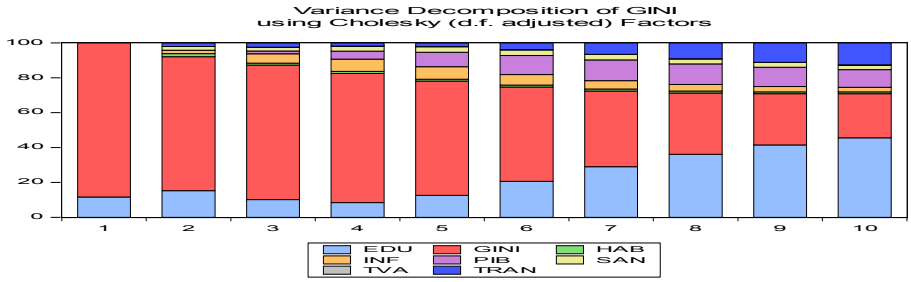
Period	S.E.	EDU	GINI	HAB	INF	PIB	SAN	TVA	TRAN
1	65.82559	11.65735	88.34265	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	97.90098	15.26539	76.80269	1.787962	1.888937	0.062207	2.137762	0.004988	2.050071
3	129.8345	10.16127	77.07641	1.132503	5.350146	1.612507	2.174277	0.025980	2.466910
4	146.3300	8.441480	74.04450	1.170148	7.007356	4.574140	2.899151	0.019875	1.843352
5	158.7080	12.61121	65.47374	1.103337	7.138891	8.292484	3.218700	0.017532	2.144107
6	165.6693	20.63436	54.03385	1.128113	6.061653	10.90528	3.264406	0.028519	3.943813
7	170.5277	29.03432	43.38040	1.142716	4.759460	11.93352	3.133475	0.050724	6.565380
8	174.4335	36.11451	35.17227	1.112884	3.730062	11.79672	2.921529	0.079143	9.072687
9	178.0597	41.50733	29.35291	1.065120	3.051821	11.07121	2.725712	0.113171	11.11272
10	181.8552	45.58609	25.31661	0.990515	2.641451	10.14856	2.550529	0.153001	12.61325

CholeskyOrdering: EDU GINI HAB INF PIB SAN TVA TRAN

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

ننتقل الان الى توضيح دور كل صدمة في تفسير التقلبات الظرفية للمتغيرات التابعة، أي تفسير توقع خطأ كل متغير، وحسب ما تشير اليه نتائج تحليل مكونات التباين في الجدول أعلاه نلاحظ المفسر الأكبر لأخطاء معامل جيني في الفترة الأولى هو معامل جيني نفسه بـ 88,34%، وباقي تباين الأخطاء تفسرها النفقات على التعليم بـ 11,65%، اما خلال الفترة الثانية فتشير نتائج جدول مكونات التباين لبقاء القدرة التفسيرية لأخطاء معامل جيني بـ 76,80% لمعامل جيني نفسه، اما باقي تباين الاخطاء يفسرها الانفاق على التعليم بـ 15,26%، ونفقات الصحة بـ 2,13%، والتحويلات الاجتماعية بـ 2,05%، وبالانتقال الى المدى المتوسط نلاحظ ان القدرة التفسيرية لمعامل جيني لتباين اخطائه تنخفض الى 65,47% التي تضل مرتفعة، وسبب هذا الانخفاض هو ارتفاع تفسير الانفاق على التعليم الى 12,61% وكذا نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بـ 8,29% إضافة الى معدل التضخم بـ 7,13%، ونفقات الصحة بـ 3,21%، والتحويلات الاجتماعية بـ 2,14%، في حين تبقى المتغيرات الأخرى ضعيفة التفسير في المدى المتوسط، في حين يواصل انخفاض تفسير معامل جيني لتباين أخطائه الى غاية الوصول الى 25,31% ويعود السبب في ذلك بالدرجة الأولى الى النفقات على التعليم التي أصبحت في حدود 45,58%، إضافة الى ارتفاع القدرة التفسيرية لكل من نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي والتحويلات الاجتماعية بـ 10,14% و12,61% على الترتيب، وبقاء القدرة التفسيرية في حدود 2,55%، هذا ما يعطينا فكرة على ان نفقات التعليم ذات قدرة كبيرة على تفسير تباين الأخطاء (التقلبات) لمعامل جيني خاصة في المدى الطويل وذلك إضافة الى كل من نصيب الفرد من الناتج الإجمالي والتحويلات الاجتماعية لكن بصفة ضعيفة كما يمكن اهمال تفسير المتغيرات الأخرى نظرا لضعف تفسيرها لتباين أخطاء معامل جيني، والشكل التالي يبين تغير التفسيرات عبر عشرة فترات المستقاة من الجدول أعلاه.

الشكل رقم 09: يمثل نتائج تحليل مكونات التباين لنموذج VAR



المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

4.2.3. نتائج إختبار السببية لـ Toda-Yamamoto:

في هذه المرحلة ننتقل الى دراسة العلاقة السببية بين المتغيرات قيد الدراسة بحيث تسمح لنا النتائج بمعرفة هل بالإمكان الاعتماد على متغيرات الدراسة للتنبؤ بالقيم المستقبلية لمعامل جيني، بعبارة أخرى يمكننا الاختبار من معرفة هل القيم الحالية لمعامل جيني سببها او كان السبب فيها واحد من المتغيرات المفسرة في النموذج المقدر، ومن خلال المراحل السابقة للدراسة القياسية اتضح ان عدد الفجوات المثلى لنموذج VAR هو فجوة واحدة (K=1) كما تبين من خلال اختبارات جذر الوحدة ان اكبر درجة تكامل هي 2 (dmax = 2)، هذا ما يجعلنا نقدر النموذج VAR(K+dmax =3) ونستخرج منه العلاقات السببية عند مستوى احتمال 5% والجدول التالي يوضح النتائج المحصل عليها:

الجدول رقم 04: يمثل نتائج اختبار السببية Toda-Yamamoto

اتجاه السببية	إحصائية WALD	الاحتمال
من الانفاق العام على التعليم الى معامل جيني	1,559	0,211
من الانفاق العام على الصحة الى معامل جيني	6,367	0,011
من الانفاق العام على الاسكان الى معامل جيني	1,028	0,310
من التحويلات الاجتماعية الى معامل جيني	8,951	0,002
من مؤشر التضخم الى معامل جيني	3,220	0,072
من الرسم على القيمة المضافة الى معامل جيني	7,016	0,008
من نصيب الفرد من الناتج المحلي الى جيني	8,873	0,002

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج Eviews10.

نلاحظ من خلال الجدول أعلاه وجود أربع حالات للعلاقة السببية من كل من الانفاق العام على الصحة، التحويلات الاجتماعية، الرسم على القيمة المضافة ونصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، هذا ما يدل على أن هذه المتغيرات الأربعة تسبب معامل جيني في المدى الطويل خلال فترة الدراسة ويمكن استعمالها للتنبؤ بالقيم المستقبلية لمعامل جيني، حيث أي تغير يطرأ عليها سينجر عليه استجابة في المدى الطويل لمعامل جيني، وهذا ما يدل على أن هذه المتغيرات لها علاقة سببية معنوية عند درجة احتمال 5% في المدى الطويل.

5.2.3. التحليل الاقتصادي لنتائج سببيةToda-Yamamoto:

- من الانفاق العام على التعليم الى معامل جيني : حسب نتائج السببية فان تأثير نفقات التعليم على Gini في المدى الطويل لاختبار Toda-Yamamoto(عدم وجود سببية في هذا الاتجاه)، أي ان الانفاق على التعليم لا يسبب التفاوت في توزيع الدخل في المدى الطويل بالمقابل فنتائج جدول مكونات التباين يوضح ان نفقات التعليم ذات قدرة تفسيرية كبيرة لتقلبات معامل جيني خاصة في الفترات الأخيرة (التاسعة والعاشرة) أي المدى الطويل، والزيادة في الانفاق على التعليم يصاحبها انخفاض في معامل جيني، مما يحيلنا الى القول ان الانفاق على التعليم يخفف قليلا من حدة التفاوت في توزيع الدخل.
- من الانفاق العام على الصحة الى معامل جيني: فحسب نتائج اختبار السببية Toda-Yamamoto في المدى الطويل فان الانفاق على الصحة يسبب معامل جيني، مما يدفعنا للقول ان الانفاق على الصحة يزيد من حدة التفاوت في توزيع الدخل في المدى الطويل، الامر الذي يؤكد استمرار المظاهر التي ذكرناها في تحليل دالة الاستجابة الدفعية لنفقات الصحة، وايضا بقاء الأسباب نفسها في المديين القصير والطويل.

- من الانفاق العام على الاسكان الى معامل جيني: تؤكد نتائج اختبار السببية لـ Toda-Yamamoto بعدم وجود سببية من الانفاق على الإسكان الى معامل جيني، هذا لا يعني ان الأمور في قطاع السكن على احسن ما يرام، وان هذا القطاع يعمل في اتجاه تحسين التوزيع، فبالنظر الى المشاكل التي لاتزال قائمة الى يومنا هذا من خلال التوزيع السيئ والغير شفاف للسكنات الاجتماعية بمختلف صيغها، فضلا عن رداءة جودتها وعدم ملاءمتها للعيش، وبعدها عن المرافق الخدمية الأساسية بسبب سوء التخطيط قبل بنائها، هذا من جهة، وأيضا تواصل ارتفاع الطلب على السكن رغم ما خصصته الدولة من إمكانيات مالية ضخمة لبناء اعداد كبيرة من السكنات تغطي تلك الطلبات، الا ان النتائج لا زالت تراوح مكانها مما يطرح مشكل كبير بخصوص طرق توزيع السكنات وأيضا حجم التكاليف الحقيقية لها، كل هذا يحيلنا للقول ان الانفاق على السكن لا يعد فعالا بخصوص تحسين توزيع الدخل، ولا يؤثر في انخفاض معامل جيني، وحتى تحليل تباين خطأ يؤكد ضعف القدرة التفسيرية لهذا المتغير على التقلبات التي تحدث لمعامل جيني.
- من التحويلات الاجتماعية الى معامل جيني: ما يمكن قوله عن التحويلات الاجتماعية ينطبق على نفقات الصحة بخصوص نتائج المدى الطويل، حيث أظهرت نتائج اختبار السببية لـ Toda-Yamamoto ان التحويلات الاجتماعية تسبب جيني، أي ان الزيادة في التحويلات تسبب التفاوت في توزيع الدخل، وهو يعاكس النظرية الاقتصادية، يعزى هذا الى ان كون سياسة الدعم عقيمة وغير فعالة في معالجة التفاوت الحاصل، ومحاربة الفقر بكل اشكاله.
- من مؤشر التضخم الى معامل جيني: ان نتائج اختبار السببية لـ Toda-Yamamoto تؤكد ان مؤشر التضخم لا يسبب معامل جيني في المدى الطويل، أي ان مؤشر التضخم في الجزائر متقلب وغير متحكم فيه، ثم ان نتائج جدول تحليل تباين خطأ تبين ان القدرة التفسيرية لمؤشر التضخم لأخطاء مؤشر جيني ضعيفة مما يعطينا انطباعا بان التضخم في الجزائر لا يخضع الى أسس اقتصادية بل الى ظروف أخرى إما غير متحكم فيها مثل أسعار النفط والأزمات المالية، وأخرى متعلقة بالسياسة النقدية وغالبا ما تكون اضطرارية من قبيل قرارات التقشف و"التمويل غير التقليدي"، وعليه فان اثر التضخم في المدى الطويل ادي الى ضعف وتدني القدرة الشرائية للدينار الجزائري مما أدى الى تدني مستوى المعيشي للفرد الجزائري، في إشارة واضحة الى سوء توزيع للدخل سببه الاثار التضخمية.
- من نصيب الفرد من الناتج المحلي الى جيني: جاء اختبار السببية لـ Toda-Yamamoto بنتيجة مخالفة للنظرية الاقتصادية، وهي ان نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي يسبب جيني، أي ان نصيب الفرد من الناتج الإجمالي يؤدي الى زيادة التفاوت، مما يعني ان زيادة إنتاجية الفرد في الاقتصاد الجزائري في المدى الطويل لا تدفع باتجاه تحسين عدالة التوزيع بمعنى ان طبيعة الاقتصاد الجزائري لا يسمح بتنشيط العملية الإنتاجية، بل على العكس تماما فهو اقتصاد خاضع لمنطق المورد الواحد، هذا التوجه الاقتصادي لا يسمح بتنويع النشاطات الاقتصادية وخلق الثروة وبالتالي رفع مستوى الناتج المحلي الإجمالي خارج المحروقات، الامر الذي يتيح لأصحاب القرار هامش مناورة خارج إيرادات النفط المحدودة، فبقاء الحال كما هو سبب ارتفاع جيني في المدى القصير والمتوسط والطويل.
- من الرسم على القيمة المضافة الى جيني: جاء اختبار السببية لـ Toda-Yamamotoبنتيجة مفادها ان الرسم على القيمة المضافة يسبب جيني، أي ان الرسم المفروض على السلع والخدمات الاستهلاكية يعمل على تعميق التفاوت في توزيع الدخل، ويؤدي الى تخفيض القدرة الشرائية للفرد الجزائري تحمل المستهلك الأخير كل عبء هذه الضريبة، وكما هو معلوم فان تركيبة المجتمع الجزائري مكون من اغلبية ميلها الحدي للاستهلاك كبير مما ينعكس على دخولهم التي يخصص جزء كبير منها للاستهلاك، وبالتالي فان الرسم على القيمة المضافة يعمق فجوة التفاوت في توزيع الدخل.

4. خاتمة:

سارت نتائج اختبار متجه الانحدار الذاتي VAR وخصوصا دوال الاستجابة الدفعية (Impulse responses)، ونتائج اختبار السببية Toda-yamamoto تقريبا في نفس اتجاه نتائج الدراسة التحليلية، حيث لم تؤثر النفقات الاجتماعية بالشكل المطلوب على مجالات التنمية الاجتماعية على نحو عادل حيث جاءت النتائج على الشكل التالي:

- ✓ التوسع في الانفاق على التعليم ينجر عنه استجابة ضعيفة في الفترة الأولى بطريقة عكسية لكن سرعان ما تصبح هذه الاستجابة طردية ابتداء من الفترة الثانية بحيث يظهر خلالها أثر إيجابي مفسر إحصائيا لنفقات التعليم على معامل جيني، كما أظهرت نتائج اختبار السببية Toda & Yamamoto الانفاق العام على التعليم لا يسبب معامل جيني، ورغم ان اختبار السببية لا يعطينا طبيعة الإشارة، الا انه حسب دوال الاستجابة الدفعية وتحليل مختلف المؤشرات التعليمية يمكننا القول ان الانفاق على التعليم لم يؤدي الى تحسين توزيع الدخل وبالتالي المساهمة في تحقيق التنمية الاجتماعية.
- ✓ نفقات الصحة لها أثر إيجابي على معامل جيني في الفترة الأولى وهذا بحسب نتائج دوال الاستجابة الدفعية، واحتمال احصائية Wald تشير الى ان نفقات الصحة تسبب معامل جيني، ونفس الشيء يمكن قولة عن الصحة، فحسب نتائج تحليل الصدمات ومن خلال تحليل مختلف مؤشرات الصحة في البلاد يمكننا القول بان نفقات الصحة لا تؤدي دورها في تحسين توزيع الدخل، بل على العكس من ذلك، فقد ساهمت هذه النفقات في تعميق الفوارق الاجتماعية.
- ✓ الانفاق على الإسكان له أثر سلبي طفيف في بعض فترات الدراسة وهذا ما تظهره نتائج تحليل الصدمات، الا ان أثر هذا الأخير ليس فعالا بالشكل المطلوب في تحسين توزيع الدخل.
- ✓ التحويلات الاجتماعية لها أثر إيجابي على التفاوت في توزيع الدخل في المدى القصير أي ان هذه التحويلات أدت الى زيادة التفاوت في توزيع الدخل، ونفس الشيء يمكن قوله في المدى الطويل حيث لم تلعب التحويلات الاجتماعية دورها التوزيعي بالشكل الذي يراد لها.
- ✓ الرسم على القيمة المضافة أدت الى سوء توزيع الدخل، ويمكن ارجاع هذا لكون ان طبيعة الرسوم الغير المباشرة تجعل من المستهلك الأخير هو حامل هذا العبء وبالتالي فإنها لا تساهم في تحسين مستوى معيشة الافراد خصوصا إذا علمنا ان تركيبة المجتمع الجزائري مكونة من غالبية ميلها الحدي للاستهلاك كبير جدا.
- ✓ أدى التضخم الى تعميق التفاوت في توزيع الدخل في الجزائر حيث ان هذا المؤشر لا يخضع الى أسس اقتصادية واضحة، بل يتأثر بعوامل اخرى قد تكون سياسية او متعلقة بأزمات اقتصادية ومالية غير متحكم فيها.

5. المراجع:

1. Bourbonnais, R. (2015). "Econométrie – cours et exercices corrigés". paris: , Dunod,p277.
2. J.B. Cromwell, M. H. (1994). , "Multivariate tests for Time Series Model". California: SAGE Publications., PP; 73-75.
3. P.K, M. (, 2014,). , Gold Price and Capital Market Movement in India, The Toda Yamamto Approach. India, : Global Busniness Review. , P 40.
4. Sims, C. A. (1980). "Macroeconomic and Reality", Econometrica. PP 1-48.
5. جمال قاسم محمود. (2018). أثر السياسة النقدية والمالية على النمو الاقتصادي في الدول العربية. أبوظبي: صندوق النقد العربي، ص10.
6. عياد هشام،. (2017). العلاقة السببية بين الفقر، اللامساواة والنمو الاقتصادي باستعمال منهجية Toda-Yamamoto،. القدس: مجلة جامعة القدس المفتوحة للأبحاث والدراسات الإدارية والاقتصادية،ص268.