



تحليل العلاقة السببية بين الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي
لرأس المال الثابت في الجزائر للفترة (1990-2016) باستخدام
تقنية أشعة الانحدار الذاتي (VAR)

**Analysing the causality relation between GDP and GFCF in
Algeria during the period (1990-2016) using the Vector Auto
Regression Model (VAR)**

د/ ساحلي لزهر

جامعة 20 أوت 1955 - سكيكدة، الجزائر

l.sahli@univ-skikda.dz

تاريخ القبول: 2018/03/07

تاريخ الاستلام: 2018/02/ 20

المخلص:

تهدف هذه الدراسة إلى تحليل وقياس علاقة التأثير الموجودة بين الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت في الجزائر، من خلال تطبيق تقنية أشعة الانحدار الذاتي (VAR) للفترة الممتدة ما بين عامي 1990 و2016، ومن ثم استنتاج نموذج قياسي يمكن من التنبؤ بهذين المتغيرين. وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة سببية متباطئة بين الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت في الجزائر، ضمن نموذج التنبؤ بمتغيرات الدراسة.

الكلمات المفتاحية: ناتج محلي إجمالي؛ تكوين إجمالي لرأس المال الثابت؛ تقنية أشعة الانحدار الذاتي.

تصنيف JEL: C32، C39

Abstract:

The aim of this study is to analyze and measure the influence relation that exists between the gross domestic product and the gross fixed capital formation in Algeria by applying the Vector Auto Regression Model (VAR) between 1990 and 2016, and conclude a measurable model to predict these variables. The study proved the slow causal relationship between the total local production and the gross domestic product and the gross fixed capital formation in Algeria inside the prediction model about the study variables.

Key words : GDP: GFCF: Vector Auto Regression Model (VAR).

Classification JEL: C32, C39

مقدمة

يتصدر مفهوم الناتج المحلي الإجمالي -الذي يلخص النشاطات الاقتصادية التي قام بها المجتمع خلال فترة زمنية معينة عادة ما تكون سنة- مفاهيم الاقتصاد الكلي، باعتباره أكثر المعايير شمولاً. ويعتبر الناتج المحلي الإجمالي جزء من الحسابات الوطنية التي تعبر عن مجموعة متكاملة من الإحصاءات التي توضح لصناع السياسات الوضعية الحقيقية للاقتصاد الوطني من حيث وجوده في حالة انكماش أو توسع، أو حتى تقويم الحالة الراهنة للنشاط الاقتصادي ومدى كفاءته وفعاليته وصولاً إلى قياس دقيق لحجم الاقتصاد الكلي بعيداً عن كل مظاهر التضخيم والتشويه. وعادة ما تستخدم السلاسل الزمنية للناتج المحلي الإجمالي لإجراء التنبؤات الاقتصادية لمتخذي القرارات، من منطلق تلك العلاقة المتبادلة والمتشابكة بين الناتج المحلي الإجمالي ومختلف المفاهيم الاقتصادية ذات العلاقة، والتي من بينها التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت الذي يعتمد كأحد المؤشرات الدالة على مدى نجاح أي اقتصاد في جذب رؤوس الأموال للاستثمار، وهو بذلك يعد المكون الرئيس للاستثمار في أي كيان اقتصادي، وتدفقا يضاف إلى رأس المال في المجتمع ككل.

إن حقيقة العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت، تظهر وأن الأول يتأثر بصورة واضحة بحجم الاستثمارات المتراكمة في الاقتصاد الوطني، فكلما زاد حجم تلك الاستثمارات كلما انعكس ذلك إيجابياً على وضعية الناتج المحلي الإجمالي، كما أنه يؤثر بشكل قوي في حجم الاستثمار، ولو أن الأمر هنا يبدو مفهوماً إلى حد ما، على اعتبار أنه يعد أحد مكونات الناتج المحلي الإجمالي. وفي ذات السياق هناك نقطة مفصلية تحدد طبيعة العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الرأسمالي الثابت، تظهر معالمها بوضوح في امتدادات تأثير إجمالي تكوين رأس المال الثابت على الناتج المحلي الإجمالي، فنتائج التأثير قد لا يظهر تماماً في ذات السنة التي تمت فيها العمليات

التراكمية للاستثمارات، فالعملية برمتها تحمل في طياتها تأثيرات تمتد لعدة سنوات، وتتوقف على السرعة التي يتم بها إدخال المشاريع الاستثمارية الجديدة في دائرة الاستثمارات.

بناء على الإشارات السابقة تأتي هذه الورقة البحثية لفك شفرة العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت في الجزائر من خلال البحث عن الأساليب المناسبة التي تساعد صناع القرارات وواضعي السياسات الاقتصادية على التنبؤ الدقيق بحجم الناتج المحلي الإجمالي الذي يعتبر مؤشرا لتحديد مستوى الأداء الاقتصادي للدولة.

المحور الأول: الإطار العام للدراسة

أولاً: أهمية الدراسة

تكمن أهمية هذه الدراسة في محاولة استنتاج وبناء نموذج قياسي يمكن استخدامه في التنبؤ بحجم الناتج المحلي الإجمالي (PIB) والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت (FBCF) في الاقتصاد الجزائري، وذلك من خلال اعتماد منهج تحليل السلاسل الزمنية المبني على استخدام وتطبيق تقنية أشعة الانحدار الذاتي (VAR).

ثانياً: أهداف الدراسة

تهدف هذه الدراسة إلى محاولة التعريف بتقنية أشعة الانحدار الذاتي (VAR) في تحليل السلاسل الزمنية، بالإضافة إلى محاولة الكشف عن العلاقة السببية غير الآتية الموجودة ما بين الناتج المحلي الإجمالي (PIB) وحجم الاستثمارات المعبر عنها بالتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت (FBCF) في الاقتصاد الجزائري، واختبار مدى قدرة تقنية أشعة الانحدار الذاتي (VAR) في تحليل السلاسل الزمنية في التنبؤ بحجم الناتج المحلي الإجمالي وحجم الاستثمارات، وبالتالي استنتاج نموذج قياسي للتنبؤ بذلك.

ثالثاً: منهجية الدراسة

خدمة للهدف العام من الدراسة سوف يتم استخدام المنهج الوصفي التحليلي المبني على الاطلاع على عدة دراسات باللغتين العربية والفرنسية والتي تناولت استخدام طريقة أشعة الانحدار الذاتي (VAR) في تحليل السلاسل الزمنية، وقد تم الحصول على بيانات

السلاسل الزمنية الخاصة بمتغيرات الدراسة والمتمثلة في الناتج المحلي الإجمالي (PIB) وحجم الاستثمارات المعبر عنها بالتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت (FBCF) من المواقع الرسمية لكل من الديوان الوطني للإحصائيات (الجزائر) والبنك المركزي الجزائري على شبكة الانترنت، وتم إجراء التطبيق عليها باستخدام برنامج Eviews 7 في تحليلها.

رابعاً: حدود الدراسة

اعتمدت الدراسة على الفترة الزمنية الممتدة ما بين 1990 و2016 وهي فترة تبدو طويلة نسبياً وتسمح بدراسة الناتج المحلي الإجمالي والاستثمارات في الجزائر بصورة دقيقة وجيدة. ونشير هنا إلى أن البيانات التي سوف تستند عليها الدراسة القياسية هي سنوية، فمن مزايا اختيار البيانات السنوية هي التركيز على العوامل الرئيسة التي تؤثر على المتغيرات محل الدراسة، وإهمال أو استبعاد التغيرات الأخرى والعوامل ذات التأثير الثانوي أو العرضي، كما أن الأخذ بالبيانات السنوية يمكن من تجاوز إمكانية وجود فاصل زمني بين تغير أحد متغيرات الدراسة، وأيضاً الافتراض بأن فترة سنة كاملة تعتبر كافية لإجراء جميع التعديلات الجزئية المطلوبة عند حدوث أي تغييرات محتملة. وسوف يتم لاحقاً تناول خصائص السلاسل الزمنية عند قياس العلاقة في النموذج القياسي.

المحور الثاني: النموذج القياسي (تقنية أشعة الانحدار الذاتي (VAR))

أولاً: بناء النموذج

تعتبر تقنية أشعة الانحدار الذاتي (VAR) من بين النماذج التي لقيت رواجاً كبيراً في أدبيات القياس الاقتصادي، تستخدم في التنبؤ في حالة النماذج الآنية التي يوجد في ظلها علاقات تبادلية بين المتغيرات (عبد القادر عطية، 2005)، ويعتبر الباحث الاقتصادي سيمس (Sims) أول من استخدم هذه النماذج، حيث حاول تقديم بديل عن النماذج الهيكلية من خلال بناء نموذج اقتصادي قياسي باستخدام تقنية أشعة الانحدار الذاتي، ويعتقد سيمس أن النماذج الهيكلية تحتوي على قيود كثيرة مثل الاستغناء عن عدة متغيرات اقتصادية تكون مهمة وذلك بغية الحصول على نموذج قياسي معرف ومحدد، واختيار

المتغيرات الخارجية والداخلية... إلخ، وهو الأمر الذي دفع سيمس باتجاه إدخال جميع المتغيرات المهمة دون استبعاد أو إقصاء، مع إضفاء عامل الديناميكية (SIMS; 1980) من خلال إدخال عامل التأخير على كل المتغيرات في كل معادلة، لأن سلوك الظواهر الاقتصادية أقرب ما يكون إلى السلوك الديناميكي.

إن شعاع الانحدار الذاتي هو عبارة عن نظام تكون فيه كل المتغيرات دالة لقيمتها الماضية والقيم الماضية لباقي المتغيرات الأخرى المكونة لشعاع الانحدار الذاتي، إضافة إلى الحدود العشوائية. (HAMILTON; 1994) فإذا كان لدينا شعاع انحدار ذاتي يحتوي على متغيرين فقط هما: X_{1t} و X_{2t} ، وعدد التأخيرات هو 3 ($p=3$) فإن نموذج VAR(3) يكتب على الشكل التالي:

$$x_{1t} = a_1 + \sum_{i=1}^3 \beta_{1i} x_{1t-i} + \sum_{j=1}^3 c_{1j} x_{2t-j} - d_1 x_{2t} + e_{1t}$$

$$x_{2t} = a_2 + \sum_{i=1}^3 \beta_{2i} x_{2t-i} + \sum_{j=1}^3 c_{2j} x_{1t-j} - d_2 x_{1t} + e_{2t}$$

إن تطبيق نموذج أشعة الانحدار الذاتي (VAR) باستخدام برنامج Eviews يتطلب توافر جملة من الشروط يمكن تثبيتها على النحو التالي:

- يجب أن تكون السلاسل الزمنية المستخدمة في الدراسة مستقرة.
- تحديد درجة تأخير النموذج (عدد مدد الإبطاء الزمني) والتي سوف تعتمد في النموذج.
- دراسة علاقة السببية بين متغيرات الدراسة.

1) تحليل الاستقرار

يعتبر قياس استقراره السلسلة الزمنية أمراً ضرورياً لأن المقدرات والاختبارات الإحصائية التي تنتج عن إجراء الانحدار لسلاسل زمنية غير مستقرة تعد نتائج غير سليمة أو انحدار زائف، ولا يمكن الاطمئنان إلى نتائج الاستدلال الإحصائي على مقدراتها.

ويقصد بالسلسلة الزمنية المستقرة تلك التي لا تتغير خصائصها عبر الزمن، وتكون السلسلة الزمنية مستقرة إذا وفقط إذا كان المتوسط لـ X ثابت عبر الزمن، والتباين أيضا

ثابت عبر الزمن، والتباين المشترك يعتمد على فترات الإبطاء ومستقلا عن الزمن (خالد محمد السواعي، 2011)، أي أننا نقول عن السياق العشوائي Y_t أنه مستقر إذا

تحقق التالي: (BOURBONNAIS, TERRAZA; 1999)

- $E(Y_t) = m$
- $Var(y_t) = \sigma^2$
- $Cov(Y_t; Y_{t+k}) = E[(Y_t - m)(Y_{t+k} - m)]$

1.1 اختبار الاستقرار

تعتبر اختبارات استقرارية السلاسل الزمنية من المواضيع المهمة في التحليلات الاقتصادية الحديثة، فعدم الاستقرارية عادة ما يعود إلى وجود جذر الوحدة (Unit Root)، ولمعرفة استقرارية السلسلة الزمنية من عدمها تستخدم العديد من الاختبارات سنكتفي بالتالي منها:

- اختبار ديكي فوللر (Dickey-Fuller): على الرغم من تعدد اختبارات جذر الوحدة إلا أن أهمها وأكثرها شيوعا في الدراسات الاقتصادية هو اختبار ديكي فوللر، الذي يفترض أنه لدينا السياق العشوائي Y_t (DICKEY FULLER; 1979)، وهنا يقوم الاختبار

$$\Delta Y_t = b_0 + b_1 T + \delta Y_{t-1} + U_t$$

على المعادلة التالية:

حيث تشير (Δ) إلى الفرق الأول للسلسلة الزمنية Y_t ، و (δ) معلمة المتغير المتباطئ، في حين تحتوي المعادلة على قاطع (b_0) واتجاه زمني (T) ، من منطلق أن أغلب الدراسات الاقتصادية تأخذ القاطع مع الاتجاه الزمني.

- اختبار ديكي فوللر الموسع (Augmented Dickey-Fuller): اعتمادا على المعادلة السابقة ومن أجل تلافي وجود الارتباط الذاتي في حد الخطأ العشوائي (U_t) ، فإنه يجب تصحيح ذلك من خلال إضافة عدد مناسب من حدود الفرق المبثثة، وهنا تصبح معادلة اختبار جذر الوحدة كمايلي:

$$\Delta Y_t = b_0 + b_1 T + \delta Y_{t-1} + a_i \Sigma^m \Delta Y_{t-i} + \zeta_t$$

وتصبح عندئذ (ζ_t) غير مرتبطة ذاتيا.

2.1 تحديد درجة تأخير النموذج (عدد فترات الإبطاء)

هناك عدة معايير إحصائية تستخدم لتحديد درجة تأخير النموذج، وذلك تقاديا للحكم الشخصي فيما يتعلق بطول مدة التأخير، هذه المعايير ترمي إلى تدنية مجموع مربعات البواقي إلى أقل قيمة ممكنة، ومن بينها معيار (AIC) Schwarz- .Akaike (AIC) .Bayesian (BIC) .Hannan-Quinn (HQ) informatin criteria (Kozhan ;2010)

• معيار خطأ التنبؤ النهائي (FPE): يعطى هذا المعيار بالصيغة الرياضية التالية:

$$FPE = \left(\frac{N+P-n}{n-Pn} \right) \det \Omega (P)$$

حيث: (Ω) تمثل مصفوفة التباينات والتغايرات المقدرة للبواقي، (n) عدد المتغيرات الداخلية، و(N) عدد المشاهدات الكلية.

يتم حساب قيمة المعيار المتعلقة بالقيم المتتالية لـ P إلى غاية K حيث ($K = \frac{N}{10}$) على الأكثر، ومن ثم تحدد قيمة FPE الأصغر، وأخذ عدد مدد التباطؤ الزمني منها، أي:

$$FPE (P_0) = \text{Min}_{i=1}^k FPE (P)$$

• معيار المعلومات لـ AKAIKE: يعطى هذا المعيار بالصيغة الرياضية التالية:

$$AIC (P) = \text{Log} [\det \Omega (P)] + 2 \left(\frac{n^2 P}{N} \right)$$

وفي النهاية يتم اختبار القيمة P_0 التي تحقق العلاقة التالية:

$$AIC (P_0) = \text{Min}_{p=1}^k AIC (P)$$

• معيار المعلومات البايزية BIC: يعطى هذا المعيار بالصيغة الرياضية التالية:

$$BIC (P) = \text{Log} [\det \Omega (P)] + \left(\frac{n^2 P \log N}{N} \right)$$

وفي النهاية يتم أخذ عدد مدد التباطؤ الزمني التي تحقق العلاقة التالية:

$$BIC (P_0) = \text{Min}_{p=1}^k BIC (P)$$

• معيار المعلومات HQIC: يعطى هذا المعيار بالصيغة الرياضية التالية:

$$HQIC (P) = \text{Log} [\det \Omega (P)] + \left(\frac{2n^2 P c \log \log N}{N} \right)$$

حيث يمثل C مؤشرا لقوة المعيار، وفي التطبيق العملي عادة ما يؤخذ مساويا للقيمة (2).

وفي النهاية يتم أخذ عدد مدد التباطؤ الزمني التي تحقق العلاقة التالية:

$$HQIC (P_0) = \text{Min}_{p=1}^k HQIC (P)$$

وفي التطبيق العملي قد نحصل أحيانا على نتائج مختلفة ومتباينة بتطبيق المعايير السابقة، لذلك فإننا سوف نختار مدة الإبطاء التي تم الحصول عليها في أكبر عدد من تلك المعايير، ولو أن درجة التأخير الموافقة لمعيار AKAIKE تعتبر الأكثر دقة.

3.1 تحليل الصدمات ودوال الاستجابة

إن الهدف الأساسي من تحليل الصدمات ودوال الاستجابة الدفعية هو قياس الأثر الناتج عن حدوث صدمة على المتغيرات، فعلى سبيل المثال إذا كان لدينا نموذج شعاع الانحدار الذاتي من الدرجة 2 (N=2 ; P=2) فإن هذا النموذج يمكن كتابته على الشكل التالي:

(BOURBONNAIS ;2000)

$$\begin{cases} Y_{1t} = a_0 + a_1 Y_{1t-1} + a_2 Y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \\ Y_{2t} = b_0 + b_1 Y_{1t-1} + b_2 Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \end{cases}$$

لنفترض الآن حدوث صدمة على المتغيرة العشوائية ε_{1t} بمقدار وحدة واحدة وذلك خلال اللحظة t ، عندئذ يكون أثر هذه الصدمة على المتغيرات Y_{1t} و Y_{2t} معرفا كمايلي:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_{1t+1} \\ \Delta Y_{2t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix}$$

عند اللحظة t :

عند اللحظة $(t+1)$:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_{1t+1} \\ \Delta Y_{2t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 \\ b_1 & b_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Y_{1t} \\ \Delta Y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 \\ b_1 & b_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ b_1 \end{bmatrix}$$

عند اللحظة $(t+2)$:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_{1t+2} \\ \Delta Y_{2t+2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 \\ b_1 & b_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Y_{1t+1} \\ \Delta Y_{2t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 \\ b_1 & b_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ b_1 \end{bmatrix}$$

وبشكل عام فإنه عند الفترة $t+h$ يكون لدينا:

$$\Delta Y_{t+h} = \bar{B} \Delta Y_{t+h-1}$$

حيث أن المصفوفة B تمثل مقدرات معالم نموذج شعاع الانحدار الذاتي.

إن قيم التغير عند كل فترة تشكل ما يعرف بـ "دالة الاستجابة"، هذه الأخيرة تمكن من حساب المضاعفات الديناميكية، وتوفر معلومات مهمة حول رد فعل المتغيرات المكونة لشعاع الانحدار الذاتي على إثر حدوث صدمة في الأخطاء العشوائية.

4.1) اختبار السببية يعتبر مفهوم السببية من بين المفاهيم التي أثارت الاهتمام لدى المختصين في القياس الاقتصادي، لأن معرفة المتغير الذي يسبب الآخر يمكن صناعات السياسات من صياغة سياسة اقتصادية سليمة، كما أن معرفة اتجاه السببية يمكن من توضيح العلاقة الموجودة بين المتغيرات الاقتصادية. وبصورة مبسطة يرى الفيلسوف أرسطو أن السببية تشير إلى أن حدثا ما يكون سببا لحدث آخر إذا و فقط إذا كان يشكل شرطا ضروريا وكافيا. (DUFOUR; 2006) وقد قام غرانجر (Granger) بتطوير اختبار بسيط لتعريف السببية وإدخاله في الاقتصاد القياسي من أجل التمييز بين المتغيرات الخارجية والأخرى الداخلية، وذلك كمايلي: يقال أن المتغير Y_t يسبب المتغير X_t إذا أمكن التنبؤ بـ X_t باستخدام القيم المتباطئة للمتغير Y_t .

باعتبار المعلومات الموجودة في ماضي المتغيرين العشوائيين X و Y هي على التوالي:

$$\tilde{X} = \{X_t, X_{t-1}, \dots, X_{t-n}\}$$

$$\tilde{Y} = \{Y_t, Y_{t-1}, \dots, Y_{t-n}\}$$

وأن خطأ التنبؤ بالاعتماد على المعلومات المتوافرة نرمز له كمايلي:

$$e(X/\text{inf}) = X - E(X/\text{inf}); \quad e(Y/\text{inf}) = Y - E(Y/\text{inf})$$

يعتمد غرانجر في دراسته للسببية على تباين خطأ التنبؤ $[Var(e)]$ حيث يرى أنه كلما كان التباين صغيرا كلما كان المتغير مفسرا تفسيريا جيدا، وهنا يقدم أربعة أنواع للسببية هي:

• **السببية وحيدة الاتجاه:** وتشير إلى أن المتغير العشوائي X يتسبب في المتغير

العشوائي Y ، بمعنى أن ماضي المتغير العشوائي X يحسن من تنبؤ المتغير العشوائي

Y في اللحظة t ، وهو أفضل من الاعتماد على ماضي المتغير Y فقط. وهنا تكون

$$V[e(Y_t/\tilde{Y}_{t-1}, \tilde{X}_{t-1})] < V[e(Y_t/\tilde{Y}_{t-1})]$$

المتراجحة التالية محققة:

• **السببية بالاتجاهين:** وتشير إلى أن المتغير العشوائي X يسبب المتغير العشوائي Y ،

كما أن المتغير العشوائي Y يسبب المتغير العشوائي X ، بمعنى أن ماضي المتغير

العشوائي X يحسن من تنبؤ المتغير العشوائي Y ، وأن ماضي المتغير العشوائي Y يحسن من تنبؤ المتغير X . وهنا تكون المتراجحة التالية محققة:

$$V [e(Y_t/\tilde{Y}_{t-1}, \tilde{X}_{t-1})] < V [e(Y_t/\tilde{Y}_{t-1})]$$

$$V [e(X_t/\tilde{X}_{t-1}, \tilde{Y}_{t-1})] < V [e(X_t/\tilde{X}_{t-1})]$$

● **السببية الآتية:** وهي تعني أن القيمة الحالية للمتغير العشوائي X تسبب القيمة الحالية للمتغير العشوائي Y . وهنا تكون المتراجحة التالية محققة:

$$V [e(Y_t/\tilde{Y}_{t-1}, \tilde{X}_t)] < V [e(Y_t/\tilde{Y}_{t-1}, \tilde{X}_{t-1})]$$

● **السببية الآجلة (المتباطنة):** وهي تعني أن القيم الماضية للمتغير العشوائي X تسبب القيمة الحالية للمتغير العشوائي Y . وهنا تكون المتراجحة التالية محققة:

$$V [e(Y_t/\tilde{Y}_{t-1}, \tilde{X}_{t-m})] < V [e(Y_t/\tilde{Y}_{t-1})]$$

اختبار السببية لفرانجر (Granger): اختبار سببية فرانجر في حالة متغيرين مستقرين X_t و Y_t يتضمن في الخطوة الأولى تقدير نموذج أشعة الانحدار الذاتي (VAR) من خلال تقدير المعادلتين التاليتين، بطريقة المربعات الصغرى (OLS):

$$Y_t = a_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j Y_{t-j} + e_{1t}$$

$$X_t = a_2 + \sum_{i=1}^n \theta_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j Y_{t-j} + e_{2t}$$

حيث يفترض أن e_{1t} و e_{2t} غير مرتبطين، وهنا يمكن أن نتحصل على الحالات التالية:

الخطوة الأولى: تقدير انحدار Y_t على متباطئات Y من خلال المعادلة التالية:

$$Y_t = a_1 + \sum_{j=1}^m \gamma_j Y_{t-j} + e_{1t}$$

وبعدها يتم الحصول على مجموع مربعات البواقي (RSS: Residual Sum of

Squares) لهذا الانحدار (الانحدار المقيد) ويسمى RSS_R . (Andren ;2007)

الخطوة الثانية: تقدير انحدار Y_t على متباطئات Y بالإضافة إلى متباطئات X من خلال

$$Y_t = a_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j Y_{t-j} + e_{1t}$$

المعادلة التالية:

وبعدها يتم الحصول على مجموع مربعات البواقي (RSS: Residual Sum of

Squares) لهذا الانحدار (الانحدار غير المقيد) ويسمى RSS_U .

الخطوة الثالثة: حساب قيمة إحصائية الاختبار F_C على قيود المعاملات من خلال

$$F_C = \frac{(RSS_R - RSS_U)/m}{RSS_U/(n-k)} ; (k=m+n+1) \quad \text{العلاقة التالية:}$$

حيث: (m) تمثل عدد التباطؤات الزمنية للمتغيرات الداخلية، و(n) للمتغيرات الخارجية.

الخطوة الرابعة: وضع فرضية العدم (H_0) القائلة بأن المتغير العشوائي X_t لا يتسبب في

المتغير العشوائي Y_t ، والفرضية البديلة (H_1) القائلة بأن المتغير العشوائي X_t يتسبب في

المتغير العشوائي Y_t ، أي: $H_0: \sum_{i=1}^n \beta_i = 0$ or X_t does not cause Y_t

$H_1: \sum_{i=1}^n \beta_i \neq 0$ or X_t does cause Y_t

الخطوة الخامسة: مقارنة قيمة إحصائية الاختبار F_C المحسوبة مع قيمة إحصائية

الاختبار F_α الجدولية، ونقوم برفض فرضية العدم (H_0) وقبول الفرضية البديلة (H_1) إذا

كانت قيمة F_C أكبر من قيمة F_α .

المحور الثالث: النموذج القياسي

تم الحصول على سلسلتين زمنيتين للفترة الممتدة ما بين عامي 1990 و 2016 تخصان

الناتج المحلي الإجمالي (PIB) والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت (FBCF) في

الجزائر مقدره بملايين الدينارات الجزائرية، مثلما هو موضح في الجدول رقم (01).

الجدول رقم (01): الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت في الجزائر

t	FBCF	PIB	t	FBCF	PIB
1990	141876,6	554388,1	2004	1476902,6	6149116,7
1991	215778,6	862132,8	2005	1691640,3	7561984,4
1992	277973,7	1074695,8	2006	1969457,9	8514843,3
1993	324134,9	1189724,9	2007	2462124,4	9366565,9
1994	407545,1	1487403,6	2008	3228343,2	11077139,4
1995	541826	2004994,7	2009	3811419,1	10006839,7
1996	639447,1	2570028,9	2010	4350922,3	12034399
1997	638119,7	2780168	2011	4617702,8	14481007,8
1998	728754,1	2830490,7	2012	4992400	16209600
1999	789789,6	3238197,5	2013	5691000	16647900
2000	852628,7	4123513,9	2014	6446700	17228600
2001	965462,5	4227113,1	2015	7041700	16702100
2002	1111309,3	4522773,3	2016	7467300	17406800
2003	1265164,5	5252321,1			

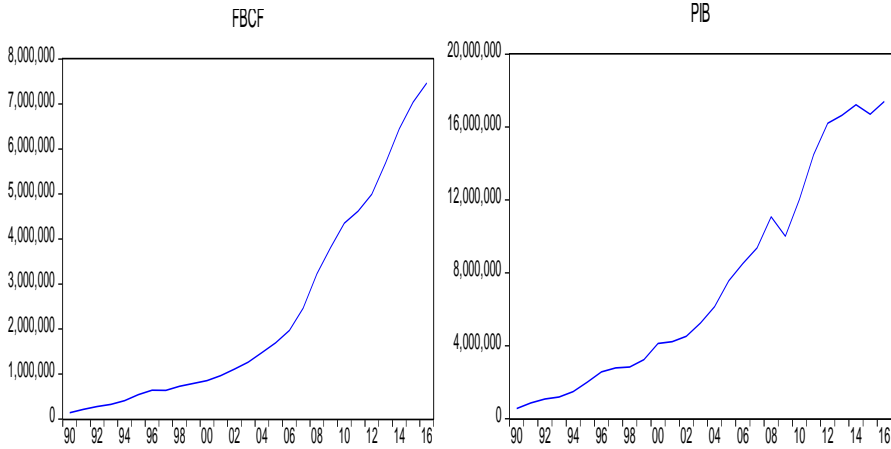
المصدر: بيانات مجمعة من الديوان الوطني للإحصائيات (الجزائر)، وبنك الجزائر.

1) عرض السلاسل الزمنية

يظهر الشكلان (01) و(02) أن السلسلتين الزمئيتين غير مستقرتين، إلا أنه لا يمكن التأكيد بأن ذلك يعود إلى وجود جذر الوحدة، لذا ينبغي إجراء اختبار جذر الوحدة.

الشكل رقم (02): تطور التكوين الإجمالي
لرأس المال الثابت للفترة (1990-2016)

الشكل رقم (01): تطور الناتج المحلي
الإجمالي للفترة (1990-2016)



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 07

2) اختبار استقراريه السلاسل الزمنية (اختبار جذر الوحدة)

نقوم باختبار استقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة المتمثلة في الناتج المحلي الإجمالي (PIB) والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت (FBCF)، كل متغير على حدى، ولأجل ذلك سوف نستخدم اختبار ديكي فوللر الموسع (Augmented Dickey-Fuller) لجذور الوحدة بوجود ثابت (b_0) واتجاه زمني (T)، وتم الحصول على النتائج التالية:

الجدول رقم (02): نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع للسلسلة الزمنية لـ PIB

Null Hypothesis: PIB has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

t-Statistic Prob.*

Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.829460	0.6611
Test critical values:	1% level	-4.356068
	5% level	-3.595026
	10% level	-3.233456

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج **Eviews 07**

تشير نتائج اختبارات جذر الوحدة باستخدام اختبار ديكي فوللر الموسع، ومن خلال مقارنة قيمة ديكي فوللر τ tau (تاو) المحسوبة مع قيم جدول **MacKinnon**، تشير النتائج إلى أن القيمة المطلقة لـ ADF المحسوبة (1.829460) أقل من القيم المطلقة لقيم **MacKinnon** النظرية عند مستويات الدلالة 1%، 5% و 10%. إذن سوف نقبل هنا فرضية العدم (H_0) القائلة بوجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية (PIB).

الجدول رقم (03): نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF) للسلسلة الزمنية FBCF
Null Hypothesis: FBCF has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.083909	0.9920
Test critical values:	1% level	-4.394309
	5% level	-3.612199
	10% level	-3.243079

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج **Eviews 07**

تشير نتائج اختبارات جذر الوحدة باستخدام اختبار ديكي فوللر الموسع، ومن خلال مقارنة قيمة ديكي فوللر τ tau (تاو) المحسوبة مع قيم جدول **MacKinnon**، تشير النتائج إلى أن القيمة المطلقة لـ ADF المحسوبة (0.083909) أقل من القيم المطلقة لقيم **MacKinnon** النظرية عند مستويات الدلالة 1%، 5% و 10%. إذن سوف نقبل فرضية العدم (H_0) القائلة بوجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية (FBCF).

بما أن السلسلتين الزمنيةين لكل من الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت تحتوي على جذر الوحدة فإنه لا بد من التخلص من ذلك عن طريق تطبيق مرشح

الفروق من الدرجة الأولى على كلا السلسلتين، وبعد ذلك نحصل على السلسلتين مستقرتين كما هو موضح في الجدولين رقم (04) و(05).

الجدول رقم (04): نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF) للسلسلة الزمنية للناتج المحلي الإجمالي بتطبيق مرشح الفروق الأولى

Null Hypothesis: D(PIB) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.469050	0.0081
Test critical values:		
1% level	-4.374307	
5% level	-3.603202	
10% level	-3.238054	

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 07

من خلال الجدول رقم (04) نلاحظ أن القيمة المطلقة لـ ADF المحسوبة أكبر من القيم المطلقة لقيم **MacKinnon** النظرية عند مستويات الدلالة 1%، 5% و 10%. إذن سوف نقبل هنا الفرضية البديلة (H_1) القائلة بعدم وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية للناتج المحلي الإجمالي (PIB).

الجدول رقم (05): نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF) للسلسلة الزمنية للتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت بتطبيق مرشح الفروق الأولى

Null Hypothesis: D(FBCF) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.710519	0.0412
Test critical values:		
1% level	-4.394309	

5% level	-3.612199
10% level	-3.243079

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج **Eviews 07**

من خلال الجدول رقم (05) نلاحظ أن القيمة المطلقة لـ ADF المحسوبة (3.710519) أكبر من القيم المطلقة لقيم **MacKinnon** النظرية عند مستويات الدلالة 5 % و 10 % . إذن سوف نقبل هنا الفرضية البديلة (H_1) القائلة بعدم وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية للتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت (FBCF).

(3) تحديد عدد مدد التباطؤ الزمني (درجة تأخير نموذج الـ VAR)

من أجل تحديد عدد مدد التباطؤ الزمني سوف يتم استخدام المعايير التي تعرضنا إليها سابقا والمتمثلة في معيار خطأ التنبؤ النهائي FPE، معيار المعلومات لـ AKAIKE، معيار المعلومات البايزية BIC ومعيار المعلومات HQIC. ويوضح الجدول رقم (06) درجة تأخير نموذج الـ VAR.

الجدول رقم (06): معايير تحديد درجة تأخير نموذج الـ VAR

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DFBCF DPIB

Exogenous variables: C

Date: 02/10/18 Time: 15:43

Sample: 1990 2016

Included observations: 19

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-547.9861	NA	4.76e+22	57.89328	57.99269	57.91010
1	-537.2321	18.11204	2.35e+22	57.18233	57.48057	57.23280
2	-521.7617	22.79856*	7.17e+21	55.97491	56.47199*	56.05904
3	-519.4294	2.946073	8.96e+21	56.15046	56.84636	56.26823
4	-515.4316	4.208217	9.83e+21	56.15069	57.04542	56.30211
5	-505.4300	8.422359	6.15e+21*	55.51895*	56.61251	55.70402*
6	-503.8454	1.000823	1.05e+22	55.77320	57.06559	55.99192
7	-498.3137	2.329107	1.49e+22	55.61197	57.10319	55.86435

* indicates lag order selected by the criterion

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

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 07

من خلال بيانات الجدول رقم (06) يظهر وأن المعايير FPE، AIC، و HQ تشير إلى ضرورة أخذ خمس (05) فجوات زمنية، في حين يشير معيار SC إلى ضرورة أخذ فجوتين زمنيتين (02).

4) اختبار السببية

تظهر لنا بيانات الجدول رقم (07) أن المتغير D(FBCF) يسبب المتغير D(PIB) مع ثلاث فجوات زمنية عند مستوى دلالة 5 %، وبالتالي سوف نرفض فرضية العدم القائلة بأن المتغير D(FBCF) لا يسبب المتغير D(PIB). كما أن المتغير D(PIB) لا يسبب المتغير D(FBCF) عند مستوى دلالة 5 %، وبالتالي سوف نقبل فرضية العدم القائلة بأن المتغير D(PIB) لا يسبب المتغير D(FBCF).

الجدول رقم (07): اختبار سببية غرانجر (Granger Causality Tests)

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/07/18 Time: 23:39

Sample: 1990 2016

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DFBCF does not Granger Cause DPIB	23	2.07761	0.1435
DPIB does not Granger Cause DFBCF		10.4871	0.0005

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 07

5) تقدير نموذج أشعة الانحدار الذاتي (VAR)

بناء على نتائج اختبار سببية غرانجر المبينة في الجدول رقم (07)، ومعايير تحديد درجة تأخير نموذج الـ VAR المبينة في الجدول رقم (06) ومن أجل التوفيق فيما بينها سوف نختار خمس (05) فجوات زمنية عند تقدير نموذج الـ VAR وهو ما تشير إليه المعايير FPE، AIC و HQ. وتوضح بيانات الجدول رقم (08) نتائج تقدير نموذج الـ VAR.

الجدول رقم (08): المعاملات المقدرة لنموذج الـ VAR

Vector Autoregression Estimates

Date: 02/10/18 Time: 21:31

Sample (adjusted): 1996 2016

Included observations: 21 after adjustments

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

	DFBCF	DPIB
DFBCF(-1)	0.307763 (0.30606) [1.00555]	-3.909149 (2.81177) [-1.39028]
DFBCF(-2)	-0.303857 (0.36048) [-0.84292]	4.559870 (3.31170) [1.37690]
DFBCF(-3)	-0.042274 (0.42479) [-0.09952]	-3.447820 (3.90252) [-0.88348]
DFBCF(-4)	0.297595 (0.44344) [0.67110]	7.927204 (4.07388) [1.94586]
DFBCF(-5)	-0.607277 (0.32771) [-1.85311]	-6.311057 (3.01062) [-2.09626]
DPIB(-1)	0.060522 (0.03368) [1.79713]	0.078431 (0.30939) [0.25350]
DPIB(-2)	0.210104 (0.04168) [5.04098]	-0.053194 (0.38290) [-0.13892]
DPIB(-3)	0.197744 (0.07192) [2.74960]	0.897666 (0.66070) [1.35866]
DPIB(-4)	0.121424	-0.205199

	(0.05634)	(0.51759)
	[2.15519]	[-0.39645]
DPIB(-5)	0.122856	0.287899
	(0.05959)	(0.54744)
	[2.06173]	[0.52590]
C	-127389.4	346801.4
	(54402.4)	(499790.)
	[-2.34161]	[0.69389]
R-squared	0.948448	0.603571
Adj. R-squared	0.896896	0.207143
Sum sq. resids	6.36E+10	5.37E+12
S.E. equation	79759.70	732745.6
F-statistic	18.39786	1.522522
Log likelihood	-259.0296	-305.6030
Akaike AIC	25.71711	30.15267
Schwarz SC	26.26424	30.69980
Mean dependent	329784.5	733419.3
S.D. dependent	248396.5	822916.4
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.89E+21
Determinant resid covariance		4.28E+20
Log likelihood		-558.4044
Akaike information criterion		55.27661
Schwarz criterion		56.37088

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 07

بينما نموذج الـ (05) VAR المقدر فيكون على الشكل التالي:

$$\begin{aligned}
 DFBCF = & C(1)*DFBCF(-1)+C(2)*DFBCF(-2)+C(3)*DFBCF \\
 & (-3)+C(4)*DFBCF(-4)+C(5)*DFBCF(-5)+C(6)*DPIB(-1)+ \\
 & C(7)*DPIB(-2)+C(8)*DPIB(-3)+C(9)*DPIB(-4)+C(10)*DPIB(-5) \\
 & + C(11) \\
 DPIB = & C(12)*DFBCF(-1)+C(13)*DFBCF(-2)+C(14)*DFBCF(-3) \\
 & +C(15)*DFBCF(-4)+C(16)*DFBCF(-5)+C(17)*DPIB(-1)+ \\
 & C(18)*DPIB(-2)+C(19)*DPIB(-3)+C(20)*DPIB(-4)+ \\
 & C(21)*DPIB(-5) + C(22)
 \end{aligned}$$

(6) اختبار البواقي

سوف نقوم بالتأكد من أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي، وأنها غير مرتبطة ذاتيا وهذا في إطار التحقق من جودة وصحة النموذج، وذلك من خلال الاختبارين التاليين:

▪ **التوزيع الاحتمالي للبواقي:** وفي هذا الإطار سوف نستخدم اختبار (LM)، ويوضح الجدول رقم (09) نتائج اختبار (LM) للتوزيع الاحتمالي للبواقي.

الجدول رقم (09): نتائج اختبار التوزيع الاحتمالي للبواقي (اختبار LM)

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Date: 02/10/18 Time: 23:39

Sample: 1990 2016

Included observations: 21

Lags	LM-Stat	Prob
1	2.146083	0.7089
2	2.039672	0.7285
3	3.636248	0.4575
4	3.039990	0.5512
5	0.768289	0.9426
6	2.418559	0.6593
7	2.929897	0.5696
8	8.381885	0.0785
9	1.205776	0.8771
10	10.85090	0.0283
11	7.174842	0.1269
12	6.337386	0.1753

Probs from chi-square with 4 df.

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 07

▪ **اختبار الارتباط الذاتي للبواقي:** وفي هذا الإطار سوف نستخدم اختبار لجينغ - بوكس

(Ljung-Box)، ويوضح الجدول رقم (09) نتائج اختبار الارتباط الذاتي للبواقي:

تظهر نتائج اختبار Ljung-Box الخاص بالارتباط الذاتي للبواقي والموضحة في الجدول أعلاه إلى قبول (عدم رفض) فرضية العدم (H_0) القائلة بعدم وجود ارتباط ذاتي للبواقي عند مستوى دلالة 5 %.

الجدول رقم (09): نتائج اختبار الارتباط الذاتي للبواقي (اختبار Ljung-Box)
VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 02/10/18 Time: 22:23
Sample: 1990 2016
Included observations: 21

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	1.907815	NA*	2.003206	NA*	NA*
2	3.402229	NA*	3.654926	NA*	NA*
3	5.435381	NA*	6.026937	NA*	NA*
4	8.051773	NA*	9.258951	NA*	NA*
5	8.784820	NA*	10.22107	NA*	NA*
6	10.84166	0.0284	13.10065	0.0108	4
7	12.82568	0.1180	16.07668	0.0413	8
8	17.27892	0.1394	23.27038	0.0255	12
9	18.08104	0.3192	24.67408	0.0758	16
10	22.84935	0.2963	33.77723	0.0277	20
11	25.36926	0.3859	39.06903	0.0269	24
12	26.37717	0.5523	41.42082	0.0491	28

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

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 07

(7) دوال الاستجابة لرد الفعل وتحليل مكونات التباين

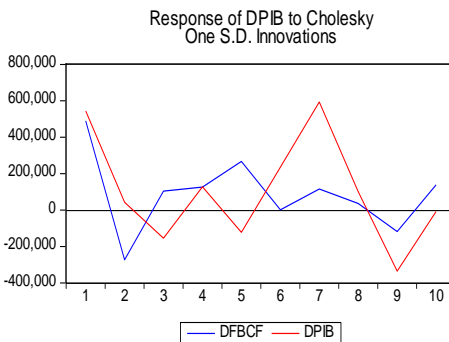
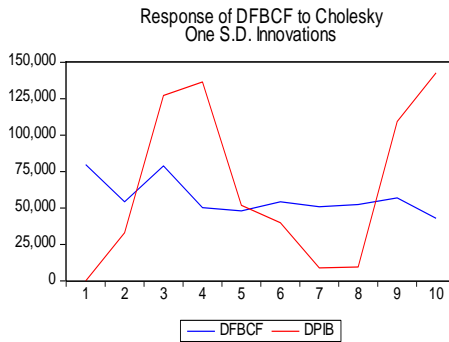
■ دوال الاستجابة لرد الفعل

رأينا سابقا أن الهدف الرئيس من تحليل الصدمات هو قياس أثر حدوث صدمة على المتغيرات، ويظهر الجدول رقم (10) والشكل رقم (03) نتائج تحليل الصدمات ودوال الاستجابة الدفعية لنموذج شعاع الانحدار الذاتي (5) VAR. من خلال بيانات الجدول رقم (10) نلاحظ أنه عند إحداث صدمة عشوائية في المتغير DFBCF خلال الفترة (t=1) بمقدار ($\Delta DFBCF=79759.70$) فإن ذلك لم يؤدي إلى

أي تغيير في DPIB خلال نفس الفترة، لكن خلال الفترة (t=2) ومع انخفاض مقدار الصدمة ($\Delta DFBCF=54210.93$) ارتفع الناتج المحلي الإجمالي، ليستمر بعد ذلك الاختلاف في التأثيرات تبعاً لطبيعة الصدمة.

إن إحداث صدمة عشوائية في المتغير DPIB خلال الفترة (t=1) بمقدار ($\Delta PIB=544691.3$) أدت إلى تغيير في DFBCF ($\Delta DFBCF=490130.1$)، وخلال الفترة (t=2) ومع انخفاض مقدار الصدمة ($\Delta DPIB =42720.75$) أدى ذلك إلى انخفاض DFBCF لكن بشكل سلبي، وعليه يمكن القول أن تغيير الصدمات عبر الفترات يؤثر في الناتج المحلي الإجمالي حسب طبيعة الصدمة.

الجدول رقم (10): نتائج تحليل الصدمات الشكل رقم (03): دوال الاستجابة



Response of DFBCF:

Period	DFBCF	DPIB
1	79759.70	0.000000
2	54210.93	32966.05
3	78883.01	127173.2
4	50231.46	136457.1
5	47958.30	51818.24
6	54250.39	39907.22
7	50833.82	8884.039
8	52397.47	9527.354
9	56905.22	109327.6
10	42886.96	142689.0

Response of DPIB:

Period	DFBCF	DPIB
1	490130.1	544691.3
2	-273351.1	42720.75
3	104264.1	-154492.8
4	126523.6	127743.4
5	267121.1	-122382.7
6	985.4732	235493.0
7	115966.8	593530.7
8	36549.56	101183.3
9	-117722.1	-335093.7
10	138219.0	-7668.557

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 07

■ **تحليل التباين:** إن الهدف من دراسة تحليل تباين خطأ التنبؤ هو معرفة نصيب أو مدى مساهمة كل متغير في تباين الخطأ، والنتائج الخاصة بتحليل التباين تظهر من خلال الجدول رقم (11)، والشكل رقم (04):

الشكل رقم (04): منحني التباين

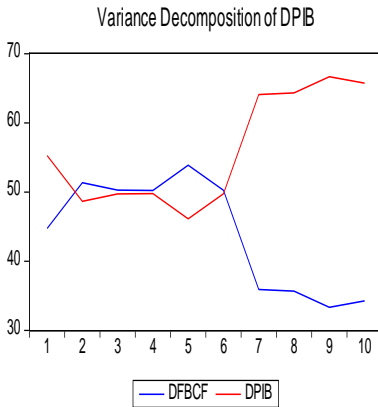
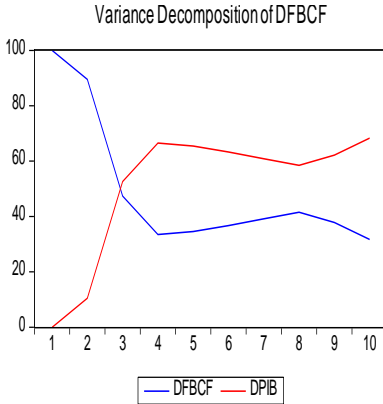
الجدول رقم (11): نتائج تحليل تباين خطأ تنبؤ

Variance Decomposition of DFBCF:

Period	S.E.	DFBCF	DPIB
1	79759.70	100.0000	0.000000
2	101917.6	89.53750	10.46250
3	181060.1	47.35102	52.64898
4	232220.8	33.46438	66.53562
5	242717.1	34.53676	65.46324
6	251887.5	36.70647	63.29353
7	257119.2	39.13663	60.86337
8	262576.8	41.50872	58.49128
9	290064.3	37.86316	62.13684
10	326093.1	31.68833	68.31167

Variance Decomposition of DPIB:

Period	S.E.	DFBCF	DPIB
1	732745.6	44.74209	55.25791
2	783238.2	51.33950	48.66050
3	805109.3	50.26516	49.73484
4	824941.0	50.22978	49.77022
5	875704.8	53.87969	46.12031
6	906816.8	50.24611	49.75389
7	1089974.	35.91033	64.08967
8	1095271.	35.67523	64.32477
9	1151418.	33.32606	66.67394
10	1159710.	34.27169	65.72831



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 07

من خلال نتائج اختبار تحليل مكونات التباين الواردة في الجدول أعلاه يظهر وأن متغير إجمالي تكوين رأس المال الثابت (FBCF) يفسر 100 % من أخطاء التباين تعزى إلى المتغير نفسه خلال الفترة الأولى، بينما 89 % من أخطاء التباين خلال الفترة

الثانية تعزى إلى المتغير نفسه، وصدمة في متغير الناتج المحلي الإجمالي (DPIB) يمكن أن تسبب 10.46 % من التقلبات في (DFBCF)، أما على المدى الطويل وتحديداً عند الفترة العاشرة كانت القدرة التفسيرية لـ (DPIB) عالية جداً حيث تقدر حوالي 68.31 % من أخطاء التباين للتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت (FBCF).

النتائج التي توصل إليها النموذج، والتوصيات

من خلال هذه الورقة البحثية حاولنا تقدير نموذج قياسي للتنبؤ ودراسة العلاقة السببية بين متغيرين اقتصاديين غاية في الأهمية هما الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت في الجزائر، وقد توصلت هذه الدراسة التطبيقية إلى جملة من النتائج يمكن تثبيت أهمها في النقاط التالية:

- تقدير العلاقة بين المتغيرين الاقتصاديين المتمثلين في الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت في الجزائر، من خلال نموذج قياسي يعتبر مقبول من الناحيتين الاقتصادية والإحصائية.

- السلسلتين الزمنية للناتج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت غير مستقرتين عند المستوى، وهما تحتويان على جذر الوحدة حسب اختبار ديكي فوللر الموسع للاستقرارية، لكن السلسلتين تستقران عند أخذ مرشح الفروق من الدرجة الأولى. من خلال تحديد درجة التأخير (عدد مدد الإبطاء الزمني) بخمس (05) فجوات زمنية عند تقدير نموذج الـ VAR - وهو ما تشير إليه المعايير FPE، AIC و HQ-، في تأثير التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت على الناتج المحلي الإجمالي، هناك دلالات واضحة جداً بشأن التأخيرات المسجلة في إدخال المشاريع الاستثمارية الجديدة لدائرة الاستثمارات.

- من خلال الإشارة السابقة المتعلقة بدرجة التأخير، تظهر بوضوح القدرة الفائقة لتقنية أشعة الانحدار الذاتي في الكشف عن وجود علاقة سببية متباطئة بين الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت في الجزائر.

- من خلال النتائج المتوصل إليها في هذا النموذج القياسي، يمكن الاعتماد عليها للتنبؤ بحجم الناتج المحلي الإجمالي، والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت في الجزائر بما يساعد واضعي السياسات وصناع القرارات على وضع استراتيجيات دقيقة وخطط واضحة المعالم استهدافاً للتنمية الاقتصادية والاجتماعية المستدامة.

قائمة المراجع

أولاً: المراجع باللغة العربية

- الكتب

1. خالد محمد السواعي (2011)، أساسيات القياس الإقتصادي باستخدام Eviews، دار الكتاب الثقافي، إربد، الأردن، ص (180).

2. عبد القادر محمد عبد القادر عطية (2005)، الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية، الاسكندرية، جمهورية مصر العربية، ص (737).

ثانياً: المراجع باللغة الأجنبية

- Ouvrages:

1. JEAN-MARIE DUFOUR (2006), Économétrie, Causalité et Analyse des politiques, Canada: Université de Montréal, P (7).
2. RÉGIS BOURBONNAIS (2000), Économétrie: cour et exercices corrigé, Paris: Dunod, 3^{em} edition, P (262; 270).
3. Roman Kozhan (2010), Financial Econometrics With Eviews, Ventus publishing ApS, bookboon, P (97).
4. Thomas Andren (2007), Econometrics, bookboon, 1st edition, P(42).

- Articles :

1. CHRISTOPHER. A. SIMS (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol: 48, N° 01, PP(4 ; 6).
2. DICKEY D.A, FULLER W.A (1979), distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American statistical association*, Vol: 74, N° 366, P(431).
3. JAMES D. HAMILTON (1994), time series analysis, united Kingdom: princeton university press, P (258).
4. RÉGIS BOURBONNAIS, MICHEL TERRAZA (1999), Analyse des series temporelles en économie, Paris: presses universitaires de France, 1^{er} édition, PP (79; 80).

قائمة الجداول

الرقم	العنوان
01	النتائج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت في الجزائر للفترة (1990-2016)
02	نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع للسلسلة الزمنية لـ PIB
03	نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF) للسلسلة الزمنية FBCF
04	نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF) للسلسلة الزمنية للنتائج المحلي الإجمالي بتطبيق مرشح الفروق الأولى
05	نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF) للسلسلة الزمنية للتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت بتطبيق مرشح الفروق الأولى
06	معايير تحديد درجة تأخير نموذج الـ VAR
07	اختبار سببية غرانجر (Granger Causality Tests)
08	المعاملات المقدره لنموذج الـ VAR
09	نتائج اختبار التوزيع الاحتمالي للبواقي (اختبار LM)
10	نتائج اختبار الارتباط الذاتي للبواقي (اختبار Ljung-Box)
11	نتائج تحليل الصدمات
12	نتائج تحليل تباين خطأ تنبؤ

قائمة الأشكال

الرقم	العنوان
01	تطور النتائج المحلي الإجمالي للفترة (1990-2016)
02	تطور التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت للفترة (1990-2016)
03	دوال الاستجابة
04	منحنى التباين