

قياس أثر النمو الزراعي على النمو الاقتصادي بالجزائر خلال الفترة 1990-2019

كرار محمد عبد الغني*، لعوج بن عمر**

الإرسال: 2020/12/19

القبول: 2021/05/10

النشر: 2021/07/18

ملخص : من خلال هذه الورقة البحثية قمنا بدراسة العلاقة بين المتغيرات المستقلة المتمثلة في معدل نمو القيمة المضافة في قطاع الزراعة وإنتاجية العامل بالقطاع الزراعي والانفتاح التجاري والدعم الحكومي الموجه للقطاع الزراعي، والمتغير التابع المتمثل في معدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي كمؤشر لمعدل النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1990-2019 بالاعتماد على منهج التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخط. بينت نتائج الدراسة أن هناك علاقة عكسية بين الدعم الحكومي الموجه للقطاع الزراعي والنمو الاقتصادي في المدى الطويل، خلافاً للتحليل النظري وعكس ما توصلت إليه عديد الدراسات السابقة، ويرجع ذلك إلى أن الدعم الحكومي الموجه للقطاع الزراعي في الجزائر موجه أساساً للاستثمار الزراعي ولا استيراد المعدات الزراعية، ولا يتم توجيهه إلى دخل العاملين بالزراعة. كما أظهرت النتائج وجود علاقة طردية بين كل من إنتاجية العامل في القطاع الزراعي ومعدل نمو القيمة المضافة في قطاع الزراعة وبين معدل النمو الاقتصادي على المدى الطويل، وهذا ما يتوافق مع التحليل النظري وجل الدراسات السابقة التي أثبتت أن هناك علاقة وطيدة بين الإنتاجية الزراعية والنمو الزراعي والنمو الاقتصادي في الاقتصاديات التي تعرف تحولات هيكلية. كما أشارت النتائج إلى وجود علاقة طردية بين الانفتاح التجاري ومعدل النمو الاقتصادي في المدى الطويل، وذلك لأن الاقتصاد الجزائري يعتمد على الربح الناتج من الصادرات النفطية.

الكلمات المفتاحية : النمو الاقتصادي، النمو الزراعي، الإنتاجية الزراعية.

تصنيف JEL : Q10، R11، O47.

Measuring the impact of agricultural growth on economic growth in Algeria

Abstract: This paper aims to examine the relationship between the following independent variables: Growth rate of the added value of the agricultural sector, Productivity of workers in the agricultural sector, Trade openness, Government subsidies to the agricultural sector, and the dependent variable represented by the annual growth rate of GDP per capita as an indicator of the economic growth in Algeria during the period 1990 –2019, by using the co-integration approach and the vector error correction model (VECM). The results indicated that there is a negative impact on agricultural subsidies on economic growth in the long-run, Contrary to the findings of many previous studies, because agricultural subsidies in Algeria are directed to agricultural investment and import of agricultural inputs,

* أستاذ محاضر "ب"، جامعة معسكر، الجزائر، kerrar.abdelghani@univ-mascara.dz (المؤلف المرسل)

** أستاذ مؤقت (جامعة معسكر)، دكتوراه علوم اقتصادية، مخبر البحث النقود والمؤسسات المالية في المغرب العربي (جامعة تلمسان)، الجزائر،

amro17281@gmail.com

and are not directed to the income of agricultural workers. The results also indicated a positive impact for the following variables: worker productivity in the agricultural sector, the growth rate of added value in the agricultural sector and trade openness on economic growth in the long term. These results are consistent with theoretical analysis and most of the previous studies that proved the significant relationship between agricultural productivity, Growth of the agricultural sector and economic growth in economies that are undergoing structural transformations.

Keywords : Economic growth, Agricultural growth, Agricultural productivity.

JEL Classification : Q10, R11, O47.

1. مقدمة

لنمو الاقتصادي أهمية كبيرة في تحليل اقتصاد أي بلد، إذ يعتبر من الأهداف الأساسية التي تسعى إلى تحقيقها مختلف الدول مهما كانت مرحلة التقدم التي بلغتها أو التخلف الذي تعاني منه. يتصف النمو الاقتصادي بأنه حصيلة عملية معقدة، تتداخل لإنجاحها عوامل اقتصادية واجتماعية ومؤسسية. Simon kuzent يعرف النمو الاقتصادي بأنه ارتفاع في إمكانيات عرض بضائع و سلع متنوعة بشكل متزايد للسكان في الأجل الطويل، وتستند هذه الإمكانيات المتنامية إلى التقنية المتقدمة والتكيف المؤسسي والأيدولوجي المطلوب لها. (Kuznets, 1961) تعد الموارد الطبيعية والزراعية والموارد البشرية وتكوين رأس المال والتطور التقني وطبيعة البنية المؤسسية أهم مصادر نمو الاقتصاد، فالزراعة لها أهمية قصوى بالنسبة لجميع الدول النامية منها أم المتقدمة، فهي تعتبر أحد القطاعات الحيوية وأحد أهم مصادر النمو وركيزة أساسية لتحقيق التنمية الاقتصادية، بحيث تشكل مصدرا للغذاء والمواد الأولية وتستوعب نسبة معتبرة من اليد العاملة وتساهم في توفير المدخلات الوسيطة للعديد من الصناعات، كما تساهم في تحقيق عائدات من خلال الصادرات من السلع الزراعية. نظرا لأهمية هذا القطاع، ركز البنك الدولي في تقريره "الزراعة من أجل التنمية" لسنة 2008، على ضرورة زيادة الاستثمار في هذا القطاع خاصة بالبلدان النامية، والاهتمام بصياغة وتنفيذ سياسات زراعية تتوافق مع التحولات الاقتصادية والاجتماعية، وذلك بإعطاء أولوية متزايدة للبحث عن السياسات التي تهدف لإنعاش قطاعات الموارد الزراعية.

عرفت الجزائر منذ الاستقلال سياسات تنموية مختلفة تماشيا مع المراحل التي مرت بها والظروف التي ميزت كل مرحلة، وما حملته من سياسات تنموية زراعية وريفية، ينتظر منها زيادة الإنتاج الزراعي وتحسين الإنتاجية الزراعية، بما يسمح بدعم النمو وزيادة نسبة مساهمة القطاع الزراعي في الاقتصاد الجزائري. العديد من الدراسات التي تشارك في النتيجة بأن النمو الزراعي والإنتاجية الزراعية أساسيان لدفع النمو الاقتصادي. وعليه نطرح السؤال التالي:

ما أثر نمو القطاع الزراعي على النمو الاقتصادي بالجزائر خلال الفترة 1990-2019 ؟

بناء على الدراسات النظرية والتجريبية في عديد الدول، هناك أثر إيجابي للنمو الزراعي والإنتاجية الزراعية على النمو الاقتصادي بالجزائر في المدى الطويل. ولتحقيق أهداف الدراسة قمنا بعرض موجز لتفسير العلاقة بين النمو الزراعي والإنتاجية الزراعية والنمو الاقتصادي، وذلك بالاستعانة ببعض الدراسات السابقة، وحاولنا دراسة حالة الاقتصاد الجزائري من خلال دراسة قياسية لأثر نمو القطاع الزراعي على النمو الاقتصادي بالجزائر، بالاعتماد على منهج التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ خلال الفترة 1990-2019.

2. مناقشة الاشكالية والخلفية النظرية :

القطاع الزراعي هو الأساس في كثير من البلدان لأي تحول اقتصادي، حيث كانت الزراعة الركيزة الأساسية للثورات الصناعية في أوروبا والولايات المتحدة، ففي أثناء هذه التحولات، حقق الاستثمار في الزراعة فوائض زراعية، وحافظ على استقرار الأسعار الحقيقية للأغذية، وساعد على دفع النمو الاقتصادي، وفي نفس الوقت، خلق النمو الاقتصادي العام فرصا جديدة للعمل، وساعد على استيعاب فائض العمالة الريفية الذي ترتب على التحول الذي عرفته الزراعة. (Dale, 1967) ثم مؤخرا في الثورات الصناعية للصين وتايوان وجمهورية كوريا الجنوبية وتايلند وفيتنام، وغيرها من الاقتصاديات الآسيوية السريعة النمو. (البنك الدولي، 2007) فإذا كان دور الزراعة كدافع للنمو الإجمالي، فإن تجربة البلدان ذات الدخل المتوسط، تثبت بأن دورها مهم في الحد من الفقر، فإسهام الزراعة في النمو لا يتوقف على مجرد إنتاج السلع الزراعية والأغذية، بل تساهم كذلك في توفير فرص العمل ودعم سبل العيش في المناطق الريفية والحضرية. (البنك الدولي، 2008)

تحقيق النمو يتطلب استثمارات في عدد من المجالات المختلفة، من بينها، الاستثمارات المرتبطة بنمو الإنتاجية الزراعية، مثل البنية التحتية بالمناطق الريفية، الاستثمار في خدمات البحوث والإرشاد، نظم حيازة الأراضي، الرعاية البيطرية، نظم مراقبة سلامة الأغذية، التأمين، الاستثمار في الأنشطة غير الزراعية بالمناطق الريفية. (البنك الدولي، 2009) الزيادة في الإنتاج والإنتاجية ليس لهما بالضرورة تأثيرات مماثلة، ففي بعض الحالات، يزيد الإنتاج والإنتاجية معا وفي حالات أخرى يمكن أن تختلف عكسيا وبآثار متباينة على متوسط الدخل للفرد. (Thirtle & Colin, 2001) يتعلق مفهوم الإنتاجية بفاعلية استخدام المدخلات المرتبطة بالإنتاج، ويتم تعريف الإنتاجية الزراعية بعدة طرق في جميع الأدبيات المتعلقة بالاقتصاد الزراعي، كالناتج لكل وحدة من المدخلات، وإنتاجية المزرعة حسب المحصول أو الإنتاج لكل هكتار أو الإنتاج لكل عامل. (Mabile, 1990) يتم استخدام الناتج لكل عامل كمقياس للإنتاجية، إذ يعتبر أفضل مقياس للإنتاجية لتحديد الروابط مع النمو غير الزراعي لأنه يلخص الطرق التي يتم من خلالها كسب الدخل. (Schneider Kate, 2011) تدعم الدراسات التجريبية فكرة أن الزيادة في الإنتاجية الزراعية مهمة للدفع بالنمو الاقتصادي، ونمو الإنتاجية يمكن أن يحفز مجموعة واسعة من الآثار المباشرة وغير المباشرة التي تتوسط مسارات التخفيف من حدة الفقر وزيادة الدخل (Mellor, 1999)، كما أن إنتاجية الأرض لها أثر إيجابي مباشر كمحدد لمستوى الدخل. (Schneider Kate, 2011) وفي دراسة للعلاقة المباشرة على مستوى الاقتصاد الكلي، من خلال تأثير إنتاجية الأرض والعمالة والقيمة المضافة للزراعة على النمو الاقتصادي، وباستخدام البيانات من تقرير التنمية في العالم لعام 2000، أشارت نتائج إلى أن نمو الإنتاجية الزراعية له تأثير قوي على الدفع بالنمو، حيث أن زيادة الإنتاجية بنسبة 1% مرتبطة بزيادة قدرها 0.62% إلى 1.3% في النمو. (Thirtle & Colin, 2001)

3. الزراعة والنمو

إن قدرة الزراعة على دفع النمو في الناتج المحلي الإجمالي تختلف من بلد إلى آخر، فالاقتصاديات القائمة على الزراعة ومعظمها في أفريقيا تساهم الزراعة بفعالية في النمو الاقتصادي، وفي الاقتصاديات التي تمر بمرحلة تحول في آسيا وشمال أفريقيا، تساهم الزراعة في النمو الاقتصادي بدرجة أقل، والنمو الزراعي له آثار قوية على الحد من الفقر، أما الاقتصاديات الغالب عليها الطابع الحضري في أوروبا وأمريكا اللاتينية، حيث يشكل الفقر في المقام الأول ظاهرة حضرية، يمكن للقطاع الزراعي أن يساهم في وضع حد للزيادات في أسعار الأغذية وعلى تحسين القوة الشرائية في المناطق الحضرية والذين ينفقون جزءا كبيرا من دخلهم لتوفير الغذاء. (البنك الدولي، 2008) بالنسبة لـ "Nursk" الثورة الصناعية لم تكن

ممكنة دون الثورة الزراعية التي سبقت ذلك" وذكر Rostow أن "التغيرات الجذرية في الإنتاجية الزراعية هي شرط أساسي لنجاح مرحلة الإقلاع" وهذا ما أثبتته التوجهات النظرية الحديثة. (IPC-IG, 2019) ووفقا لهذا التوجه، الذي يستند في جزء منه على تجارب الثورة الصناعية في بريطانيا، هناك روابط إيجابية بين الإنتاجية الزراعية والتصنيع، تشمل النقاط التالية: أولا، إن زيادة الإنتاجية في إنتاج السلع الزراعية والأغذية تجعل من الممكن تعزيز الأمن الغذائي للسكان المتنامين في القطاع الصناعي، بالإضافة إلى استغلال فائض اليد العاملة. ثانيا، فإن ارتفاع الدخل في القطاع الزراعي يوفر الطلب المحلي على المنتجات الصناعية. ثالثا، أنه مع زيادة الإنتاجية يمكن من توفير المدخرات المحلية اللازمة للتمويل في القطاع الصناعي (Dale, 1967). ومع ذلك، فإن نظرة مقارنة لبعض التجارب الإقليمية للتصنيع كان لها سياق مخالف، فعلى سبيل المثال، كانت بلجيكا وسويسرا أول البلدان الصناعية الرائدة في أوروبا، في حين تأخرت هولندا ولم تقلع حتى العقود الأخيرة من القرن التاسع عشر. (Alston Julian, 2014) والتصنيع في الولايات المتحدة في صناعة الغزل والنسيج خلال فترة ما قبل الحرب، تركز في *New England* وليس في جنوب الولايات المتحدة، وجد الاقتصاديون الذين درسوا هذه التجارب إجابتهم في وجود علاقة سلبية بين الإنتاجية الزراعية والتصنيع. ووفقا لهذا الرأي، يتعين على القطاع الزراعي أن يتنافس مع قطاع الصناعات التحويلية في إطار سوق العمل، فبانخفاض الإنتاجية في الزراعة، ما يعني وفرة عرض العمالة المنخفضة التكلفة والتي يمكن لقطاع الصناعات التحويلية الاعتماد عليها. (Matsuyama, 1992) وتوضح العديد من الدراسات على المستوى الوطني (إقليمي) الآثار المضاعفة للنمو الزراعي على قطاعات أخرى من الاقتصاد، بحيث النمو في القطاع الزراعي يؤدي إلى زيادة في مستوى الدخل للفئات الأشد فقرا بواقع مرتين إلى أربع مرات بالمقارنة مع القطاعات الأخرى، ففي دراسة تحليلية أجريت عام 2016، أظهرت نتائجها أن 65% من الفقراء البالغين سن العمل اعتمدوا على الزراعة لكسب لقمة العيش. (البنك الدولي، 2019) وفي دراسة لـ (Kamil, 2017) بعنوان *The Contribution of Agricultural Sector on Economic Growth of Nigeria*، وذلك باستخدام بيانات السلاسل الزمنية سنوية 1981-2013. أظهرت النتائج أن هناك علاقة توازن طويلة الأجل بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وكل من الإنتاج الزراعي والمداخيل النفطية، كما تبين من خلال نموذج تصحيح الخطأ أن سرعة تعديل المتغيرات نحو مسار التوازن على المدى الطويل منخفضة، على الرغم من أن الإنتاج الزراعي كان له تأثير إيجابي على نمو الاقتصاد. (Sertolu, Ugural, & Bekun, 2017) وفي نفس السياق، دراسة لـ (Muhammad Ajmair, Khadim Hussain, 2018) بعنوان *Determinants of the growth of the agricultural sector in Pakistan*، إذ تم أخذ بيانات سنوية من مؤشرات التنمية العالمية سنة 2014 للفترة 1976-2014. تقديرات الانحدار المستخدمة للمتغيرات التفسيرية تشير أن إجمالي تكوين رأس المال الثابت، ومساحة الأراضي الزراعية المستغلة والتحويلات الدائمة يؤثر سلبا على نمو القطاع الزراعي. حيث يرتبط إجمالي الإنفاق الوطني ارتباطا مباشرا بنمو القطاع الزراعي. توصي هذه الدراسة بتوسيع إجمالي النفقات الوطنية وتحفيز المستثمرين على الاستثمار في القطاع الزراعي من خلال منح المزارعين حوافز لزراعة المحاصيل النقدية لتحقيق أرباح أفضل. (Hussain, 2018) كما تؤكد الأدلة التجريبية وجود تأثيرات مضاعفة للزراعة، حيث أن حجم الأثر يعتمد على هيكل الاقتصاد، حيث تعاني الاقتصاديات الصغيرة ذات القطاعات التجارية الكبيرة للسلع والخدمات القابلة للتداول، من مضاعفات النمو الزراعي أقل من الاقتصاديات الأكبر التي لديها حصة أكبر من السلع والخدمات القابلة للتداول. (Janvry Alain, 2010)

4. الإنتاجية الزراعية والنمو

كان النمو في الزراعة على مدى العقدَيْن الماضيين مدفوعاً إلى حد كبير بالنمو في إنتاجية العمل، وقد ظلت إنتاجية العمل في الزراعة تنمو في المتوسط بسرعة أكبر منها في إنتاجية العمل خارج الزراعة منذ ستينيات القرن العشرين. (منظمة الأغذية والزراعة، 2012) ناقش الاقتصاديون دور الإنتاجية الزراعية، وتعددت الدراسات التي تناولت قياس أثر الإنتاجية الزراعية على النمو الاقتصادي، وقد شدد الاقتصاديون في مجال التنمية على ضرورة تحسين الإنتاجية الزراعية باعتبارها جزءاً أساسياً من استراتيجية التنمية. في مقال لـ K. Matsuy Ama سنة 1992 بعنوان *Agricultural Productivity and Economic Growth* حاول في دراسته التوفيق بين وجهات النظر المتضاربة حول دور الإنتاجية الزراعية في النمو الاقتصادي، وقدم تفسير لوجود دور للإنتاجية الزراعية في النمو الاقتصادي على المدى الطويل. ففي اقتصاد مغلق، تؤدي الزيادة في الإنتاجية الزراعية إلى تحويل العمالة إلى التصنيع وبالتالي تسريع النمو الاقتصادي. أما في اقتصاد مفتوح، إن الإنتاجية العالية في القطاع الزراعي قد تعيق قطاع الصناعات التحويلية وفي بعض الحالات يحقق مستوى رفاه أقل. (Matsuyama, 1992) وفي نفس السياق، دراسة قام بها مركز السياسات الدولية للنمو الشامل بمقال تحت عنوان *Empirical Analysis on the Contemporary Developing Countries*، والتي جاءت كنقد وكاختبار لفرضيات ونتائج للدراسة التي قام بها K. Matsuy Ama. تم دراسة تأثير الإنتاجية الزراعية على النمو الاقتصادي على المدى الطويل في الدول النامية، من خلال اختبار العلاقة بين إنتاجية القطاع الزراعي والنمو الاقتصادي، وما إذا كان أثر الإنتاجية الزراعية على النمو يعتمد على انفتاح الاقتصاديات كما توصل إلي K. Matsuy Ama في مقاله، من خلال الإجابة على السؤال عما إذا كانت الإنتاجية الزراعية قد أدت دوراً في تسريع نمو البلدان النامية المعاصرة، وإذا كان الأمر كذلك، فهل يعتمد ذلك على حجم وانفتاح الاقتصاديات. البيانات في هذه الدراسة كانت مستمدة من للبنك الدولي سنة 2007، وتغطي الفترة 1981-2005. حيث تشمل مجموعة البيانات المتغيرات التالية: الدخل الحقيقي للفرد، والإنتاجية الزراعية والعمالة وتكوين رأس المال الإجمالي الحقيقي كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي و القيمة الحقيقية للصادرات والواردات كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي لـ 46 بلداً نامياً. ما يميز هذه البلدان أن لديها قطاع زراعي مهم نسبياً في اقتصادياتها (IPC-IG, 2019). أشارت النتائج إلى أن الأثر الإيجابي للإنتاجية الزراعية على نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي للاقتصاديات المفتوحة هو أقل بقليل من الاقتصاديات المغلقة. يرتبط ارتفاع الإنتاجية الزراعية بنسبة 1% بارتفاع نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي للاقتصاديات المغلقة بنسبة 0.84%، في حين أنه يرتبط بزيادة قدرها 0.78% في الاقتصاديات المفتوحة. (IPC-IG, 2019) تشير نتائج هذه الدراسة إلى أن فرضية K. Matsuy Ama فيما يتعلق بالعلاقة بين الإنتاجية في القطاع الزراعي والنمو، لا يتوافق إلا جزئياً في حالة البلدان النامية المعاصرة. الانفتاح الاقتصادي يؤثر سلباً على المكاسب التي تتحقق في النمو الاقتصادي لتحسين في الإنتاجية الزراعية، إلا أن هذا التأثير ليس قوياً بما فيه الكفاية لإحداث علاقة سلبية في المدى الطويل بين النمو الاقتصادي والإنتاجية الزراعية في البلدان النامية التي يفترض أنها مفتوحة والتي يطلق عليها K. Matsuy Ama خسارة الرفاهية، أو لإحداث انحرافات كبيرة في المكاسب الناتجة عن الإنتاجية الزراعية في الاقتصاديات المفتوحة والمغلقة.

في ظل الظروف غير المواتية، يمكن أن يؤدي نمو الإنتاجية الزراعية إلى نتائج سلبية، وذلك من خلال ما يلي:

- الإطار الزمني: التعديلات في الأجور الحقيقية وأسعار المواد الغذائية تتخلف عن التغيرات في الإنتاجية الزراعية. لأن التغيرات في الأجور وأسعار السلع الزراعية تكون في المدى القصير بالمقارنة بآثار التوازن العام طويلة المدى لنمو القطاع الزراعي الشامل (Datt, 1998).

- النمو السكاني: يمكن أن يؤثر على الأثر الصافي لزيادة فرص العمل ومكاسب الإنتاجية للدفع بالنمو الاقتصادي، فالحد الأدنى لمعدل نمو الإنتاجية ضروري لمواجهة النمو السكاني وتجنب "فخ Malthusien"، حيث يفوق النمو السكاني النمو الاقتصادي. (Irz, 2001)

- التكنولوجيا: عندما تعتمد زيادة الإنتاجية على التقنيات الحديثة أو الابتكار التكنولوجي، يواجه أصحاب الحيازات الصغيرة العديد من القيود التي تحد من استعمال التكنولوجيا، ويمكن أن يكون للتغيير التكنولوجي آثار على توزيع الدخل، خاصة عندما يكون استعمال التكنولوجيا ليس متساو (عبر الأسر أو المناطق)، حيث تؤدي الزيادات في الإنتاج المدفوعة بالتكنولوجيا إلى انخفاض الأسعار، فإن المزارعين التقليديين والغير متبنين للتكنولوجيا سيتحصلون على عوائد أقل. ومن المرجح أن تولد التكنولوجيا فوائد إيجابية حيث يكون التفاوت أقل في الأصول والحيازات الزراعية، والبنية التحتية ذات الصلة والخدمات الاجتماعية متطورة بشكل جيد. (Thirtle & Colin, 2001)

5. دراسة قياسية: أثر نمو القطاع الزراعي على النمو الاقتصادي بالجزائر للفترة 1990-2019

1.5 منهجية الدراسة القياسية والنموذج المستخدم

من أجل اختبار أثر نمو القطاع الزراعي على النمو الاقتصادي في الجزائر، بمعنى هل يمكن اعتبار تطور القطاع الزراعي كأحد محددات النمو الاقتصادي، تم وضع منهجية لبناء نموذج قياسي، حيث تغطي الدراسة القياسية الفترة 1990-2019، أما البيانات فتم الحصول عليها من قاعدة بيانات البنك الدولي، ولتحقيق أغراض الدراسة تم استخدام اختبار السببية لغرانجر، منهج التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ بالاستعانة بالبرنامج الإحصائي Eviews 10، لذا يمكن صياغة النموذج التالي:

$$GDPPC_t = \beta_0 + \beta_1 VAAG_t + \beta_2 TRADE_t + \beta_3 SUBAGR_t + \beta_4 PRODEMP_t + \varepsilon_t \dots \dots (1)$$

حيث أن:

$GDPPC_t$: يشير إلى معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي ويعتبر كمقياس للنمو الاقتصادي.
 $VAAG_t$: يمثل معدل نمو القيمة المضافة في قطاع الزراعة، والقيمة المضافة هي صافي ناتج قطاع ما بعد جمع كافة المخرجات وطرح المدخلات الوسيطة. ويتم حسابها بدون إجراء خصومات فيما يتعلق بإهلاك الأصول المصنعة أو بنضوب أو تدهور الموارد الطبيعية. (البنك الدولي، 2019) تبين تجارب البلدان أن سياسات النمو والحد من الفقر لا تضمن بحد ذاتها تحقيق أي نجاح بصورة تلقائية، فمصدر النمو له أهمية هو الآخر، كما أن نمو الناتج المحلي الإجمالي المدفوع بالقطاع الزراعي له تأثير مضاعف على الفئات الأكثر فقرا من سكان البلد عن النمو المدفوع بالقطاعات غير الزراعية. إذ أن 75% من فقراء البلدان النامية يعيشون في المناطق الريفية ويحصلون على دخلهم من الزراعة والأنشطة ذات الصلة، وبالنسبة للبلدان التي تعتمد على الزراعة، فإن النمو الزراعي ضروري للنمو وللحد من الفقر (البنك الدولي، 2019).

$TRADE_t$: يمثل الانفتاح التجاري وهو عبارة عن التجارة السلعية كنسبة مئوية من إجمالي الناتج المحلي، أي قيمة الصادرات والواردات السلعية مقسومة على قيمة إجمالي الناتج المحلي. (البنك الدولي، 2019).

$SUBAGR_t$: تمثل الدعم الفلاحي، تم التعبير عن الدعم الفلاحي بنسبة الإنفاق الحكومي الموجه للقطاع الفلاحي من إجمالي الإنفاق الحكومي في الفترة t. تبدو الأهمية الاستراتيجية للقطاع الفلاحي والريفي بالنسبة للحكومة من خلال قراءة

الميزانية الممنوحة لوزارة الفلاحة والتنمية الريفية. وتم استخلاصه من قوانين المالية لكل سنة، وقمنا بالتعبير عنه كنسبة النفقات العمومية المخصصة للقطاع الفلاحي من إجمالي النفقات الحكومية .

$PRODEMP_t$: يمثل إنتاجية العامل بالقطاع الزراعي (قنطار/عامل)، وهي حاصل قسمة الإنتاج الزراعي على عدد العاملين بالقطاع الزراعي في الفترة t . كدلالة على مستوى إنتاجية العامل بالزراعة. عبر J.Kendrik عن أهمية الدور الذي تؤديه زيادة الإنتاجية في تقدم المجتمع وتحسين الأحوال المعيشية فيه، بقوله: " إن الوسيلة الرئيسية التي يمكن للحسن البشري أن يخرج بها من حالة الفقر إلى حالة أفضل نسبيا من حيث توفر الغذاء والمواد هي زيادة الإنتاجية. (Beatrice, 1980) ع: حد الخطأ.

يقوم مفهوم نموذج متجه تصحيح الخطأ على فرضية مفادها أن هناك علاقة توازنية طويلة المدى، تتحدد في ظلها القيمة التوازنية للنمو الاقتصادي في إطار محدداته، وبالرغم من وجود هذه العلاقة التوازنية على المدى الطويل إلا أنه من النادر أن تتحقق، ومن ثم فقد يأخذ النمو الاقتصادي قيما مختلفة عن قيمه التوازنية، ويمثل الفرق بين القيمتين عند كل فترة زمنية خطأ التوازن، ويتم تصحيح هذا الخطأ أو جزء منه على الأقل في المدى الطويل، لذلك جاءت تسميته بنموذج متجه تصحيح الخطأ، ويفترض هذا النموذج وجود نوعين من العلاقات بين النمو الاقتصادي ومحدداته، وهي:

أ) علاقة طويلة المدى (Long-run relationship) أي علاقة توازنية على المدى البعيد بين معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي كمتغير تابع ومحدداته المتمثلة في معدل نمو القيمة المضافة لقطاع الزراعة وإنتاجية العامل بالقطاع الزراعي والانفتاح التجاري والدعم الحكومي، وتقاس العلاقة هنا بمقياس مستوى متغيرات النموذج.

ب) علاقة قصيرة المدى (Short-run relationship) أي العلاقة الآنية التي تظهر بين معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي والمتغيرات التفسيرية في كل فترة زمنية وتقاس من خلال التغيرات فيما بينها في كل فترة. تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ يتطلب أولا التحقق من مدى سكون (Stationary) مستوى متغيرات النموذج، وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حدى عن طريق اختبار جذر الوحدة، وثانيا التأكد من وجود علاقة توازنية بين متغيرات النموذج من خلال اختبار التكامل المشترك (Cointegration) بين هذه المتغيرات.

2.5 اختبار جذر الوحدة

يهدف اختبار جذر الوحدة إلى فحص خصائص السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج والتأكد من مدى سكونها وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حدى، واختبار سكون السلاسل الزمنية فإن ذلك يتطلب اختبار جذر الوحدة، حيث سيتم استخدام اختبار Augmented Dickey-Fuller واختبار Phillips-Perron، الجدول (1) يوضح نتائج اختبارات الاستقرار للسلاسل الزمنية.

الجدول (1): نتائج اختبارات جذر الوحدة عند المستوى لجميع

إحصائية ستودنت (t)						المتغيرات
PP			ADF			
وجود ثابت واتجاه	وجود ثابت	بدون ثابت واتجاه عام	وجود ثابت واتجاه	وجود ثابت	بدون ثابت واتجاه عام	
-2.51	-2.72*	-2.52**	-2.69	-2.29	-1.86*	GDPPC
-6.42***	-5.42***	-3.21***	-2.41	-2.83*	-2.24**	VAAG
-0.58	-1.55	-0.03	-0.84	-1.52	-0.05	TRADE
-1.43	-1.48	-0.92	-1.80	-1.90	-0.92	SUBARG
-2.33	-2.43	-0.96	-2.53	-2.60	-1.07	PRODEMP

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 10

***، **، * معنوية عند مستوى 1%، 5% و 10% على التوالي

على ضوء نتائج اختبارات جذر الوحدة نلاحظ أن جميع المتغيرات غير مستقرة في مستواها الأصلي، حيث أن القيم الحرجة لإحصائية (t) تفوق القيم المحسوبة عند مستوى معنوية 1%، 5% و 10% بالنسبة للحالات الثلاثة، باستثناء متغير معدل نمو القيمة المضافة في قطاع الزراعة، حيث أظهرت النتائج بأنه غير مستقر بالنسبة لاختبار ADF ومستقر بالنسبة لاختبار PP، وبالتالي يمكن اعتبار أن هذا المتغير غير مستقر في مستواه الأصلي بسبب وجود اختلاف بين الاختبارين، و عليه نقبل فرض العدم بوجود جذر الوحدة (السلاسل غير مستقرة)، وبالتالي يجب تطبيق الاختبارات على التفاضل الأول للمتغيرات.

الجدول (2): نتائج اختبارات جذر الوحدة عند التفاضل الأول لجميع المتغيرات

إحصائية ستودنت (t)						المتغيرات
PP			ADF			
وجود ثابت واتجاه	وجود ثابت	بدون ثابت واتجاه عام	وجود ثابت واتجاه	وجود ثابت	بدون ثابت واتجاه عام	
-12.90***	-8.43***	-8.58***	-8.78***	-8.43***	-8.58***	GDPPC
-9.85***	-10.06***	-10.19***	-10.01***	-10.13***	-10.05***	VAAG
-5.12***	-4.93***	-5.06***	-4.94***	-4.95***	-5.06***	TRADE
-3.88**	-3.91***	-3.97***	-3.89**	-3.86***	-3.94***	SUBARG
-8.96***	-9.15***	-9.54***	-5.13***	-5.24***	-5.34***	PRODEMP

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 10

***، **، * معنوية عند مستوى 1%، 5% و 10% على التوالي

بتطبيق الاختبارات على التفاضل الأول للمتغيرات أظهرت النتائج رفض فرضية العدم بوجود جذر الوحدة عند مستوى معنوية 1% و 5%، بالنسبة لاختبار ADF واختبار PP بدون ثابت واتجاه عام وبوجود ثابت وبوجود ثابت

واتجاه عام، وعليه فإن السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج مستقرة في الفرق الأول، هذه النتائج تنسجم مع النظرية القياسية التي تفترض أن أغلب المتغيرات الاقتصادية الكلية تكون غير ساكنة في المستوى ولكنها تصبح ساكنة بعد أخذ الفرق الأول، وهذا يعني احتمال وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في النموذج.

3.5 اختبار السببية لغرانجر Granger Causality Test

تعني العلاقة السببية في الاقتصاد القياسي قدرة أحد المتغيرات على تحسين التوقع لمتغير آخر، فقد اقترح Granger (1969) معيار لتحديد العلاقة السببية التي تتركز على العلاقة الديناميكية الموجودة بين السلاسل الزمنية واتجاهها، فإذا كانت Y_{1T} و Y_{2T} سلسلتين زمنيتين تعبران عن تطور ظاهرتين اقتصاديتين مختلفتين عبر الزمن t وكانت السلسلة Y_{1T} تحتوي على المعلومات التي من خلالها يمكن تحسين التوقعات بالنسبة للسلسلة Y_{2T} ، في هذه الحالة نقول أن Y_{1T} تسبب Y_{2T} ، ومنه نقول عن متغيرة أنها سببية إذا كانت تحتوي على معلومات تساعد على تحسين التوقع لمتغيرة أخرى، ويستخدم اختبار Granger في التأكد من مدى وجود علاقة تغذية مرتدة أو استرجاعية أو علاقة تبادلية بين متغيرين وذلك في حالة وجود بيانات سلسلة زمنية. جاءت نتائج اختبار السببية المبينة في الملحق (1) على النحو التالي:

- وجود علاقة سببية بين معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي و معدل نمو القيمة المضافة لقطاع الزراعة عند مستوى معنوية 5% تتجه من الأول إلى الثاني.
- وجود علاقة سببية بين الدعم الحكومي وإنتاجية العامل عند مستوى معنوية 1% تتجه من الأول إلى الثاني.
- وجود علاقة سببية بين الانفتاح التجاري وإنتاجية العامل عند مستوى معنوية 5% تتجه من الأول إلى الثاني.

4.5 اختبار التكامل المشترك بطريقة جوهانسون-جسلس Cointegration test

على ضوء اختبار جذر الوحدة، اتضح أن المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى أي أنها غير مستقرة في المستوى ولكنها مستقرة في الفرق الأول، وتركز نظرية التكامل المشترك على تحليل السلاسل الزمنية غير الساكنة، حيث يشير كل من (Engel and Granger, 1987) إلى إمكانية توليد مزيج خطي يتصف بالسكون من السلاسل الزمنية غير الساكنة، وإذا أمكن توليد هذا المزيج الخطي الساكن فإن السلاسل الزمنية غير الساكنة في هذه الحالة تعتبر متكاملة من نفس الرتبة (Cointegrated)، ويمكن استخدام مستوى المتغيرات في الانحدار، ولا يكون الانحدار زائفا في هذه الحالة، وتوصف بالعلاقة التوازنية في المدى الطويل. أما اختبار التكامل المشترك لـ (Johansen, 1988, 1991) و (Johansen and Juselius, 1990) فيهدف إلى تحديد عدد متجهات التكامل المشترك، وتمكن أهميته في اكتشافه ما إذا كان هناك تكاملا مشتركا فريدا أم لا، وفي حالة عدم تحققه ستظل العلاقة التوازنية بين المتغيرات مثارا للشك (Stephen, 1986)، ويتطلب اختبار وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج إجراء اختبارين هما اختبار الإمكانية العظمى واختبار الأثر، وذلك بتحديد قيمة (I) التي تمثل عدد متجهات التكامل المشترك، يتم رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل إذا كانت قيمة اختبار الإمكانية العظمى واختبار الأثر المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة لها عند مستوى معنوية 5%. ويقوم اختبار التكامل المشترك لـ (Johansen and Juselius) على تحديد درجة التأخير في شعاع الانحدار الذاتي واختبار رتبة التكامل المشترك.

1.4.5 تحديد درجة تأخير شعاع الانحدار الذاتي VAR

قبل القيام بعملية الاختبار والتقدير يجب تحديد درجة تأخير النموذج VAR، وهذا بالاعتماد على المعايير الإحصائية Akaike و Schwartz و Hannan-Quinn بحيث تقبل درجة التأخير المثلى أصغر قيمة لهذه المعايير.

الجدول (3): نتائج اختبار تحديد درجة تأخير شعاع الانحدار الذاتي VAR

درجة التأخير	Hannan-Quinn	Schwartz	Akaike
P=0	25.06743	25.23260	24.99470
P=1	23.75717*	24.74817*	23.32081
P=2	23.91171	25.72855	23.11172*

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 10

من خلال نتائج الاختبار المبينة في الجدول (3) وبالاعتماد على المعايير السابقة اتضح بأن التأخير (p=1).

2.4.5 اختبار رتبة التكامل المشترك

أوضحت نتائج المرحلة السابقة بأن التأخير (p=1) وعليه سيتم إجراء الاختبار على النموذج VAR(1).

الجدول (4): اختبار الأثر ودالة الإمكان الأعظم وفق طريقة Johansen-Juselius

الاحتمال Prob	القيمة الحرجة 5% Critical Value	اختبار الإحصائية Test Statistic	القيم الذاتية Eigen value	فرضيات عدد متجهات التكامل
λ_{Trace} Value				
0.0005	69.81889	90.58009	0.774440	*r=0
0.0399	47.85613	48.88333	0.595293	*r≤1
0.2199	29.79707	23.55475	0.360179	r≤2
0.2084	15.49471	11.05086	0.220176	r≤3
0.0432	3.841466	4.087622	0.135831	*r≤4
$\lambda_{Max-Eigen}$ Value				
0.0048	33.87687	41.69677	0.774440	*r=0
0.0946	27.58434	25.32858	0.595293	r=1
0.4988	21.13162	12.50389	0.360179	r=2
0.4935	14.26460	6.963241	0.220176	r=3
0.0432	3.841466	4.087622	0.135831	*r=4

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 10

يبين الجدول (4) نتائج اختبار جوهانسن-جسلس للتكامل المشترك باستخدام إحصائية الأثر ودالة الإمكان الأعظم، ويتضح من خلال النتائج وجود علاقتين للتكامل المشترك حسب اختبار الأثر، حيث أن القيم المحسوبة لإحصائية الأثر (90.58009، 48.88333) أكبر من القيم الحرجة (69.81889، 47.85613) على التوالي عند مستوى معنوية 5%، كما أن اختبار دالة الإمكان الأعظم أظهر وجود علاقة تكامل مشترك، حيث أن القيمة المحسوبة لإحصائية الإمكان الأعظم (41.69677) أكبر من القيمة الحرجة (33.87687) عند مستوى معنوية 5% وبالتالي فإن المتغيرات ينبغي أن تحظى بتمثيل نموذج متجه تصحيح الخطأ لتقدير الآثار قصيرة وطويلة المدى.

5.5 نموذج تصحيح الخطأ

يمكن إعادة تمثيل المتغيرات المدروسة في هيكل نموذج متجه تصحيح الخطأ الديناميكي، حيث أن وجود التكامل المشترك بين المتغيرات يعني أنها تتحرك معا تحركا مشتركا وإن ابتعدت مؤقتا، أي إذا اتخذت مسارا عشوائيا فإنها لا تبتعد كثيرا عن توازنها في الأجل الطويل، لذلك سوف يتم اللجوء إلى تطبيق نموذج متجه تصحيح الخطأ المشتق من نموذج متجه الانحدار الذاتي لتحديد العلاقة السببية بين المتغيرات في الأجلين القصير والطويل وكذلك سرعة الوصول إلى التوازن في الأجل الطويل من أي اختلال يحدث في الأجل القصير، لذا يمكن تمثيل نموذج متجه تصحيح الخطأ من خلال المعادلة التالية:

$$\Delta GDPPC_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta GDPPC_{t-1} + \beta_2 \Delta VAAG_{t-1} + \beta_3 \Delta SUBAGR_{t-1} + \beta_4 \Delta TRADE_{t-1} + \beta_5 \Delta PRODEMP_{t-1} - (GDPPC_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 VAAG_{t-1} - \alpha_2 SUBAGR_{t-1} - \alpha_3 TRADE_{t-1} - \alpha_4 PRODEMP_{t-1}) + \omega_t \dots (2)$$

نتائج التقدير أظهرت بأن متغيرات النموذج تساهم في تفسير ما نسبته 53.04% من معدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي في الفترة ذاتها، ما يدل على أن النموذج مقبول إحصائيا.

أشارت النتائج إلى وجود علاقة توازنية طويلة المدى في النموذج، حيث قدرت قيمة معامل تصحيح الخطأ بـ (-0.1076) وهذا ما يدل على أن معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل مدة زمنية بنسبة تعادل (10.76%) من اختلال التوازن المتبقي في الفترة (t-1)، ومن ناحية أخرى، فإن نسبة التصحيح تعكس سرعة تعديل بطيئة نحو التوازن، بمعنى أن معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي يستغرق ما يقارب (1/0.1076) أي 9.29 سنة (حوالي تسعة سنوات وأربعة أشهر) باتجاه قيمته التوازنية بعد حدوث أي صدمة في النظام) النموذج نتيجة للتغير في محدداته.

كما أظهرت اختبارات التشخيص خلو نموذج متجه تصحيح الخطأ من المشاكل القياسية باستخدام اختبارات الدرجة الثانية، وبينت نتائج الملاحق رقم (05) و(06) إلى أن النموذج قد اجتاز كافة الاختبارات القياسية لفحص البواقي، لاسيما خلوه من الارتباط الذاتي بين البواقي باستخدام اختبار مضاعف لاغرنج المتعدد LM (الملحق 5)، فيما أظهرت نتائج اختبار Heteroskedasticity Test White المبنية في الملحق (6) عدم وجود مشكلة اختلاف التباين بين البواقي.

انطلاقا من نتائج الاختبارات السابقة نستنتج بأن سلسلة البواقي عبارة عن شوشرة بيضاء، وعليه يمكن القول بأن النموذج المقدر ذو جودة إحصائية مقبولة ويمكن اعتماده في التحليل.

تقدير المعادلة (2) من خلال نموذج متجه تصحيح الخطأ بطريقة المربعات الصغرى العادية أعطى النتائج التالية:

1.5.5 في المدى القصير

$$\Delta GDPPC_t = -0.0127 - 0.4204 \Delta GDPPC_{t-1} + 0.0490 \Delta VAAG_{t-1} - 0.4216 \Delta SUBAGR_{t-1} \\ (0.0396) \quad (-2.4648) \quad (2.0938) \quad (-2.7318) \\ -0.0087 \Delta TRADE_{t-1} + 1.6810 \Delta PRODEMP_{t-1} - 0.1076 EC_{t-1} \dots (3) \\ (-0.1097) \quad (1.4121) \quad (-3.7011)$$

تمثل المعادلة (3) الجزء الأول من نموذج متجه تصحيح الخطأ، حيث أظهرت النتائج بأن معدل نمو القيمة المضافة في قطاع الزراعة لها علاقة طردية مع معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج الإجمالي في المدى القصير، هذا ما يتوافق مع ما جاء في تقرير "الزراعة من أجل التنمية" للبنك الدولي بأن الاقتصاديات القائمة على الزراعة والاقتصاديات التي تمر بمرحلة تحول في شمال أفريقيا على غرار الجزائر، يساهم النمو الزراعي في النمو الاقتصادي بشكل فعال على المدى القصير، (البنك الدولي، 2009)، وبينت كذلك النتائج بأن الدعم الحكومي له علاقة عكسية مع معدل النمو في نصيب الفرد

من الناتج الاجمالي في المدى القصير، يرجع ذلك لكون الدعم الحكومي الموجه لقطاع الزراعة بالجزائر يهدف لزيادة حجم الاستثمارات الزراعية واستيراد معدات وألات زراعية .

2.5.5 في المدى الطويل

$$GDPPC_t = -61.15 + 1.012VAAG - 3.38SUBAGR + 0.91TRADE + 36.22PRODEMP \dots (4)$$

(6.3734) (-5.9422) (-3.4889) (7.4592)

تمثل المعادلة (4) الجزء الثاني من نموذج متجه تصحيح الخطأ، وقد أظهرت النتائج أن الدعم الحكومي له علاقة عكسية مع معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج الاجمالي وهذا ما يخالف التحليل النظري وعكس ما توصلت إليه عديد الدراسات السابقة حول الاثر الايجابي للدعم الحكومي على النمو الاقتصادي. فمن خلال المخطط الوطني للتنمية الفلاحية والريفية وسياسة التجديد الفلاحي والريفي، عرفت سياسة الدعم الموجه للقطاع الزراعي بالجزائر مجموعة من الإصلاحات وانتهاج سياسة زراعية قائمة على الدعم لجعله قادرا على زيادة الإنتاج وتحسين الإنتاجية، وتجدد ذلك بانتقال النفقات العمومية الموجهة لقطاع الزراعة في الجزائر من 52 مليار دينار في سنة 2000 إلى 284 مليار دينار سنة 2011، (MADR, 2012) وهذا ما أدى لزيادة حجم الاستثمارات الزراعية، بالرغم من ذلك نجد أن الدعم غير موجه لدخل العاملين بالقطاع الزراعي كما هو الحال في الاتحاد الأوروبي وغيره من بلدان منظمة التعاون والتنمية الاقتصادية OCDE، والتي يوجه فيها الدعم إلى دخل المزارعين مباشرة، بينما في الجزائر الدعم موجه للاستثمارات في القطاع الزراعي واستيراد بعض المدخلات الزراعية، هذا ما يفسر العلاقة عكسية للدعم الموجه للقطاع الزراعي مع معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج الاجمالي. كما أظهرت النتائج بأن كل من انتاجية العامل ومعدل النمو في القيمة المضافة لقطاع الزراعة والانفتاح التجاري لها علاقة طردية مع معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج الاجمالي، حيث:

- لإنتاجية العامل النصيب الأكبر في المساهمة والتأثير على نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، فزيادة إنتاجية العامل بنسبة 1% تؤدي إلى ارتفاع معدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 36.22% في المدى الطويل، وهذا ما يتوافق مع التحليل النظري والدراسات السابقة التي أثبتت أن هناك علاقة قوية بين الإنتاجية الزراعية ونمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، ويفسر ذلك بنظرية التغيير الهيكلي (1954) Arthur Lewis «Development with Unlimited Supplies of Labour»، التي مفادها أن الإنتاجية تكون صفرية أي منعدمة في القطاع الزراعي نظرا لفائض العمالة الذي غالبا ما يميز القطاع الزراعي التقليدي وفي مرحلة التغيير الهيكلي والتوسع في القطاع الصناعي تكون هناك عملية لاستقطاب فائض العمالة الموجود في القطاع الزراعي، مما يؤدي لارتفاع إنتاجية العامل بالزراعة. بالنسبة للجزائر، نسبة العاملين في القطاع الزراعي في انخفاض وذلك لتوجهها لقطاعي الصناعة والخدمات بالمناطق الحضرية. بالإضافة لذلك، إنتاجية العامل الزراعي لها تأثير كبير على متوسط الدخل وهذه العلاقة ثابتة في كل المناطق، حيث أن الزيادة في الدخل لفئة الأقل فقرا والفئة ذات الدخل المتوسط بالبلدان الفقيرة مرتبط بنمو الإنتاجية الزراعية، والفئة الأعلى دخل تستفيد أكثر من الزيادة في إنتاجية العمالة الزراعية بالمقارنة مع الأسر الأكثر فقرا، وتتوافق هذه النقطة الأخيرة مع أهمية توزيع الأصول للاستفادة من مكاسب ارتفاع الإنتاجية. (Lederman, 2005)

- معدل نمو القيمة المضافة في قطاع الزراعة بنسبة 1% يؤدي إلى ارتفاع معدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 1.01% في المدى الطويل، وهذا ما يتوافق مع التحليل النظري وجل الدراسات السابقة التي أثبتت أن هناك علاقة وطيدة بين النمو الزراعي والنمو الاقتصادي في الاقتصاديات النامية، ومن الناحية النظرية، زيادة الإنتاج الزراعي تؤدي إلى زيادة دخول المزارعين مما يؤدي لزيادة الطلب على السلع والخدمات غير الزراعية، وبالتالي فإن ارتفاع الإنتاج الزراعي يحفز التوظيف في القطاعات غير الزراعية الريفية والحضرية، وهذا بدوره يدفع زيادة الدخول بالمناطق الحضرية.

(Mellor, 1999) وعليه، فإن النمو الزراعي له أثر إيجابي على المزارعين وغير المزارعين من خلال تحسين دخولهم. (Jenifer Piesse, 2003)

- زيادة الانفتاح التجاري بنسبة 1% تؤدي إلى ارتفاع معدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 0.91% في المدى الطويل، وهذا راجع لطبيعة الاقتصاد الجزائري الذي يعتمد على الربح المتولد من خلال الصادرات النفطية، أي ارتفاع الصادرات النفطية الناتجة عن ارتفاع أسعار المحروقات خاصة خلال الفترة 2000-2014.

6. خاتمة

من خلال هذه الورقة البحثية قمنا بدراسة العلاقة بين المتغيرات المستقلة المتمثلة في معدل نمو القيمة المضافة لقطاع الزراعة وإنتاجية العامل بالقطاع الزراعي والانفتاح التجاري والدعم الحكومي، والمتغير التابع المتمثل في معدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي في الجزائر بالاعتماد على منهج التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ خلال الفترة 1990-2019. بينت نتائج الدراسة أن هناك علاقة عكسية بين الدعم الحكومي الموجه للقطاع الزراعي والنمو الاقتصادي في المدى الطويل، خلافاً للتحليل النظري، ويرجع ذلك لكون الدعم الحكومي الموجه للقطاع الزراعي في الجزائر موجه للاستثمار الزراعي ولا يتم توجيهه إلى دخل العاملين بالزراعة. كما أظهرت النتائج وجود علاقة طردية بين كل من إنتاجية العامل في القطاع الزراعي ومعدل نمو القيمة المضافة في قطاع الزراعة وبين معدل النمو الاقتصادي على المدى الطويل، حيث أثبتت جل الدراسات السابقة أن هناك علاقة وطيدة بين الإنتاجية الزراعية والنمو الزراعي والنمو الاقتصادي في الاقتصاديات التي تعرف تحولات هيكلية. وأشارت النتائج إلى العلاقة طردية بين الانفتاح التجاري ومعدل النمو الاقتصادي على المدى الطويل، وذلك لأن الاقتصاد الجزائري يعتمد على الربح الناتج من الصادرات النفطية. هناك أهمية بالغة للإنتاجية الزراعية ونمو القطاع الزراعي لدفع النمو الاقتصادي وخلق ديناميكية اقتصادية على مستوى المتغيرات الاقتصادية الكلية بالجزائر. فمن خلال نتائج هذه الدراسة، نوصي بما يلي:

- ضرورة وضع أليات لتوجيه الدعم الحكومي لقطاع الزراعة، فالدعم الموجه للاستثمار الزراعي يعتبر الأداة المحركة والدافعة إلى نجاح أي سياسة زراعية في تحقيق أهدافها، إذ يعتبر الاستثمار الزراعي أحد المحددات المهمة لتحقيق النمو الاقتصادي، بالإضافة لذلك، دعم دخل العاملين بالقطاع على غرار دول الاتحاد الأوروبي؛
- البحث العلمي الزراعي كأداة لتحسين الإنتاجية الزراعية، فأى استراتيجية تستهدف تحقيق نمو زراعي لا بد من أن تعطي أولوية لوضع البرامج المكثفة في مجال البحوث التطبيقية، وذلك بالبحث العلمي وتأمين القدرات العلمية، وفتح مجال التدريب والتكوين، وتعزيز الإرشاد الزراعي. وهذا حتما سيؤدي إلى تحسين الإنتاجية في القطاع الزراعي؛
- العمل على تنمية الصناعات الغذائية لتصريف الفائض من السلع الزراعية، وكذا ترقية صادرات السلع الزراعية خاصة بالفروع الانتاجية التي تحقق فائض.

قائمة المراجع :

المراجع باللغة العربية

- البنك الدولي. (2008). *تقرير عن التنمية في العالم*، الزراعة من أجل التنمية .
- المنظمة العالمية للغذاء. (2020، 04 10). *دور النمو الزراعي في تحقيق النمو الاقتصادي والحد من*

الفقر والجوع. 2012: <http://www.fao.org/3/i3027a/i3027a04.pdf>

المراجع باللغات الأجنبية :

- Alston Julian, P. P. (2014). Agriculture in the global economy. *Journal of Economic Perspectives*, 28(01), 46-121.
- Byerlee Derek, J. C. (2005). Agriculture, Rural Development, and Pro-poor Growth. *The World Bank*.
- Clemens Breisinger, X. D. (2008). The role of cocoa in Ghana's future development. Consulté le 05 02, 2019, sur https://media.africaportal.org/documents/GSSP_Background_Paper_11.pdf
- Dale, J. (1967). Surplus agricultural labour and the development of a dual economy. *Oxford economic papers*, 19(03), 288-312.
- Datt, G. M. (1998). Farm productivity and rural poverty in India. *The Journal of Development Studies*, 34(03), 62-85.
- Épaulard, A. (2003). Croissance et réduction de la pauvreté dans les pays en développement et les pays en transition. *Reflets et perspectives de la vie économique*, 9-20.
- Fan Shenggen, H. P. (2000). Government spending, growth and poverty in rural India. *American journal of agricultural economics*, 82(04), 1038-1051.
- Hall, Stephen G. (1986) . An application of the granger & Engle two-step estimation procedure to United Kingdom aggregate wage data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 48 (03). 210-233.
- Hussain, M. A. (2018). Determinants of the growth of the agricultural sector in Pakistan. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 09(29), 17-32.
- IPC-IG. (2019, 05 22). Agricultural Productivity and Economic Growth: Empirical Analysis on the Contemporary Developing Countries. (i. p. growth, Éd.) Récupéré sur <http://www.ipc-undp.org/pressroom/files/ipc263.pdf>
- Irz, X. L. (2001). Agricultural productivity growth and poverty alleviation. *Examen des politiques de développement*, 19(4), 449-466.
- Janvry Alain, S. E. (2010). Agricultural growth and poverty reduction: Additional evidence. *The World Bank Research Observer*.
- Jenifer Piesse, T. C. (2003). The impact of research-led agricultural productivity growth on poverty reduction in Africa, Asia and Latin America. *World Development*, 31(12), 59-75.
- Kuznets, S. (1961). Economic growth and the contribution of agriculture: notes on measurement.
- Lederman, B.-O. C. (2005). Agriculture and national welfare around the world: causality and international heterogeneity since 1960. *The World Bank*.
- Mabile, S. (1990). La productivité en France de 1970 à 1989: une approche sectorielle. *Economie et statistique*, 237(1), 69-86.
- MADR. (2012). soutiens et subventions agricoles en Algérie.
- Matsuyama, K. (1992). Agricultural productivity, comparative advantage, and economic growth. *Journal of economic theory*, 58(02), 317-334.

- Mellor, J. (1999). Faster More Equitable Growth–The Relation Between Growth in Agriculture and Poverty. *Incorporating Pro-poor Growth into Organization for Economic Development*.
- Minten, B. e. (2003). Agriculture, pauvreté rurale et politiques économiques à Madagascar. Consulté le 2019, sur http://madadoc.irenala.edu.mg/documents/6885_Agriculture.pdf
- Ravallion Martin, D. G. (1996). How important to India's poor is the sectoral composition of economic growth? *The World Bank Economic Review*, 10(01), 1-25.
- rooks Jonathan, G. D. (2008). Modelling agricultural trade and policy impacts in less developed countries. (O. Publishing, Éd.) *OECD Food, Agriculture and Fisheries Papers*(11), 01-23.
- Schneider Kate, G. M. (2011). Agricultural productivity and poverty reduction: Linkages and pathways. *Libraries Test Journal*, 01(01), 56-74.
- Sertoğlu, K., Ugural, S., & Bekun, F. V. (2017). The Contribution of Agricultural Sector on EconomicGrowth of Nigeria. *International Journal of Economics and Financial*, 21-46.
- Thirtle, C. I., & Colin. (2001). Relationship between changes in agricultural productivity and the incidence of poverty in developing countries. *London: report commissioned by the Department for International Development*.

- الملاحق

الملحق (1): نتائج اختبار السببية (1969) Granger

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/10/20 Time: 16:35
Sample: 1990 2019
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
VAAG1 does not Granger Cause GDPPC GDPPC does not Granger Cause VAAG1	28	1.55964 4.64926	0.2316 0.0201
TRADE does not Granger Cause GDPPC GDPPC does not Granger Cause TRADE	28	0.29212 1.76681	0.7494 0.1933
SUBARG does not Granger Cause GDPPC GDPPC does not Granger Cause SUBARG	28	0.05243 0.42791	0.9490 0.6570
PRODEMP does not Granger Cause GDPPC GDPPC does not Granger Cause PRODEMP	28	0.45951 0.19150	0.6373 0.8270
TRADE does not Granger Cause VAAG1 VAAG1 does not Granger Cause TRADE	28	2.11303 0.35599	0.1437 0.7043
SUBARG does not Granger Cause VAAG1 VAAG1 does not Granger Cause SUBARG	28	0.72598 0.51285	0.4946 0.6055
PRODEMP does not Granger Cause VAAG1 VAAG1 does not Granger Cause PRODEMP	28	0.11105 1.13840	0.8954 0.3377
SUBARG does not Granger Cause TRADE TRADE does not Granger Cause SUBARG	28	1.47049 2.00141	0.2506 0.1580
PRODEMP does not Granger Cause TRADE TRADE does not Granger Cause PRODEMP	28	0.11656 3.65742	0.8905 0.0418
PRODEMP does not Granger Cause SUBARG SUBARG does not Granger Cause PRODEMP	28	0.13188 9.82738	0.8771 0.0008

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 10

الملحق (2): نتائج اختبار تحديد درجة تأخير شعاع الانحدار الذاتي VAR

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: GDPPC OUV PRODEMP SUBARG VAAG
 Exogenous variables: C
 Date: 12/10/20 Time: 19:04
 Sample: 1990 2019
 Included observations: 28

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-344.9259	NA	49289.73	24.99470	25.23260	25.06743
1	-296.4913	76.11138*	9558.233	23.32081	24.74817*	23.75717*
2	-268.5641	33.91168	9372.213*	23.11172*	25.72855	23.91171

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 10

الملحق رقم (3): نتائج اختبار التكامل المشترك (Johansen-Juselius Co-integration test)

Date: 12/10/20 Time: 16:40
 Sample (adjusted): 1992 2019
 Included observations: 28 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: GDPPC VAAG1 TRADE SUBARG PRODEMP
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.774440	90.58009	69.81889	0.0005
At most 1 *	0.595293	48.88333	47.85613	0.0399
At most 2	0.360179	23.55475	29.79707	0.2199
At most 3	0.220176	11.05086	15.49471	0.2084
At most 4 *	0.135831	4.087622	3.841466	0.0432

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.774440	41.69677	33.87687	0.0048
At most 1	0.595293	25.32858	27.58434	0.0946
At most 2	0.360179	12.50389	21.13162	0.4988
At most 3	0.220176	6.963241	14.26460	0.4935
At most 4 *	0.135831	4.087622	3.841466	0.0432

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 10

الملحق (4): نموذج تصحيح الخطأ (VECM)

Vector Error Correction Estimates
 Date: 12/10/20 Time: 23:34
 Sample (adjusted): 1992 2019
 Included observations: 28 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1				
GDPPC(-1)	1.000000				
SUBAGR(-1)	-3.382917 (0.56930) [-5.94223]				
TRADE(-1)	0.911335 (0.26120) [3.48896]				
VAAG(-1)	1.012251 (0.15882) [6.37345]				
PRODEMP(-1)	36.22535 (7.45927) [4.85642]				
C	-61.15375				
Error Correction:	D(GDPPC)	D(SUBAGR)	D(TRADE)	D(VAAG)	D(PRODEMP)
CointEq1	-0.107630 (0.02908) [-3.70111]	0.023816 (0.04814) [0.49475]	-0.044392 (0.08175) [-0.54303]	-1.047098 (0.23703) [-4.41751]	-0.012929 (0.00464) [-2.78574]
D(GDPPC(-1))	-0.420447 (0.17058) [-2.46482]	-0.068017 (0.28236) [-0.24089]	-0.135798 (0.47953) [-0.28319]	0.480589 (1.39038) [0.34565]	0.027774 (0.02722) [1.02025]
D(SUBAGR(-1))	-0.421615 (0.15433) [-2.73189]	0.336954 (0.25546) [1.31900]	0.257031 (0.43385) [0.59244]	-3.800069 (1.25794) [-3.02087]	-0.006125 (0.02463) [-0.24869]
D(TRADE(-1))	-0.008781 (0.08004) [-0.10971]	0.151530 (0.13249) [1.14370]	0.005312 (0.22501) [0.02361]	1.449281 (0.65241) [2.22142]	0.007909 (0.01277) [0.61911]
D(VAAG(-1))	0.049025 (0.02341) [2.09389]	-0.022017 (0.03876) [-0.56809]	0.038350 (0.06582) [0.58265]	0.117423 (0.19084) [0.61529]	0.003909 (0.00374) [1.04619]
D(PRODEMP(-1))	1.681071 (1.19040) [1.41219]	0.265424 (1.97045) [0.13470]	0.698225 (3.34641) [0.20865]	11.17102 (9.70289) [1.15131]	0.154995 (0.18998) [0.81586]
C	0.012761 (0.32221) [0.03960]	-0.125056 (0.53335) [-0.23447]	0.035289 (0.90579) [0.03896]	-2.642651 (2.62632) [-1.00622]	-0.008580 (0.05142) [-0.16686]
R-squared	0.530429	0.159807	0.085373	0.677938	0.400502
Adj. R-squared	0.396266	-0.080248	-0.175949	0.585920	0.229217
Sum sq. resids	59.92715	164.1977	473.5818	3981.422	1.526304
S.E. equation	1.689282	2.796236	4.748844	13.76922	0.269594
F-statistic	3.953614	0.665711	0.326697	7.367460	2.338219
Log likelihood	-50.38323	-64.49441	-79.32396	-109.1309	1.000692
Akaike AIC	4.098802	5.106743	6.165997	8.295067	0.428522
Schwarz SC	4.431853	5.439795	6.499048	8.628118	0.761573
Mean dependent	0.088230	-0.142857	-0.024029	-1.246630	-0.002857
S.D. dependent	2.174099	2.690371	4.379188	21.39771	0.307075
Determinant resid covariance (dof adj.)	3561.747				
Determinant resid covariance	845.2193				
Log likelihood	-293.0057				
Akaike information criterion	23.78612				
Schwarz criterion	25.68927				
Number of coefficients	40				

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 10

الملحق (5): نتائج اختبار الارتباط الذاتي للبقايا

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 12/11/20 Time: 16:19

Sample: 1990 2019

Included observations: 28

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	19.57072	25	0.7690	0.746108	(25, 46.1)	0.7822
2	28.13663	25	0.3016	1.161435	(25, 46.1)	0.3225
3	28.01236	25	0.3073	1.154957	(25, 46.1)	0.3283
4	24.91203	25	0.4673	0.997794	(25, 46.1)	0.4886
5	33.10596	25	0.1284	1.432263	(25, 46.1)	0.1433
6	25.88615	25	0.4137	1.046266	(25, 46.1)	0.4353
7	13.88014	25	0.9638	0.502448	(25, 46.1)	0.9665
8	30.67025	25	0.2002	1.296596	(25, 46.1)	0.2185
9	20.02670	25	0.7454	0.766694	(25, 46.1)	0.7597
10	21.30269	25	0.6756	0.825176	(25, 46.1)	0.6924
11	32.77116	25	0.1369	1.413273	(25, 46.1)	0.1522
12	24.29256	25	0.5025	0.967393	(25, 46.1)	0.5234

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 10

الملحق رقم (06): نتائج اختبار ثبات تجانس التباين

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Date: 12/11/20 Time: 16:18

Sample: 1990 2019

Included observations: 28

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
191.2050	180	0.2697

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 10