

تقدير أثر القطاع الفلاحي على النمو الاقتصادي خلال الفترة 1970-2017

Estimating the impact of the agricultural sector on economic growth during the period 1970-2017

– عبد القادر بوكريطة: أستاذ محاضر (ب)، جامعة الجيلالي بونعامة خميس مليانة، a.bokreta@univ-dbk.m.dz

تاريخ النشر: 2021/01/20

تاريخ القبول: 2021/01/09

تاريخ الإرسال: 2020/08/20

ملخص

تهدف الدراسة إلى قياس أثر القطاع الفلاحي على النمو الاقتصادي خلال الفترة 1970-2017، حيث اعتبرت الدراسة أن النمو الاقتصادي هو دالة للمتغيرات التالية: العمل، رأس المال، القيمة المضافة للقطاعات الفلاحة والصناعة والخدمات، للقيام بذلك استخدمنا طريقة FMOLS لتقدير معلمات العلاقة في المديين الطويل والقصير الخاص بنموذج التكامل المشترك. توصلنا من خلال دراستنا إلى أن قيمة تأثير القيمة المضافة للقطاع الفلاحي على النمو الاقتصادي 0,089، القيمة المضافة للصناعة (0,48) والخدمات (0,37)، في حين أثبت نموذج تصحيح الخطأ وجود علاقة بينها وبين النمو الاقتصادي في الأجل القصير تتقارب مع الأجل الطويل.

الكلمات المفتاحية: النمو الاقتصادي، القطاع الفلاحي، التكامل المشترك، FMOLS

تصنيف JEL : C32,O470

Abstract

The study aims to measure the impact of the agricultural sector on economic growth during the period 1970-2017, as the study considered that economic growth is a function of the following variables: labor, capital, added value of the agricultural, industry and services sectors. To do so, they used the FMOLS method to estimate the relationship parameters in the long and short term Of the cointegration model.

We found, through our study, that the value of the impact of the added value of the agricultural sector on economic growth is 0,089, the added value of industry (0,48) and services (0,37), while the error correction model proved the existence of a relationship in the short term converging with the long term

Key words: Economic growth, agricultural sector, co-integration, FMOLS

Jel Classification Codes : C32,O470

مقدمة:

يعد القطاع الفلاحي من أهم القطاعات التي يعول عليها في تنمية البلدان خاصة النفطية منها وتخلصها من تبعيتها المفرطة لقطاع المحروقات فهي تعتبر من أسهل وأسرع البدائل المتوفرة مقارنة بباقي القطاعات لتخفيض الاعتماد على الإنتاج النفطي نظرا لقدرتها على استيعاب حجم كبير من القوى العاملة وتلبيتها للحاجات الاستهلاكية الغذائية وتحقيقها الأمن الغذائي، بالإضافة إلى توفير وإنتاج السلع والمواد الأولية التي تستخدم كمدخلات لباقي القطاعات كالصناعات التحويلية.

لقد تميز القطاع الإنتاجي الفلاحي في الجزائر خلال العقود الأخيرة بتنناقضات عديدة بين المحيط الحقيقي وظروف إعادة تأطير هذا القطاع، ورغم الانفتاح الاقتصادي والتعديلات الهيكلية لا يزال القطاع يخضع إلى تبعية متزايدة إزاء الخارج وأن القطاع لا يساهم على وجه أكمل في بناء الاقتصاد، وعليه فالوضع المتسم بالانتقالية نحو اقتصاد السوق يحتاج الفلاحة كقطاع استراتيجي في الاقتصاد الوطني، وينبغي أن تتمحور حولها كل السياسات التنموية مستقبلا، حتى تحتفظ بأهميتها الاقتصادية وترقى بمكانتها الاستراتيجية في السياسة والاقتصاد معا.

يمكن القول أنه مهما كانت خلفيات الاستراتيجية التنموية المتبعة فمن المفروض أن يحظى القطاع الإنتاجي الفلاحي بأهمية معتبرة باعتباره القطاع الذي يؤثر في القطاعات الأخرى بدرجة كبيرة، إضافة إلى تأثيره هو بالتغيرات التي تحصل في باقي القطاعات، فإذا كان توفير المنتوجات الغذائية يتحقق بفعل الإنتاج الفلاحي فإنه من المهم إقامة استراتيجية فلاحية لمواجهة أزمة الغذاء وبالتالي خدمة الاقتصاد، فالاعتماد على الذات مبدأ من المبادئ الأساسية والضرورية للتنمية الاقتصادية والاجتماعية، ويتجسد هذا المبدأ في بناء استراتيجية على تشجيع الاعتماد الذاتي الوطني بالاستغلال الفعلي لكافة الموارد الطبيعية المتاحة والنهوض بالقطاع الإنتاجي الفلاحي في الجزائر.

وعلى ضوء هذا العرض يمكن صياغة وتحديد مشكلة البحث في السؤال التالي:

إشكالية البحث

هل القطاع الإنتاجي الفلاحي يحقق النمو الاقتصادي في الجزائر؟

وعليه تبلور مشكلة بحثنا بتفكيك الإشكالية الرئيسية وإدراج التساؤلات الفرعية التالية:

- ما مدى تأثير القطاع الإنتاجي الفلاحي على النمو الاقتصادي؟
- هل يؤثر الانتاج الفلاحي على النمو الاقتصادي في المديين القريب والبعيد؟
- هل هناك علاقة سببية تربط بين الانتاج الفلاحي والنمو الاقتصادي؟
- ما مدى تأثير قطاعي الصناعة والخدمات على النمو الاقتصادي؟

فرضيات البحث:

وكإجابة أولية لهذه الإشكالية والأسئلة المتفرعة عنها نقترح الفرضيات التالية:

- القطاع الفلاحي له تأثير ضعيف على النمو الاقتصادي نظرا لاعتماد مداخل الجزائر على قطاعات أخرى.
- قطاعي الصناعة والخدمات أكثر تأثيرا على النمو الاقتصادي من القطاع الفلاحي.
- النمو في الانتاج الفلاحي يؤدي إلى النمو الاقتصادي.

أهداف البحث:

يهدف البحث إلى دراسة سلوك القطاع الفلاحي وتأثيره على النمو الاقتصادي بشكل قياسي عن طريق الجمع بين الأساس النظري التحليلي (نماذج النمو الاقتصادي كنموذج سولو -سوان ودالة كوب دوغلاس) والطرق القياسية الحديثة لدراسة هذا الموضوع (استقرارية السلاسل الزمنية ونماذج التكامل المشترك وطريقة المربعات الصغرى المعدلة كليا...).

الدراسات السابقة:

خلال إنجنازنا لهذا البحث استعنا بمجموعة من الدراسات السابقة، والتي كانت لها صلة بموضوعنا واعتمدنا بدرجة كبيرة على:

1- استكشاف المساهمات القطاعية للنمو في فيجي: التركيز على التنمية الزراعية

Exploring Sectoral Contributions to Growth in Fiji: a focus on Agriculture Development

حيث قام بدراسة مساهمة القطاع الفلاحي، القطاع الصناعي وقطاع الخدمات في النمو الاقتصادي بطريقة ARDL اعتبرت الدراسة أن النمو الاقتصادي هو دالة للقيمة المضافة للقطاع الفلاحي، القيمة المضافة للقطاع الصناعي والقيمة المضافة للقطاع الخدمات، تم التعبير عن هذه المتغيرات في المعادلة بالنسب المئوية لكل قطاع من الناتج الداخلي الخام (Kumar و Kumar، 2011، الصفحات 1-14).

2- الزراعة والنمو الاقتصادي: حالة إيران

Agriculture and Economic Growth: The Case of Iran

اعتبرت الدراسة أن النمو الاقتصادي هو دالة للمتغيرات التالية: العمل، رأس المال، القيمة المضافة للقطاع الفلاحي، الصادرات ومعدل التضخم، حيث قاما بدراسة تأثير القيمة المضافة للقطاع الفلاحي على النمو الاقتصادي، للقيام بذلك استخدمنا طريقة ARDL لتقدير معلمات العلاقة في المدين الطويل والقصير الخاص بالنموذج المستوحى من النظرية النيوكلاسيكية للنمو (نموذج سولو-سوان)، أشارت النتائج إلى أن الأدلة التجريبية تشير بقوة إلى أن الزراعة تساهم مساهمة كبيرة في النمو الاقتصادي على المدى الطويل وقدرت مرونة القيمة المضافة الزراعية على المدى الطويل والقصير بـ 0.27 و 0.39 على التوالي، معلمة التعديل هي 0.78 مما يعني أن حوالي 0.78 من تعديل النمو يحدث في أي عام، وبعبارة أخرى حوالي 99 ٪ من تعديل النمو يحدث بعد ثلاث فترات، أيضا أظهرت اختبارات العلاقة السببية لـ Granger التي أجريت بناء على تقديرات *ARDL-ECM*، أن الزراعة تسبب نصيبا من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي للفرد على المدى القصير وعلى المدى الطويل، لكن نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي الحقيقي يسبب الزراعة فقط على المدى القصير. (Samimi & Khyareh, 2012, pp. 160-166)

3- دور الزراعة في النمو الاقتصادي: مقارنة بين وجهات النظر المتوسطية والشمالية في أوروبا

The Role of Agriculture in Economic Growth: A Comparison of Mediterranean and Northern Views in Europe

الهدف الرئيسي من هذه الدراسة هو تحديد العلاقة السببية القائمة بين القيمة المضافة الزراعية لكل عامل والناتج المحلي الإجمالي للفرد في أوروبا وبشكل أكثر تحديداً، يتم فحص دور الزراعة في النمو الاقتصادي مع التركيز بشكل خاص على الاختلافات والتشابه بين دول البحر المتوسط والبلدان الشمالية. من أجل دراسة العلاقات قصيرة الأجل وطويلة الأجل، يتم استخدام الأساليب الحديثة للتكامل المشترك الخطي، بينما يتم أيضاً اختبار دور القيمة المضافة الزراعية في

النمو الاقتصادي من خلال اختبارات السببية في Granger، تظهر النتائج وجود علاقة ثنائية الاتجاه بين القيمة الزراعية المضافة والنمو الاقتصادي في دول شمال الاتحاد الأوروبي وفقط في بلد متوسطي واحد، القيمة المضافة الزراعية والنمو الاقتصادي ذات أهمية حاسمة لأنها يمكن أن تسهل السياسات الاقتصادية الناجحة، تقدم النتائج دليلاً على أن الزراعة يمكن أن تؤدي إلى النمو في العديد من دول الاتحاد الأوروبي وتلعب دور استقرار وتكون محركاً للنمو في هذه الفترة من الأزمة الاقتصادية (Apostolidou, Kontogeorgos, Michailidis, و Loizou، 2014، الصفحات 81-102).

4- دور الزراعة في النمو الاقتصادي في اليونان

The Role of Agriculture in Economic Growth in Greece

تهدف هذه الدراسة إلى تحليل مساهمة الزراعة في النمو الاقتصادي في اليونان في الفترة 1970-2007، من خلال استكشاف العلاقة بين الزراعة والقطاعات الاقتصادية غير الزراعية الرئيسية، حيث استخدم نموذجاً لتصحيح الأخطاء باستخدام بيانات السلاسل الزمنية للقيمة المضافة لخمسة قطاعات اقتصادية محددة على نطاق واسع وهي الزراعة والصناعة والبناء وتجارة الجملة والتجزئة والوساطة المالية وغيرها من الخدمات، ثبت أن مجموعات السلاسل الزمنية هذه متكاملة في المستوى الأول، وبينت النتائج إلى أن الناتج الزراعي لا يسبب ولا ينتج عن تطور إنتاج القطاع غير الزراعي، أشارت النتائج إلى أنه على الرغم من أن القطاعات الأخرى قد تحركت معاً عبر الزمن، يبدو أن الزراعة في اليونان قد اتبعت مسارها الخاص بشكل مستقل تماماً عن بقية الاقتصاد دون استخدام أو بناء روابط بين القطاعات (Kyrkilis, Semasis، و Styliaras، 2014).

منهجية البحث:

اعتمدنا في التقدير على طريقة المربعات الصغرى المعدلة كلياً للوصول إلى أفضل النتائج لدالة النمو الاقتصادي في الجزائر وذلك ببناء نموذج قياسي يتكون من المتغير التابع وهو النمو الاقتصادي، والمتغيرات المستقلة وتتضمن مكونات النشاط الانتاجي والمتمثلة في رأس المال والعمالة والقيمة المضافة للفلاحة والصناعة والخدمات، ومن ثم تفسير وتحليل النتائج المتوصل إليها

I-1- الإطار النظري لطريقة المربعات الصغرى المعدلة كليا FMOLS

مقدرات طريقة MCO تتميز بانحياز في حال العينات الصغيرة لوجود ارتباط بين أخطاء العلاقة طويلة الأجل وتحديدات innovation المتغيرات المفسرة، هذا التحيز سماه Phillips (1995) تحيز الداخلية طويل الأجل biais d'endogénéité de long terme (Hurlin، 1998، صفحة 2) الذي يستلزم توزيعات غير معيارية للاختبارات المستخدمة، لتوضيح هذه المشكلة نذكر المثال البسيط، لتكن لدينا علاقة التكامل المشترك التالية (عدلي، 2019،

$$\Delta x_t = \mu_{2t} \quad , \quad y_{1t} = \beta \cdot x_t + \mu_{1t} \quad \text{صفحة 166:}$$

وليكن شعاع الأخطاء $\varepsilon_t = [\mu_{2t} \mu_{1t}]$ المستقلة ومتماثلة التوزيع $iid(0, \Sigma)$ حيث Σ عبارة عن

$$E_{(\varepsilon_t \varepsilon_t')} = \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \quad \text{مصنوفة التغاير ومعرفة كما يلي:}$$

ينشأ تحيز الداخلية الطويل الأجل من كون σ_{12} غير معدومة والتي هي عبارة عن التغير بين بواقي علاقة التكامل المشترك μ_{1t} و تحديدات المتغير المفسر غير المستقر μ_{2t} فإذا كان هذا التغير غير معدوم فان تحيز مقدرات المربعات الصغرى العادية سيتبع التوزيع التالي:

$$\xrightarrow[T \rightarrow \infty]{L} \frac{\sigma_1}{\sigma_2} \left\{ \frac{\tau [W_2(1)^2 + 1]}{2 \int_0^1 W_2(r)^2 dr} + (1-r^2)^{1/2} \frac{\int_0^1 W_2(r) dW_1(r)}{\int_0^1 W_2(r)^2 dr} \right\}$$

$$T(\hat{\beta}_{MCO} - \beta) = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=0}^T x_t \mu_{1t}}{\frac{1}{T^2} \sum_{t=0}^T x_t^2}$$

حيث $W_1(\cdot)$ و $W_2(\cdot)$ تمثل عمليات عشوائية براونية les mouvements Browniens و τ يمثل الارتباط الآني بين μ_{1t} و μ_{2t} ، في حالة العينات المحدودة التوزيع التقاربي لمقدرات المربعات الصغرى العادية يتبع هذا الارتباط والذي يسمى بمعلمة التشويش τ حيث:

- حجم التحيز بالقيمة المطلقة يزداد بزيادة قيمة معامل الارتباط (معلمة التشويش)
- اتجاه التحيز يتبع إشارة معلمة التشويش، في حالة الارتباط الموجب (أو السالب) يكون توزيع المقدرات MCO مائل نحو اليمين (أو اليسار)
- في حالة عدم انعدام الارتباط يكون توزيع مقدرات MCO غير تناظري

من خلال هذه النتائج السيئة المترتبة على وجود ارتباط بين المتغيرات المفسرة والأخطاء، سواء على مستوى المقدرات أو الاختبارات الإحصائية المعروفة (ستودنت، فيشر) وجب تصحيح هذا التحيز، لذلك ظهرت عدة طرق من بينها طريقة المربعات الصغرى المعدلة كلياً FMOLS وطريقة DOLS وطريقة CCR، هذه الطرق متكافئة تقارياً كما بين ذلك Kurozumi et Hayakawa (Eiji و Kazuhiko، 2009)، لذلك سنقتصر على طريقة المربعات الصغرى المعدلة كلياً FMOLS.

ظهرت طريقة المربعات الصغرى المعدلة كلياً على يد Phillips et Hansen (1990) ثم طورت على يد Phillips (1995)، تعتمد هذه الطريقة على تحويل المتغيرات باستخدام مصفوفة التباين والتباين المشترك طويلة الأجل المقدرة من أجل الحصول على أخطاء عشوائية لا ترتبط مع المتغيرات المفسرة (متعامدة معها)، ثم بعد ذلك نطبق طريقة المربعات الصغرى العادية على هذه البيانات المحولة وفق الصيغة التالية (EViews 9، 2015، صفحة 260):

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \beta \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = \left(\sum_{t=2}^T z_t z_t' \right)^{-1} \left(\sum_{t=2}^T z_t y_t^+ - T \begin{bmatrix} \lambda_{12}^+ \\ \mathbf{o} \end{bmatrix} \right)$$

حيث y_t^+ تمثل البيانات المحولة وفق الصيغة التالية : $y_t^+ = y_t - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{u}_2$

الميزة الأساسية لهذه الطريقة أنها قدمت من طرف Phillips (1995) كطريقة عامة للتقدير بحيث لا نحتاج إلى أي اختبار أولي حول درجة تكامل السلاسل محل الدراسة (Hurlin, 1998، صفحة 10).

II- تحديد متغيرات النموذج و دراسة إستقرارية السلاسل وخصائصها

من أجل صياغة نموذج للنمو الاقتصادي فإنه من الضروري التطرق للدراسات السابقة التي عالجت الموضوع لتحديد المتغيرات الداخلة في الدراسة ومن ثم دراسة خصائص هذه السلاسل "المتغيرات" المستعملة في التقدير لتحديد درجة استقرارها ودرجة تكاملها.

II-1- تحديد متغيرات النموذج

دراسات كثيرة تطرقت لتقدير نماذج تخص العلاقة بين القطاع الانتاجي الفلاحي والنمو الاقتصادي (مولاي علي، 2016، صفحة 216)، فمن خلال دراسة كومار (Kumar و Kumar، 2011) الذي اعتبر أن النمو الاقتصادي هو دالة للقيمة المضافة للقطاع الفلاحي، القيمة المضافة للقطاع الصناعي والقيمة المضافة للقطاع الخدمات، تم التعبير عن هذه المتغيرات في المعادلة بالنسب المئوية لكل قطاع من الناتج الداخلي الخام، بالإضافة إلى دراسة صميمي (Samimi و Khyareh، 2012) والتي قدرت تأثير نمو القيمة المضافة للقطاع الفلاحي على النمو الاقتصادي، للقيام بذلك استخدمت طريقة $ARDL$ لتقدير معلمات العلاقة في المدين الطويل والقصير الخاص بالنموذج المستوحى من النظرية النيوكلاسيكية للنمو (نموذج سولو - سوان)، اعتبرت الدراسة أن النمو الاقتصادي هو دالة للمتغيرات التالية: العمل، رأس المال، نمو القيمة المضافة للقطاع الفلاحي، الصادرات ومعدل التضخم.

باستعمال أدوات الاقتصاد القياسي سنقوم بالبحث عن أثر القطاع الإنتاجي الفلاحي المقاس بالقيمة المضافة للقطاع الفلاحي على النمو الاقتصادي المقاس بالناتج المحلي الخام على المدى الطويل والقصير في الجزائر، ولذلك لا بد من بناء نموذج للنمو نعتمد عليه في تحليلنا.

ويعتبر نموذج سولو من النماذج الأوائل - بعد نموذج هارود ودومار - الذي حاول تقديم تفسير للنمو ومحدداته الرئيسية، و لقد اعتمد سولو على دالة الإنتاج لكوب دوغلاس و التي تفترض وجود عوامل الإنتاج التقليدية وهي العمل ورأس المال و سنحاول إضافة متغيرات أخرى تتمثل في القيمة المضافة للقطاعات إلى العوامل المحددة للإنتاج فتصبح لدينا

$$Y_t = A_t \cdot K_t^\alpha L_t^\beta$$

دالة الإنتاج كالتالي:

$$A_t = A e^{\theta G_t}$$

نفترض أن الإنتاجية دالة في القيمة المضافة ، وفق الشكل التالي:

فيصبح حجم الإنتاج مقاسا بالناتج الداخلي الخام (المتغير التابع) يتحدد بعناصر الإنتاج (رأس المال ، العمل) والقيم المضافة لجميع القطاعات والتقدم التكنولوجي A ، كما يلي:

$$Y_t = A e^{\theta G_t} \cdot K_t^\alpha L_t^\beta = A e^{\theta_1 AGR + \theta_2 INDUS + \theta_3 SERV} \cdot K_t^\alpha \cdot L_t^\beta$$

إذن أثر القطاعات الإنتاجية على الناتج الداخلي الخام يحدده حسب كل قطاع بالشعاع θ ، بعد إدخال اللوغاريتم تصبح لدينا المعادلة التالية:

$$\text{Log}Y = \text{Log}A + \alpha \cdot \text{Log}K + \beta \cdot \text{Log}L + \theta \cdot \text{Log}G$$

$$\text{Log}Y = \text{Log}A + \alpha.\text{Log}K + \beta.\text{Log}L + \theta_1.\text{Log}AGR + \theta_2.\text{Log}INDUS + \theta_3.\text{Log}SERV$$

فيما يخص البيانات المستخدمة: فبالنسبة للمتغير التابع سنستخدم الناتج الداخلي الخام بالقيم الحقيقية، أما رأس المال المادي فنستخدم متغير التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت، أما رأس المال البشري فنستخدم عدد العمال، وأخير بالنسبة للقيم المضافة للقطاعات سنستخدم السلاسل بالقيم الحقيقية إذن باستخدام الترميز السابق تكتب المعادلة وفق الشكل التالي:

$$\text{Log}PIB = \text{Log}A + \alpha.\text{Log}ABFF + \beta.\text{Log}L + \theta.\text{Log}G$$

مما تقدم ذكره يمكن حصر المتغيرات المفسرة لدالة النمو الاقتصادي، وهي رأس المال والعمالة والقيم المضافة في القطاع الفلاحي والصناعي والخدمات، وصياغتها وفق النموذج العام التالي:

$$\text{Log}PIB = \text{Log}A + \alpha.\text{Log}ABFF + \beta.\text{Log}L + \theta_1.\text{Log}AGR + \theta_2.\text{Log}INDUS + \theta_3.\text{Log}SERV$$

حيث:

PIB	قيمة الإنتاج المحلي الاجمالي	INDUS	القيمة المضافة للإنتاج الصناعي
K	رأس المال والمعبر عنه بتراكم رأس المال الثابت	L	العمالة في جميع القطاعات
AGR	القيمة المضافة للإنتاج الفلاحي	SERV	القيمة المضافة للخدمات

II-2- دراسة إستقرارية السلاسل وخصائصها

نقوم خلال هذه المرحلة بدراسة إستقرارية السلاسل، و هذا اعتماداً على اختبارات ديكي فولر البسيط و المطور DF ، ADF ، بالاستعانة ببرنامج (Eviews) نستطيع تحديد درجة التأخير للسلاسل الأخرى و بالتالي نستطيع تحديد الاختبار فعند درجة التأخير $P=0$ نطبق إختبار ديكي فولر البسيط DF وعندما تكون درجة التأخير هي $P>0$ نطبق إختبار ديكي فولر المطور ADF و نتائج اختبارات ADF و DF مبينة في الجدول الموالي:

الجدول رقم (01) : نتائج تطبيق إختبار ADF و DF على السلاسل

الاختبار	النموذج	المعالم	LOG AGR	LOG K	LOG PIB	LOG IND	LOG SERV	t_{tab}
اختبار ديكي فولر البسيط DF	النموذج الثالث	$t_{\hat{\phi}}$	-2.99	1.38-	2.32-	2.23-		-3.51
		$prob(\phi)$	0.1444	0.8530	0.4126	0.4607		
		$t_{\hat{b}}$	3.02	1.14	1.98	1.65		2.79
		$prob(@trend)$	0.0074	0.2571	0.0534	0.1051		
	النموذج الثاني	$t_{\hat{c}}$	4.44	1.43	2.36	2.28		3.11
		$prob(C)$	0.0041	0.1584	0.0224	0.0274		
		$t_{\hat{\phi}}$	-1.13		1.72-	2.05-		-2.92
		$prob(\phi)$	0.6957		0.4125	0.2638		
		$t_{\hat{c}}$	1.24		1.83	2.12		2.54
		$prob(C)$	0.2198		0.0727	0.0394		

-1.94		2.27	4.01		3.54	$t_{\hat{\phi}}$	النموذج الأول	اختبار ديكي فولر المطور ADF
		0.9938	1.00		0.9998	$prob(\phi)$		
-3.51	1.83-					$t_{\hat{\phi}}$	النموذج السادس	
	0.6691					$prob(\phi)$		
2.79	1.78					$t_{\hat{B}}$		
	0.0818					$prob(@trend)$		
3.11	1.86					$t_{\hat{C}}$		
	0.0685					$prob(C)$		
-2.92	0.46-			1.31-		$t_{\hat{\phi}}$	النموذج الخامس	
	0.8893			0.6151		$prob(\phi)$		
2.54	0.60			1.38		$t_{\hat{C}}$		
	0.5461			0.1727		$prob(C)$		
-1.94	3.82			2.15		$t_{\hat{\phi}}$	النموذج الرابع	
	0.9999			0.9916		$prob(\phi)$		

المصدر : من إعداد الباحث بالاستعانة ببرنامج Eviews 10

من الجدول نرى أن :

* السلسلة **LOGAGR** : تبين لنا أن درجة التأخير هي **P=0** و بالتالي نطبق إختبار ديكي فولر البسيط **DF** فالسلسلة **LOGAGR** يوجد بها مركبة الاتجاه العام، لأن $prob(@trend)$ = 0.0074 = 0.0074 فهي أقل من 0.05، و يوجد بها جذر أحادي كون أن $prob(\phi)$ = 0.1444 فهي أكبر من 0.05 أي (5%) فهو معنويا يساوي الواحد و بالتالي فإن السلسلة تحتوي على الجذر الأحادي. إذن السلسلة **LOGAGR** غير مستقرة من نوع "DS" و لجعلها مستقرة نستعمل طريقة الفروقات.

* السلسلة **LOGK** :

النموذج الثالث : درجة التأخير هي **P=0** و بالتالي نطبق إختبار ديكي فولر البسيط **DF**، عدم وجود مركبة الاتجاه العام عند مستوى معنوية 5 % ، كون أن $prob(@trend)$ = 0.2571 فهي أكبر من 0.05 أي (5%) وبالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على مركبة الاتجاه العام، ويوجد بها جذر أحادي كون أن $prob(\phi)$ = 0.8530 فهي أكبر من 0.05 أي (5%) فهو معنويا يساوي الواحد و بالتالي فإن السلسلة تحتوي على الجذر الأحادي، بالتالي نتقل للنموذج بدون اتجاه عام حسب منهجية ديكي فولر¹.

النموذج الخامس : لأن درجة التأخير هي **P=1** و بالتالي نطبق إختبار ديكي فولر المطور **DF**، تبين لنا عدم وجود الثابت، كون أن $prob(C)$ = 0.1727 فهي أكبر من 0.05 وبالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على الثابت و وجود الجذر الأحادي، كون أن $prob(\phi)$ = 0.6151 فهي أكبر من 0.05 أي (5%) فهو معنويا يساوي الواحد و بالتالي فإن السلسلة تحتوي على الجذر الأحادي. بالتالي نتقل للنموذج بدون ثابت حسب منهجية ديكي فولر.

- أنظر الملحق رقم 27¹

النموذج الرابع: لأن درجة التأخير هي $P=1$ و بالتالي نطبق إختبار ديكي فولر المطور DF ، تبين لنا وجود الجذر الأحادي، كون أن $\text{prob}(\phi)=0.9916$ فهي أكبر من 0.05 أي (5%) فهو معنويا يساوي الواحد و بالتالي فإن السلسلة تحتوي على الجذر الأحادي

و منه السلسلة **LOGK** غير مستقرة من النوع DS ، و لجعلها مستقرة نستعمل طريقة الفروقات.

* السلسلة **LOGPIB** : درجة التأخير $P=0$ في جميع النماذج و بالتالي نطبق إختبار ديكي فولر البسيط DF

النموذج الثالث : عدم وجود مركبة الاتجاه العام عند مستوى معنوية 5 % ، كون أن $\text{prob}(@\text{trend})=0.0534$ فهي أكبر من 0.05 أي (5 %) وبالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على مركبة الاتجاه العام، و يوجد بها جذر أحادي كون أن $\text{prob}(\phi)=0.4126$ فهي أكبر من 0.05 أي (5%) فهو معنويا يساوي الواحد و بالتالي فإن السلسلة تحتوي على الجذر الأحادي، بالتالي نتقل للنموذج بدون اتجاه عام حسب منهجية ديكي فولر

النموذج الثاني : تبين لنا عدم وجود الثابت، كون أن $\text{prob}(C)=0.0727$ فهي أكبر من 0.05 وبالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على الثابت و وجود الجذر الأحادي، كون أن $\text{prob}(\phi)=0.4125$ فهي أكبر من 0.05 أي (5%) فهو معنويا يساوي الواحد و بالتالي فإن السلسلة تحتوي على الجذر الأحادي. بالتالي نتقل للنموذج بدون ثابت حسب منهجية ديكي فولر.

النموذج الأول: تبين لنا وجود الجذر الأحادي، كون أن $\text{prob}(\phi)=1.000$ فهي أكبر من 0.05 أي (5%) فهو معنويا يساوي الواحد و بالتالي فإن السلسلة تحتوي على الجذر الأحادي و منه السلسلة **LOGPIB** غير مستقرة من النوع DS ، و لجعلها مستقرة نستعمل طريقة الفروقات.

* السلسلة **LOGIND** : درجة التأخير $P=0$ في جميع النماذج و بالتالي نطبق إختبار ديكي فولر البسيط DF

النموذج الثالث : عدم وجود مركبة الاتجاه العام عند مستوى معنوية 5 % ، كون أن $\text{prob}(@\text{trend})=0.1051$ فهي أكبر من 0.05 أي (5 %) وبالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على مركبة الاتجاه العام، و يوجد بها جذر أحادي كون أن $\text{prob}(\phi)=0.4607$ فهي أكبر من 0.05 أي (5%) فهو معنويا يساوي الواحد و بالتالي فإن السلسلة تحتوي على الجذر الأحادي، بالتالي نتقل للنموذج بدون اتجاه عام حسب منهجية ديكي فولر.

النموذج الثاني : تبين لنا وجود الثابت، كون أن $\text{prob}(C)=0.0394$ فهي أقل من 0.05 وبالتالي فإن السلسلة تحتوي على الثابت و وجود الجذر الأحادي، كون أن $\text{prob}(\phi)=0.2638$ فهي أكبر من 0.05 أي (5%) فهو معنويا يساوي الواحد و بالتالي فإن السلسلة تحتوي على الجذر الأحادي. بالتالي لا نتقل للنموذج بدون ثابت حسب منهجية ديكي فولر.

و منه السلسلة **LOGIND** غير مستقرة من النوع DS ، و لجعلها مستقرة نستعمل طريقة الفروقات.

* السلسلة **LOGSERV** : درجة التأخير $P=1$ في جميع النماذج و بالتالي نطبق إختبار ديكي فولر المطور DF

النموذج السادس : عدم وجود مركبة الاتجاه العام عند مستوى معنوية 5 % ، كون أن $\text{prob}(@\text{trend}) = 0.0818$ فهي أكبر من 0.05 أي (5 %) وبالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على مركبة الاتجاه العام، و يوجد بها جذر أحادي كون أن $\text{prob}(\phi) = 0.6691$ فهي أكبر من 0.05 أي (5%) فهو معنويا يساوي الواحد و بالتالي فإن السلسلة تحتوي على الجذر الأحادي، بالتالي نتقل للنموذج بدون اتجاه عام حسب منهجية ديكي فولر.

النموذج الخامس : تبين لنا عدم وجود الثابت، كون أن $\text{prob}(C) = 0.5461$ فهي أكبر من 0.05 وبالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على الثابت و وجود الجذر الأحادي، كون أن $\text{prob}(\phi) = 0.8893$ فهي أكبر من 0.05 أي (5%) فهو معنويا يساوي الواحد و بالتالي فإن السلسلة تحتوي على الجذر الأحادي، بالتالي نتقل للنموذج بدون ثابت حسب منهجية ديكي فولر.

النموذج الرابع: تبين لنا وجود الجذر الأحادي، كون أن $\text{prob}(\phi) = 0.9999$ فهي أكبر من 0.05 أي (5%) فهو معنويا يساوي الواحد و بالتالي فإن السلسلة تحتوي على الجذر الأحادي و منه السلسلة **LOGSERV** غير مستقرة من النوع DS ، و لجعلها مستقرة نستعمل طريقة الفروقات.

II-3- دراسة إستقرارية السلاسل بعد إجراء الفروقات

سنقوم بإجراء الفروقات الأولى على السلاسل السابقة و نتائج اختبارات DF مبينة في الجدول الموالي:

الجدول رقم (02) : نتائج تطبيق اختبار DF على السلاسل

الاختبار	النموذج	المعالم	DLOG AGR	DLOG K	DLOG PIB	DLOG IND	DLOG SERV	t_{tab}
اختبار ديكي فولر البسيط DF	النموذج الثالث	$t_{\hat{\phi}}$	-7.15	-4.49	-6.40	-6.92	-5.41	-3.51
		$\text{prob}(\phi)$	0.0000	0.0042	0.0000	0.0000	0.0003	
		$t_{\hat{C}}$	-0.65	-0.52	-1.34	-1.69	-0.13	2.79
		$\text{prob}(@\text{trend})$	0.5138	0.6056	0.1867	0.0981	0.8917	
		$t_{\hat{C}}$	2.22	1.59	2.80	2.57	2.42	3.11
		$\text{prob}(C)$	0.0277	0.1192	0.0075	0.0135	0.0197	
	النموذج الثاني	$t_{\hat{\phi}}$	-7.17	-4.52	-6.20	-6.58	-5.47	-2.92
		$\text{prob}(\phi)$	0.0000	0.0007	0.0000	0.0000	0.0000	
		$t_{\hat{C}}$	3.34	2.20	3.23	2.24	3.85	2.54
		$\text{prob}(C)$	0.0017	0.0329	0.0023	0.0295	0.0004	
	النموذج الأول	$t_{\hat{\phi}}$	-5.73	-3.78	-4.81	-5.92	-3.40	-1.94
		$\text{prob}(\phi)$	0.0000	0.0003	0.0000	0.0000	0.0011	

المصدر : من إعداد الباحث بالاستعانة ببرنامج Eviews 9

من الجدول نرى أن :

تبين لنا أن درجة التأخير هي $P=0$ في جميع السلاسل و بالتالي نطبق اختبار ديكي فولر البسيط DF

* السلسلة DLOGAGR :

النموذج الثالث : لا وجود لمركبة الاتجاه العام عند مستوى معنوية 5 % ، كون أن $\text{prob}(@\text{trend}) = 0.5138$ فهي أكبر من 0.05 أي (5 %) وبالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على مركبة الاتجاه العام، و لا يوجد بها جذر أحادي كون أن $\text{prob}(\phi) = 0.0000$ فهي أقل من 0.05 أي (5 %) فهو معنويا أقل من الواحد و بالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على الجذر الأحادي، بالتالي تنتقل للنموذج بدون اتجاه عام حسب منهجية ديكي فولر.

النموذج الثاني : تبين لنا وجود الثابت، كون أن $\text{prob}(C) = 0.0017$ فهي أقل من 0.05 وبالتالي فإن السلسلة تحتوي على الثابت و عدم وجود الجذر الأحادي، كون أن $\text{prob}(\phi) = 0.0000$ فهي أقل من 0.05 أي (5 %) فهو معنويا أقل من الواحد و بالتالي لا تنتقل للنموذج بدون ثابت حسب منهجية ديكي فولر.

وبالتالي نقول أن السلسلة DLOGAGR مستقرة، ومنه فالسلسلة DLOGAGR متكاملة من الدرجة الأولى $I(1)$.

* السلسلة DLOGK :

النموذج الثالث : لا وجود لمركبة الاتجاه العام عند مستوى معنوية 5 % ، كون أن $\text{prob}(@\text{trend}) = 0.6056$ فهي أكبر من 0.05 أي (5 %) وبالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على مركبة الاتجاه العام، و لا يوجد بها جذر أحادي كون أن $\text{prob}(\phi) = 0.0042$ فهي أقل من 0.05 أي (5 %) فهو معنويا أقل من الواحد و بالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على الجذر الأحادي، بالتالي تنتقل للنموذج بدون اتجاه عام حسب منهجية ديكي فولر.

النموذج الثاني : تبين لنا وجود الثابت، كون أن $\text{prob}(C) = 0.0329$ فهي أقل من 0.05 وبالتالي فإن السلسلة تحتوي على الثابت و عدم وجود الجذر الأحادي، كون أن $\text{prob}(\phi) = 0.0007$ فهي أقل من 0.05 أي (5 %) فهو معنويا أقل من الواحد و بالتالي لا تنتقل للنموذج بدون ثابت حسب منهجية ديكي فولر.

وبالتالي نقول أن السلسلة DLOGK مستقرة، ومنه فالسلسلة DLOGK متكاملة من الدرجة الأولى $I(1)$.

* السلسلة DLOGPIB :

النموذج الثالث : لا وجود لمركبة الاتجاه العام عند مستوى معنوية 5 % ، كون أن $\text{prob}(@\text{trend}) = 0.1867$ فهي أكبر من 0.05 أي (5 %) وبالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على مركبة الاتجاه العام، و لا يوجد بها جذر أحادي كون أن $\text{prob}(\phi) = 0.0000$ فهي أقل من 0.05 أي (5 %) فهو معنويا أقل من الواحد و بالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على الجذر الأحادي، بالتالي تنتقل للنموذج بدون اتجاه عام حسب منهجية ديكي فولر.

النموذج الثاني : تبين لنا وجود الثابت، كون أن $\text{prob}(C) = 0.0023$ فهي أقل من 0.05 وبالتالي فإن السلسلة تحتوي على الثابت و عدم وجود الجذر الأحادي، كون أن $\text{prob}(\phi) = 0.0000$ فهي أقل من 0.05 أي (5 %) فهو معنويا أقل من الواحد و بالتالي لا تنتقل للنموذج بدون ثابت حسب منهجية ديكي فولر.

وبالتالي نقول أن السلسلة DLOGPIB مستقرة، ومنه فالسلسلة DLOGPIB متكاملة من الدرجة الأولى $I(1)$.

* السلسلة DLOGIND :

النموذج الثالث : لا وجود لمركبة الاتجاه العام عند مستوى معنوية 5 % ، كون أن $\text{prob}(@\text{trend}) = 0.0981$ فهي أكبر من 0.05 أي (5 %) وبالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على مركبة الاتجاه العام، و لا يوجد بها

جذر أحادي كون أن $\text{prob}(\phi) = 0.0000$ فهي أقل من 0.05 أي (5%) فهو معنويا أقل من الواحد و بالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على الجذر الأحادي، بالتالي نتقل للنموذج بدون اتجاه عام حسب منهجية ديكي فولر.

النموذج الثاني : تبين لنا وجود الثابت، كون أن $\text{prob}(C) = 0.0295$ فهي أقل من 0.05 وبالتالي فإن السلسلة تحتوي على الثابت و عدم وجود الجذر الأحادي، كون أن $\text{prob}(\phi) = 0.0000$ فهي أقل من 0.05 أي (5%) فهو معنويا أقل من الواحد و بالتالي لا نتقل للنموذج بدون ثابت حسب منهجية ديكي فولر.

وبالتالي نقول أن السلسلة **DLOGIND** مستقرة، ومنه فالسلسلة **DLOGIND** متكاملة من الدرجة الأولى $I(1)$.

* السلسلة **DLOGSERV**:

النموذج الثالث : لا وجود لمركبة الاتجاه العام عند مستوى معنوية 5 % ، كون أن $\text{prob}(@trend) = 0.8917$ فهي أكبر من 0.05 أي (5%) وبالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على مركبة الاتجاه العام، و لا يوجد بها جذر أحادي كون أن $\text{prob}(\phi) = 0.0003$ فهي أقل من 0.05 أي (5%) فهو معنويا أقل من الواحد و بالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على الجذر الأحادي، بالتالي نتقل للنموذج بدون اتجاه عام حسب منهجية ديكي فولر.

النموذج الثاني : تبين لنا وجود الثابت، كون أن $\text{prob}(C) = 0.0004$ فهي أقل من 0.05 وبالتالي فإن السلسلة تحتوي على الثابت و عدم وجود الجذر الأحادي، كون أن $\text{prob}(\phi) = 0.0000$ فهي أقل من 0.05 أي (5%) فهو معنويا أقل من الواحد و بالتالي لا نتقل للنموذج بدون ثابت حسب منهجية ديكي فولر.

وبالتالي نقول أن **DLOGSERV** مستقرة، ومنه فالسلسلة **DLOGSERV** متكاملة من الدرجة الأولى $I(1)$.

III - تقدير العلاقة بين القطاع الفلاحي والنمو الاقتصادي

III-1- اختبار السببية بين النمو الاقتصادي والقيمة المضافة للقطاع الفلاحي:

نموذج الانحدار يمكن أن يختبر لنا وجود العلاقة بين المتغيرات ومدى قوتها، لكن لا يحدد اتجاه هذه العلاقة، فوجود علاقة بين X و Y من خلاله معادلة الانحدار لا يعني أن X يسبب Y (Gujarati, 2004, p. 23)، لذلك كان من المناسب إجراء اختبار آخر يبين لنا اتجاه العلاقة بين القطاع الفلاحي والنمو الاقتصادي، هذا الاختبار هو اختبار السببية لـ **GRANGER** (GRANGER, 1969، الصفحات 424-438)، حيث عرف هذا الأخير السببية بين متغيرين (X يسبب Y) إذا تحسنت القيم التنبؤية لـ Y عند إدخال قيم X في نموذج التنبؤ.

الشكل رقم (1): اختبار السببية بين النمو الاقتصادي والقيمة المضافة للقطاع الفلاحي

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 05/31/18 Time: 17:03			
Sample: 1970 2017			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLOGAGR does not Granger Cause DLOGPIB	43	2.69564	0.0471
DLOGPIB does not Granger Cause DLOGAGR		2.02529	0.1129

المصادر : من إعداد الباحث اعتماداً على برنامج **EVIEWS**

يتم استخدام اختبار فيشر المعروف لاختبار الفرضية الصفرية والتي تنص على عدم وجود سببية من X نحو Y ، حيث نلاحظ من خلال قيمة الاحتمالية ($Prob$) أنه تم قبول فرضية عدم وجود سببية من $DLogPIB$ نحو $DLogAGR$ ، في حين تم رفض فرضية عدم وجود سببية من $DLogAGR$ نحو $DLogPIB$ ، أي هناك سببية في اتجاه واحد وهي من القطاع الفلاحي نحو النمو الاقتصادي.

III-2- اختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة أنجل وجرونجر ذات المعادلة الواحدة

إن نظرية التكامل المشترك تسمح بدراسة سلاسل غير مستقرة لكن التوفيق الخطية بينها ينتج عنها سلسلة مستقرة *la combinaison linéaire*، كما تسمح أيضا بتعيين العلاقات الثابتة على المدى الطويل مع تحليل الديناميكية على المدى القصير للمتغيرات المدروسة (Lardic و Mignon، 2002، صفحة 212).

هناك طريقتين لاختبار التكامل المشترك، الطريقة الأولى مقترحة من **Engle et Granger** والثانية من طرف **Johansen**، لاختبار وجود التكامل المشترك بين المتغيرات نستخدم طريقة المعادلة الواحدة لـ (**Engle-Granger**) والتي تتم بمرحلتين:

* **المرحلة الأولى:** في هذه المرحلة نقوم باختبار درجة تكامل المتغيرات، لأن الشرط الأساسي للتكامل المشترك بين المتغيرين أن يكونا متكاملين من نفس الدرجة، ففي حالة عدم تحقق هذا الشرط لا يمكن أن تكون السلسلتان متساويتا التكامل.

* **المرحلة الثانية:** يتم في هذه المرحلة تقدير العلاقة في المدى الطويل، وذلك إذا تحقق الشرط الأساسي للتكامل، وذلك باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (MCO)، وتكون العلاقة المنتجة بين المتغيرات على الشكل التالي: $Y_t = \alpha_1 X_t + \alpha_0 + \varepsilon_t$ ، إن شرط تحقيق علاقة التكامل المتزامن بين السلاسل أن يكون e_t الباقي المنتج من هذا الانحدار عبارة عن سلسلة زمنية مستقرة بمعنى أن: $e_t \rightarrow I(0)$

نتائج اختبار الإستقرارية بينت أن جميع السلاسل غير مستقرة في المستوى، ثم بعد إجراء الفروق الأولى أصبحت السلاسل جميعها مستقرة، أي أنها متكاملة من نفس الدرجة وهي الدرجة الأولى $I(1)$ ، وهذا ما يعني تحقق الشرط الضروري لوجود التكامل المشترك، أي أن هناك احتمال وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة ينبغي اختبارها باستخدام الطرق المناسبة.

تطبق هذه الطريقة على مرحلتين:

أولا: نقدر العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين المتغيرات التي لها نفس درجة التكامل،
ثانيا: نقوم باستخراج سلسلة البواقي ونطبق عليها اختبار ديكي فولر فإذا أثبت الاختبار أنها مستقرة دل ذلك على وجود علاقة تكامل مشترك.

III-2-1: تقدير العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين القطاع الفلاحي والنمو الاقتصادي باستخدام طريقة المربعات الصغرى المعدلة كليا **FMOLS**

إن طريقة أنجل وجرونجر ذات المرحلتين تعتمد على طريقة المربعات الصغرى العادية في تقدير معلمات العلاقة طويلة الأجل، إلا أن مقدرات هذه الطريقة تتميز بانحياز ويزداد هذا الانحياز كلما صغر حجم العينة لوجود ارتباط بين الأخطاء والمتغيرات المفسرة لهذا قمنا باستخدام طريقة المربعات الصغرى المعدلة كليا $FMOLS$ ، المعادلة تأخذ الشكل التالي:

$$\text{LogPIB} = C + \beta_1 \text{LogK} + \beta_2 \text{LogL} + \beta_3 \text{LogAGR} + \beta_4 \text{LogINDUS} + \beta_5 \text{LogSERV} + e_t$$

حيث: e_t حد الخطأ العشوائي، وحتى تكون هناك علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات يجب أن يكون حد البواقي e_t الناتج عن تقدير المعادلة السابقة مستقر أي متكامل من الدرجة صفر $I(0)$ ، باستخدام طريقة المربعات الصغرى قمنا بتقدير المعادلة السابقة فكانت النتائج كالآتي:

الشكل رقم (2): نتائج تقدير العلاقة التوازنية طويلة الأجل باستخدام طريقة $FMOLS$
بين القطاع الفلاحي والنمو الاقتصادي

Dependent Variable: LOGPIB				
Method: Fully Modified Least Squares (FMOLS)				
Date: 05/29/18 Time: 03:57				
Sample (adjusted): 1971 2017				
Included observations: 47 after adjustments				
Cointegrating equation deterministics: C				
Long-run covariance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGL	0.052231	0.021264	2.456366	0.0184
LOGK	0.019053	0.008799	2.165418	0.0362
LOGAGR	0.089572	0.012508	7.161418	0.0000
LOGINDUS	0.484830	0.008412	57.63833	0.0000
LOGSERV	0.376226	0.021490	17.50686	0.0000
C	0.983059	0.097114	10.12270	0.0000
R-squared	0.999892	Mean dependent var	28.81753	
Adjusted R-squared	0.999879	S.D. dependent var	0.776764	
S.E. of regression	0.008547	Sum squared resid	0.002995	
Long-run variance	9.92E-05			

المصدر: مخرجات افيز

نلاحظ من خلال نتائج التقدير القيمة المرتفعة لمعامل التحديد 99% من التغير في الناتج الداخلي الخام تفسره متغيرات النموذج كما دلت على ذلك نتائج طريقة OLS . كما نلاحظ معنوية كل المتغيرات عند مستوى 5% كما دل على ذلك قيمة الاحتمالية لاختبار ستودنت، أما تأثير القطاع الفلاحي على الناتج الداخلي الخام فقد كان موجبا وبلغ قيمة 0.089، فكلما ارتفعت القيمة المضافة في القطاع الفلاحي ب 1% أدى ذلك إلى زيادة الناتج ب 0.089%، وهذا تأثير أقل بكثير من تأثيري قطاع الصناعة والخدمات. إذن باستخدام طريقة $FMOLS$ توافقت النتائج القياسية مع النظرية الاقتصادية بالإضافة إلى معنوية جميع المعالم وهذا ما يدل - ربما - على أن نتائج هذه الطريقة هي المعبرة عن العلاقة الحقيقية بين القطاع الفلاحي والنمو الاقتصادي في الجزائر، بعد تقدير العلاقة طويلة الأجل تم أخذ سلسلة البواقي لدراسة استقراريتها

III-2-2- إستقرارية سلسلة البواقي e_t

والآن بعد تقدير المعادلة، نختبر استقرارية سلسلة البواقي e_t للتأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات. اختبار ديكي فولر أعطى النتائج التالية:

جدول رقم (03): اختبار ديكي فولر على سلسلة البواقي e_t

المتغير	السلسلة e_t	T Student	Ttab	prob
النموذج الثالث	الجذر الأحادي $\hat{\phi}$	-4.05	-3.55	0.0136
	الاتجاه العام b	0.42	2.79	0.6720
	الثابت c	-0.55	3.11	0.5808
النموذج الثاني	الجذر الأحادي $\hat{\phi}$	-4.12	-2.95	0.0022
	الثابت c	-0.38	2.54	0.7029
النموذج الأول	الجذر الأحادي $\hat{\phi}$	-4.14	-1.94	0.0001

المصدر: من إعداد الباحث بالاستعانة ببرنامج Eviews 9

السلسلة e_t

النموذج الثالث: لا وجود لمركبة الاتجاه العام عند مستوى معنوية 5 % ، كون أن $\text{prob}(@\text{trend}) = 0.6720$ فهي أكبر من 0.05 أي (5 %) وبالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على مركبة الاتجاه العام، و لا يوجد بها جذر أحادي كون أن $\text{prob}(\phi) = 0.0136$ فهي أقل من 0.05 أي (5 %) فهو معنويا أقل من الواحد و بالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على الجذر الأحادي، بالتالي نتقل للنموذج بدون اتجاه عام حسب منهجية ديكي فولر.

النموذج الثاني: تبين لنا عدم وجود الثابت، كون أن $\text{prob}(C) = 0.7029$ فهي أكبر من 0.05 وبالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على الثابت و عدم وجود الجذر الأحادي، كون أن $\text{prob}(\phi) = 0.0022$ فهي أقل من 0.05 أي (5 %) فهو معنويا أقل من الواحد و بالتالي نتقل للنموذج بدون ثابت حسب منهجية ديكي فولر.

النموذج الأول: تبين لنا عدم وجود الجذر الأحادي، كون أن $\text{prob}(\phi) = 0.0001$ فهي أقل من 0.05 أي (5 %) فهو معنويا أقل من الواحد وبالتالي فإن السلسلة لا تحتوي على الجذر الأحادي وبالتالي نقول أن سلسلة البواقي e_t مستقرة، ومنه نستنتج وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات محل الدراسة.

III 2-3- اختبار ثبات علاقة التكامل المشترك *Hansen 1992*:

من أجل التحقق من ثبات معلمات العلاقة التوازنية طويلة الأجل وتأكيد نتائج اختبار انجل جرونجر قمنا باستخدام اختبار آخر للتكامل المشترك، هذا الاختبار هو اختبار *Hansen 1992* الذي يعتمد على بواقي نموذج الانحدار المقدر باستخدام طريقة *FMOLS*، ويختبر الفرضية الصفرية التي تنص على وجود تكامل مشترك بمعلمات مستقرة مقابل الفرضية التي تنص على وجود تغير لهاته المعلمات مع الزمن (Hansen, 1992، الصفحات 520-521)،

$$L_c = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{S}_t' \hat{V}^{-1} \hat{S}_t$$

إحصاء الاختبار معطى بالصيغة التالية:

الإحصاء L_c يختبر مدى التغير مع الوقت للأرصدة $\hat{S}_t'$ الناتجة عن المعادلة المقدرة باستخدام طريقة *FMOLS*، نتائج هذا الاختبار موضحة في الشكل التالي:

الشكل رقم (3): نتائج اختبار استقرارية معلمات علاقة التكامل المشترك (Hansen) بين القطاع الفلاحي والنمو الاقتصادي

Cointegration Test - Hansen Parameter Instability				
Date: 05/29/18 Time: 12:32				
Equation: UNTITLED				
Series: LOGPIB LOGK LOGL LOGAGR LOGINDUS LOGSERV				
Null hypothesis: Series are cointegrated				
Cointegrating equation deterministics: C				
Lc statistic	Stochastic Trends (m)	Deterministic Trends (k)	Excluded Trends (p2)	Prob.*
0.495667	5	0	0	> 0.2
*Hansen (1992b) Lc(m2=4, k=0) p-values, where m2=m-p2 is the number of stochastic trends in the asymptotic distribution				
*Hansen (1992b) Lc(m2=4, k=0) p-values, where m2=m-p2 is the number of stochastic trends in the asymptotic distributionWarning: there are 5stochastic trends in the asymptotic distribution. The reported p-values are approximations using results for four stochastic trends				

المصدر: مخرجات برنامج افيز 9 Eviews

من خلال احتمالية الاختبار $prob > 0.2$ نقبل فرضية وجود علاقة تكامل مشترك ذات معلمات مستقرة وهذا ما يؤكد نتائج اختبار أنجل جرانجر .

IV - تقدير العلاقة قصيرة الأجل بين القطاع الفلاحي والنمو الاقتصادي

IV -1- نموذج تصحيح الخطأ (ECM)

نموذج تصحيح الخطأ يصف العلاقة قصيرة الأجل الموجودة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة، كما يعمل على تصحيح الانحراف عن العلاقة التكاملية طويلة الأجل من خلال معامل سرعة التصحيح، نموذج تصحيح الخطأ يكتب وفق الصيغة التالية:

$$DLogPIB_t = C + \beta_1 DLogK_t + \beta_2 DLogL_t + \beta_3 DLogAGR_t + \beta_4 DLogINDUS_t + \beta_5 DLogSERV_t + \gamma \cdot e_{t-1}$$

حيث يعبر: D : عن الفروق الأولى للمتغيرات. e_{t-1} : يمثل سلسلة بواقي نموذج العلاقة طويلة الأجل مؤخرة بفترة زمنية واحدة، γ : يمثل معامل سرعة التصحيح، معلمة تعديل القيم الفعلية للإنتاج الداخلي الخام باتجاه قيمها التوازنية من فترة لأخرى.

تم استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير العلاقة السابقة والنتائج موضحة في الشكل التالي:

الشكل رقم (4): نتائج تقدير العلاقة قصيرة الأجل بين القطاع الفلاحي والنمو الاقتصادي

Dependent Variable: DLOGPIB				
Method: Least Squares				
Date: 05/29/18 Time: 17:23				
Sample (adjusted): 1972 2017				
Included observations: 46 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOGL	0.030544	0.017427	1.752702	0.0871
DLOGAGR	0.091100	0.008699	10.47291	0.0000
DLOGINDUS	0.513082	0.007355	69.76223	0.0000
DLOGSERV	0.379500	0.017706	21.43330	0.0000
E(-1)	-0.442695	0.124764	-3.548258	0.0010
R-squared	0.996141	Mean dependent var	0.060409	
Adjusted R-squared	0.995764	S.D. dependent var	0.100431	
S.E. of regression	0.006536	Akaike info criterion	-7.120516	
Sum squared resid	0.001752	Schwarz criterion	-6.921750	
Log likelihood	168.7719	Hannan-Quinn criter.	-7.046057	
Durbin-Watson stat	1.472461			

المصدر: مخرجات افيز

$$DLogPIB = 0.03DLogL_t + 0.09DLAGR_t + 0.51DLIND + 0.37DLSERV - 0.44e_{t-1}$$

من الناحية الإحصائية فنجد أن معامل التحديد R^2 يبين أن المتغيرات المستقلة فسرت ونسبة 99% التغيرات الحاصلة في النمو الاقتصادي.

تشير قيمة فيشر (F-statistic) prob إلى معنوية المعادلة ككل عند مستوى 5%، وأيضا تشير قيمة ستودنت (T-statistic) prob معنوية المتغيرات ككل عند مستوى 5% ما عدا العمالة فهو معنوي في حدود 9%.

ومنه تتضح صلاحية النموذج لتفسير العلاقة قصيرة الأجل بين متغيرات الدراسة.

يمثل النموذج أعلاه دالة النمو الاقتصادي في الأجل القصير حيث تبين نتائج المعادلة بأن المعلومات تتفق إشارات مع النظرية الاقتصادية فنلاحظ أن:

معنوية معامل سرعة تصحيح الخطأ وإشارته السالبة تؤكد صحة النموذج، وهذا ما يؤيد النتائج السابقة المتعلقة باختبار التكامل المشترك، حيث بلغت قيمة هذا المعامل 0,44 والتي يتم تفسيرها بنسبة التصحيح السنوية أي إذا حصل انحراف عن العلاقة التوازنية طويلة الأجل بـ 1% فإن 0,44% من هذا الانحراف يصحح في السنة الأولى.

عدم معنوية معلمة متغير رأس المال وإشارتها السالبة مما يدل على عدم تأثيرها على النمو الاقتصادي في الأجل القصير مع أننا وجدنا أن هناك علاقة معنوية في الأجل الطويل، وهذا ما يمكن تفسيره على أن النمو في رأس المال هو ذو تأثير بعيد المدى ولا تظهر ثمرتها إلا في الأجل الطويل.

معنوية معلمة متغير العمالة الكلية وإشارتها الموجبة تبين العلاقة الطردية وتفسر على أن زيادة العمالة الكلية يؤدي إلى ازدياد في القيمة الحقيقية للإنتاج الداخلي الخام حيث هذه النسبة تساوي (0.03) ووجدنا أن هناك علاقة معنوية في الأجل الطويل (0.043) مما يدل على تأثيرها على النمو الاقتصادي ما يعني أن تأثيرها يكون في الفترة القصيرة ثم يزداد في الفترة الطويلة بالرغم من أن كلاهما يمثل نسبة تأثير ضعيفة مقارنة بباقي المتغيرات، على العموم الزيادة في العمالة هو ذو تأثير آني ضعيف.

معنوية معلمة متغير القيمة المضافة للقطاع الفلاحي وإشارتها الموجبة تبين العلاقة الطردية وتفسر على أن زيادة القيمة المضافة للقطاع الفلاحي يؤدي إلى ازدياد في القيمة الحقيقية للإنتاج الداخلي الخام حيث هذه النسبة تساوي (0.09) ووجدنا أن تتميز بالثبات نوعا ما سواء في الأجل القصير أو الطويل مع تطور طفيف جدا في الأجل الطويل.

معنوية معلمة متغير القيمة المضافة للقطاع الصناعي والخدمات وإشارتها الموجبة تبين العلاقة الطردية بينهما وبين القيمة الحقيقية للإنتاج الداخلي الخام حيث هذه النسبة تساوي (0.51) و (0.37) على التوالي، ووجدنا أيضا أن تأثيرهما في الأجل القصير تتميز بالتقارب مع تأثيرهما في الأجل الطويل مع تطور طفيف جدا في الأجل الطويل.

بصفة عامة فإن الناتج الداخلي الخام يعتمد في الأجل القصير بدرجة كبيرة على قطاعي الصناعة والخدمات وبدرجة أقل على القطاع الفلاحي والعمالة.

IV-2- دراسة خصائص البواقي للنموذج

للتأكد من خلو نموذج تصحيح الخطأ من مشاكل قياسية أخرى فقد تم استخدام عدة اختبارات كما في الجدول التالي:

جدول رقم (04): إحصائيات فحص بواقي النموذج

statistiques	Les valeurs estimées	probabilités
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test	,954: [1]	(0,0328)
	:4.97]2[	(0,0833)
	00:5.]3[	(0,1714)
Test ARCH	75,0: [1]	(0,3859)
	28,1:]2[	(0,5254)
	03,2:]3[	(0,5654)
Ramsey RESET Test	:0.80]1[	(0,3754)
	01.1:]2[	(0,3715)
	19:1.]3[	(0,3258)

المصدر: من إعداد الباحث بالاستعانة ببرنامج Eviews

من الجدول يتضح أن النموذج قد تجاوز إحصائيات فحص البواقي:

- خلوه من الارتباط الذاتي للدرجة الأولى عند مستوى معنوية خاص هو 3%، الثانية والثالثة باستخدام اختبار (LM)
- ثبات تباين حتى الدرجة الثالثة باستخدام اختبار ($ARCH$)
- عدم ظهور مشكلة خطأ التحديد للنموذج باستخدام اختبار ($Ramsey RESET$)

خاتمة:

لقد هدفت هذه الدراسة إلى قياس أثر القطاع الإنتاجي الفلاحي الحيواني والنباتي على النمو الاقتصادي في الجزائر، وذلك من خلال محاولة تحديد العلاقة بين القطاع الفلاحي والنمو الاقتصادي ودرجة تأثره بالناتج الفلاحي. حاولنا نمذجة العلاقة بين القطاع الفلاحي والنمو الاقتصادي، فبدأنا بدراسة إستقرارية سلاسل الدراسة والتي وجدنا أنها غير مستقرة، لكن بعد إجراء الفروقات الأولى عليها استقرت و أصبحت متكاملة من الدرجة الأولى، أدى ذلك إلى احتمال وجود تكامل مشترك بين هذه السلاسل، ثم قمنا كذلك بدراسة السببية حيث وجدنا أن القطاع الفلاحي يسبب الناتج الداخلي الخام.

لتقدير العلاقة طويلة وقصيرة الأجل من خلال علاقة التكامل المشترك استخدمنا طريقة المربعات الصغرى المعدلة كلياً *FMOLS* حيث توافقت النتائج القياسية مع النظرية الاقتصادية بالإضافة إلى معنوية جميع المعالم وهذا ما يدل - ربما - على أن نتائج هذه الطريقة هي المعبرة عن العلاقة الحقيقية بين القطاع الفلاحي والنمو الاقتصادي في الجزائر، بعد تقدير العلاقة طويلة الأجل تم أخذ سلسلة البواقي لدراسة استقراريته فوجدنا أنها مستقرة فأثبتت وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين كل القيمة المضافة للقطاع الفلاحي والنمو الاقتصادي (معبرا عنه بالناتج الداخلي الخام)، بلغت قيمة تأثير القيمة المضافة للقطاع الفلاحي على الناتج الداخلي الخام 0,089، أي أنه كلما ارتفعت القيمة المضافة للقطاع الفلاحي ب 1% أدى ذلك إلى زيادة الناتج ب 0,089%، وهو تأثير أقل بكثير من تأثير عنصر القيمة المضافة للصناعة (0.48) والخدمات (0,37)، في حين أثبت نموذج تصحيح الخطأ وجود علاقة بينها وبين النمو الاقتصادي في الأجل القصير ووجدنا أن تتميز بالثبات نوعا ما سواء في الأجل القصير أو الطويل مع تطور طفيف جدا في الأجل الطويل.

التوصيات المقترحة:

بعد دراستنا هذه و بعد نمذجة أثر القطاع الفلاحي على النمو الاقتصادي في الجزائر للفترة (1970-2017)، وعلى ضوء النتائج المتوصل إليها، سنقوم بتقديم مجموعة من التوصيات نرى أنها ستزيد من مساهمة هذه القطاع في النمو الاقتصادي في الجزائر، والتي نلخصها في النقاط التالية:

* الاهتمام بالفلاحة يعتبر من البدائل السريعة والأمنة للاقتصاد الريعي الذي تنتهجه الجزائر وهي المحرك الاقتصادي لباقي القطاعات خاصة إذا علمنا أن ما تتمتع به الجزائر من مقومات سواء في المساحة الفلاحية أو المناخية أو الموارد المائية للقيام بهذا القطاع.

* ضرورة الاهتمام بقطاع الفلاحة بالتوازي مع باقي القطاعات الصناعة والخدمات.

* الاهتمام بالتقنيات الفلاحية الحديثة والمكننة الفلاحية المتخصصة التي تسهم في الزيادة الإنتاجية.

* ضرورة حل مشاكل العقار الفلاحي بجديّة والفصل في المنازعات العقارية بصفة نهائية ما يعزز فرص الاستثمار الذي يأبى عدم الاستقرار، خاصة وأن المجال الفلاحي معروف بطول فتراته الإنتاجية.

ليبقى في الأخير إلى أنه هذه الدراسة ما هي إلا محاولة منا للوصول إلى بناء نموذج قياسي لنمذجة أثر القطاع

الفلاحي على النمو الاقتصادي و معرفة تأثير باقي القطاعات، ومحاولة لفتح المجال لبحوث أخرى في هذا الميدان الذي يبقى فضاء واسعا للبحث والتنقيب

المراجع

- Agriculture and Economic Growth: The .Khyareh Mohsen Mohammadi و Samimi Ahmad Jafari (2012 ,11) .Case of iran ,*International Journal of Economics and Management Engineering (IJEME)* ,الصفحات 160-166.
- Bruce E Hansen (1992) .Testing for parameter instability in linear models .*Journal of Policy Modeling*, 14 ,الصفحات 533-517.
- Christophe Hurlin (1998) .تم الاسترداد من <http://www.univorleans.fr/deg/masters/ESA/CH/FullyModified.pdf>
- Clive William John GRANGER (1969) . "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods" .*Econometrica* 37 .
- Damodar Gujarati (2004) .*Econométrie* .Bruxelle: 4ed,De Boeck .
- Constantinos Styliaras و Simeon Semasis ,Dimitrios Kyrkilis (2014 ,03) .The Role of Agriculture inEconomic Growth in Greece, Economic Crisis in Europe and the Balkans, Problems and Prospects .*Springer International Publishing Switzerland* ,الصفحات 240-227.
- EVIEWS 9 .User's Guide II (2015 ,4 15) .
- Huma, a. a. (2014). Impact of organizational culture on organizational commitment and job satisfaction. *European journal of business and management*, vol 6(no 27), 31,32.
- Efstratios Loizou و Anastasios Michailidis ,Achilleas Kontogeorgos ,Ioanna Apostolidou (2014 ,03) .The Role ofAgriculture in Economic Growth: A Comparison of Mediterranean and Northern Views in Europe .*international Journal of Economic Sciences and Applied Research.Greece* ,الصفحات 102-81.
- Islam, z. s. (2011). organizational culture and knowledge sharing. *african journal of business management*, vol 5(no 14), 5900.
- iyas, s. (2015). The role of organizational culture in promoting creativity and innovation: A review of the literature. *multidisciplinary international journal*, vol 1(no 1).
- Joosung, l. (2018). The effects of knowledge sharing on individual creativity in higher education institutions. *administrative sciences*, vol 8(no 21), 3.
- Hayakawa Kazuhiko و Kurozumi Eiji (2009) .Asymptotic properties of the efficient estimators for cointegratingregression models with serially dependent errors .*Journal of Econometrics* 149 ,الصفحات 135-118.
- Radika Kumar و Kumar Ronald Ravinesh (2011 ,08 31) .Exploring Sectoral Contributions to Growth in Fiji: a focus on Agriculture Development .*Journal of International Academic Research* .
- S Lardic و V Mignon (2002) .*Econométrie des Séries Temporelles Macroéconomiques et Financières* .Paris: Economica
- إبراهيم عدلي. (2019). أثر الحوكمة الجيد على النمو الاقتصادي في الجزائر. رسالة دكتوراه في العلوم الاقتصادية. كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير. جامعة الجزائر 3.
- هوازي مولاي علي. (2016). الفلاحة الدعم والنمو الاقتصادي في الجزائر. أطروحة دكتوراه، 216. كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة مصطفى اسطمبولي معسكر.