# اختبار التكامل المشترك وسببية تودا ياماموتو بين النمو الفلاحي والنمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة (1970 – 2020)

***Cointegration test and Toda Yamamoto causality between agricultural growth and economic growth in Algeria during the period (1970 - 2020)***

**مولاي علي هواري**[1]

جامعة معسكر– الجزائر

*houari.moulay@univ-mascara.dz*

**تسابت عبد الرحمان**

جامعة معسكر– الجزائر

*Tsabet_magi@yahoo.fr*

تاريخ الاستلام: 11 /2022/03 تاريخ القبول: 2022/04/10 تاريخ النشر: 03 /2022/06

**ملخص:**

يهدف المقال إلى تحديد أثر النمو الفلاحي على النمو الاقتصادي في الجزائر، للقيام بذلك قمنا باختبار علاقة تكامل مشترك ونموذج تصحيح الخطأ وفقا لنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL)، ذلك لبيانات سنوية عن الجزائر للفترة 1970– 2020. أشارت نتائج التقدير إلى الأثر الايجابي للنمو الفلاحي على نمو الناتج المحلي الخام للفرد في المدى الطويل وبمرونة تساوي 0,12 . بالنسبة لأثر لباقي المتغيرات: ما عدا متغير رأس المالي الذي جاء بإشارة سالبة، فإن كل المتغيرات الأخرى جاءت إشاراتها موجبة. الأثر الأكبر هو من جانب العمل بمرونة تساوي 1,03، ثم نمو الصادرات بمرونة تساوي 0,27 وأخيرا التضخم ب 0,01 . قمنا كذلك باختبار السببية وفقا لمفهوم Toda and Yamamoto (1995) ، والذي أشار إلى غياب علاقة سببية في الاتجاهين بين النمو الفلاحي ونمو الناتج المحلي الإجمالي للفرد في الجزائر.

**الكلمات المفتاحية:** النمو الفلاحي، النمو الاقتصادي، التكامل المشترك، نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة، العلاقة السببية.

***Abstract:***

*The study seeks to determine the impact of agricultural growth on Algeria's economic growth. To do so, we used the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model to test the cointegration and error correction model. This is for Algerian annual data from 1970 to 2020. The findings of the estimation revealed that agricultural growth has positive impact on the GDP per capita growth in the long run, with an elasticity of 0,12. With the exception of the capital variable, which had a negative sign, all of the other variables had positive signs. The greatest effect comes from the labor which has an elasticity of 1,03, followed by export growth, which has an elasticity of 0,27, and finally inflation, which has an elasticity of 0,01. We also put Toda and Yamamoto's (1995) causality approach to the test, finding that there is no causal relationship in both directions between agricultural growth and GDP per capita growth in Algeria.*

***Key words:*** *agricultural growth; economic growth; cointegration; Autoregressive Distributed Lag;* Causal relationship.

[1] – **المؤلف المرسل: مولاي علي هواري**: houari.moulay@univ-mascara.dz

**مقدمة:**

اختلفت وجهات النظر حول أهمية القطاع الفلاحي في الاقتصاد، نتائج الدراسات وأراء الاقتصاديين كانت المرجع في تعامل الحكومات مع القطاع الفلاحي. سياسات منحازة وفرض ضرائب على القطاع الفلاحي الذي اعتبر قطاع الإنتاجية الضعيفة كانت الأساس في تصميم السياسات لوقت طويل لتأمين الحماية للقطاع غير الفلاحي خاصة القطاع الصناعي، هذا الأخير اعتبر قطاع الإنتاجية المرتفعة والمحرك الأساسي للنمو الاقتصادي والتنمية في البلدان النامية. لكن يمكن في بعض الأحيان للفلاحة أن تكون القطاع الرئيسي في الاقتصاد واستجابتها لبعض الأنظمة السياسية وفي مراحل معينة من التنمية يكون بسرعة أكبر من بقية القطاعات وبمعدل أكبر. دور الزراعة في دفع النمو الاقتصادي الإجمالي إلى الأمام يتباين من بلد إلى آخر، وهو دور تكون له بصورة عامة أهمية أكبر في البلدان القائمة على الفلاحة، في حين تنخفض أهمية هذا القطاع من حيث مساهمته في النمو الاقتصادي مع تطور البلدان، وهي النقطة التي أشار إليها كذلك تقرير التنمية حول العالم لسنة 2008.

الدراسات في وقت سابق اهتمت بالتحولات الهيكلية المصاحبة للنمو الاقتصادي ومكانة القطاع الفلاحي في هذا المسار، تيار آخر من الدراسات اهتم بدراسة مضاعفات النمو الفلاحي ومقارنتها بنظيرتها في القطاعات غير الفلاحية من حيث توليد النمو الاقتصادي. الصنف الثاني من الدراسات يختبر الفرضيتين الأساسيتين التاليتين: هل يمكن للقطاع الفلاحي أن يكون محرك أساسي للنمو الاقتصادي في المدى الطويل؟ أم أن تركيز جهود التنمية للبلد على القطاعات غير الفلاحية والصادرات واستيراد المواد الغذائية هو أفضل للنمو الاقتصادي في المدى الطويل؟

عديد الدراسات تقدم حجج قوية تبين من خلالها أن النمو الفلاحي هو محرك للنمو الاقتصادي في المدى الطويل ودوره في توليد النمو الاقتصادي لا يقل أهمية عن الصادرات( Hwa (1988) ، Awokuse (2009)، Samimi and Khyareh (2012) ). من خلال هذا المقال سنحاول اختبار هذا الدور للقطاع الفلاحي وهل هو محقق لحالة الجزائر. ما سبق يقودنا إلى طرح الإشكالية التالية: **ماهي مساهمة القطاع الفلاحي في النمو الاقتصادي في الجزائر في المدى الطويل (الفترة 1970 – 2020)؟**

**فرضيات الدراسة:** للإجابة عن التساؤل الرئيسي للدراسة، نفترض أن القطاع الفلاحي يؤثر إيجابا في النمو الاقتصادي ومساهمته لا تقل أهمية عن المتغيرات الأخرى المحفزة للنمو الاقتصادي على غرار الصادرات.

**أهمية الدراسة:** المقال يسلط الضوء على المكانة التي يجب أن تمنح للقطاع الفلاحي في الاقتصاد من حيث المساهمة في النمو والتنمية الاقتصادية واستعراض أهم الشروط الواجب توفرها لجعل هذه المساهمة أمرا ممكنا وذلك استنادا إلى مختلف الدراسات النظرية والتجريبية التي أجريت حول الموضوع. كذلك، المقال قد يعتبر إضافة علمية من جهة، وتقديم نظرة من جانب آخر لصانعي القرار حول كيفية التعامل مع القطاع عند إعداد وتقييم السياسات الفلاحية في الجزائر، هذه النظرة تكون من خارج القطاع (أي مساهمة القطاع الفلاحي في الاقتصاد غير الفلاحي).

**هدف الدراسة:** مساهمة القطاع الفلاحي نالت اهتمام عديد الدراسات، النظرية منها والتجريبية، هذه الدراسات ساهمت جيدا في فهم مساهمة والمكانة التي يجب أن تمنح للقطاع الفلاحي في الاقتصاد وطريقة تعامل الحكومات مع هذا القطاع . لكن نتائج هذه الدراسات جاءت متضاربة ولم تتفق حول مساهمة القطاع في الاقتصاد وفي النمو الاقتصادي بصفة خاصة، على هذا الأساس لا يمكن إطلاق حكم

عام وإسقاط ذلك على حالة الجزائر. يهدف هذا المقال إلى تحليل مختلف الجوانب النظرية للعلاقة بين الفلاحة والنمو الاقتصادي، كذلك سنستخدم أدوات القياس الاقتصادي لاختبار حالة الجزائر.

**منهجية الدراسة:** اتبعنا المنهج الوصفي والتحليلي لعرض مختلف الدراسات النظرية والتجريبية وكذا عرض ووصف لمختلف المتغيرات وتحليل مختلف جوانب العلاقة محل الدراسة. كذلك استخدمنا أدوات القياس الاقتصادي للقياس الكمي لدراسة حالة الجزائر.

**محاور البحث:** تم تقسيم البحث إلى محورين: في المحور الأول تطرقنا إلى مختلف الجوانب النظرية للموضوع ونتائج مختلف الدراسات التجريبية. أما في المحور الثاني فقد تطرقنا إلى النموذج ومتغيرات الدراسة والنتائج.

## المحور الأول: المقاربة النظرية:

رغم الاختلافات التي شهدتها النماذج النظرية للعلاقة بين الفلاحة والنمو الاقتصادي، إلا أنها تتفق على أن نمو الإنتاجية الفلاحية يلعب دورا محوريا في عملية النمو الاقتصادي الإجمالي، بالإضافة إلى المساهمة في تطوير القطاعات الأخرى، من دون التحسن في الإنتاجية تصبح العلاقة بين الفلاحة والنمو الاقتصادي غير واضحة. تساهم الفلاحة في النمو الاقتصادي من وجهة نظر الاقتصاديين الأوائل: (1953) Shultz[1] أكد أن الزراعة مهمة للنمو الاقتصادي التي تضمن في المقام الأول الغذاء للمجمع والذي من دونه النمو غير ممكن، عندما تكون البلدان قادرة على تلبية الحاجات المعيشية للسكان يأتي النمو الاقتصادي.

( Lewis(1954), Fei and Ranis (1961) ) [2] رأوا التنمية الاقتصادية كمسار لتحرك عوامل الإنتاج من القطاع الفلاحي الذي يتميز بإنتاجية منخفضة واستخدام تقنيات تقليدية نحو قطاع صناعي عصري يتميز بإنتاجية مرتفعة. من خلال انتقال العمالة ورأس المال من القطاع الفلاحي أو التقليدي الذي تسوده أجور منخفضة إلى قطاع صناعي عصري هو ما سيحدث النمو الاقتصادي. (1959) Prebish [3] أكد أن الاستثمار في الفلاحة ليس الاستعمال الملائم أو المناسب للموارد المحدودة في البلدان النامية. (1961) Fei and Ranis [4] يعترفان بإمكانية أن تكون الواردات بديلا للمنتجات الزراعية المنتجة محليا[5].

(1961) Johnson and Mellor[6] في تحسين لنموذج لويس، يعتبران أن الفلاحة قطاعا فاعلا في الاقتصاد: بالإضافة إلى العمالة والإمدادات الغذائية، الفلاحة تلعب دورا فعالا في النمو الاقتصادي من خلال روابط الإنتاج والاستهلاك الهامة. على سبيل المثال، يمكن أن توفر الزراعة المواد الخام للقطاعات غير الفلاحية أو الطلب على مخرجات القطاع العصري المستخدمة في النشاط الزراعي. من جانب الاستهلاك، ارتفاع الإنتاجية في الفلاحة يمكن أن يرفع من دخل سكان الريف، وبالتالي خلق الطلب على المنتجات الصناعية المنتجة محليا. هذه الآثار الناتجة يمكن أن تزيد من فرص العمل في القطاع الريفي غير الزراعي وبالتالي توليد الدخل في المناطق الريفية بشكل غير مباشر. علاوة على ذلك، السلع الزراعية يمكن تصديرها لكسب النقد الأجنبي لاستيراد السلع الرأسمالية.

قيمة روابط الإنتاج والاستهلاك تتجلى في ما كتبه (1984) Adelman [7] من خلال فكرته أن الطلب الزراعي يقود إلى التصنيع (agricultural demand led industrialization : ADLI). الكاتب قارن بين استراتيجيتين للتنمية، الأولى تعتمد على الصادرات لنجاح إستراتيجية التصنيع، والثانية تعتمد على الزراعة، يدعو الباحث إلى استراتيجيه للتنمية تقودها الزراعة بدلا من الصادرات، و ينبغي أن تكون زيادة الإنتاجية في الزراعة البادئ للتصنيع.

الذين شككوا في دور الزراعة في التنمية الاقتصادية (التشاؤم الزراعي) طرحوا عديد الحجج واعتبروا أن الفلاحة هي الأقل إنتاجية في الاقتصاد. على سبيل المثال، (2010) Gollin أشار أن في عديد الدول النامية، النمو الزراعي لا يعني على الفور النمو الإجمالي، إذ لا بد من إستراتيجية من نوع ADLI. اعتبر أن الزراعة في معظم البلدان النامية لديها إنتاجية منخفضة جدا نسبة إلى بقية قطاعات الاقتصاد، فالتوسع في قطاع منخفض الإنتاجية قد لا يكون جيد للنمو الاقتصادي. (2009) Dercon شرح لاقتصاد مفتوح ، حيث كل السلع للقطاع الزراعي والعصري يمكن تداولها عن طريق التجارة والروابط بين القطاعين تصبح أقل أهمية لتحقيق النمو الإجمالي، نتيجة لذلك هناك أقل أهمية لرفع الإنتاجية في القطاع الفلاحي. حسب Dercon ، يمكن لكلا القطاعين المساهمة في النمو الاقتصادي، لكن إذا كانت الفلاحة أقل إنتاجية من القطاعات الأخرى فإن استيراد المواد الغذائية وتركيز الجهود على القطاعات الأخرى وتصدير السلع غير الزراعية قد تكون أكثر فائدة للتنمية في أي بلد.[8] كلا من Dercon and Gollin اعترفوا أنه في ظل ظروف معينة، القطاع الزراعي يمكن أن يكون حاسما في النمو الاقتصادي، إذا كانت البلدان النامية غير ساحلية ومغلقة أمام التجارة يمكن أن تكون الزراعة المحرك الرئيسي للنمو وينبغي دعمها[9].

هناك عديد الحجج الأخرى المقدمة من طرف المتشائمين بالقطاع الزراعي. على سبيل المثال، فإنهم يؤكدون أن الزيادة في الإنتاجية الزراعية أصبح صعبا، لأن قاعدة الموارد الطبيعية التي تعتمد عليها الزراعة هي سيئة ومتدهورة، ينظر المتشائمون إلى دول شرق آسيا كدليل ملموس لهذه القضية حيث حققت نموا دون الاعتماد على الزراعة. (1989)Amsden للاقتصاد الكوري استنتج أن التصنيع تحقق من دون أي ثورة زراعية مسبقة.[10]

مقابل ذلك، (1988) Timmer يؤكد على أهمية القطاع الفلاحي في التنمية الاقتصادية، واستحالة وجود نمو صناعي واقتصادي من دون تحسين الإنتاجية في القطاع الفلاحي.[11]

الدراسات التجريبية للتحقق من هذه العلاقة في وقت سابق اهتمت بالتحولات الهيكلية المصاحبة للنمو الاقتصادي. (1966) Kuznets وضح بأن مع تطور الاقتصاديات، حصة الفلاحة من الإنتاج والعمالة تنخفض، ويقدم القطاع الفلاحي الغذاء والعمل بأجر منخفض إلى القطاع الحديث، إن لم يكن كذلك، فإن هذه القطاعات سيكون لها روابط محدودة. عندما تتحقق الإنتاجية مساهمة القطاع الفلاحي في النمو الاقتصادي هي لتحرير العمالة ورأس المال للقطاعات الأخرى للاقتصاد، لكن رغم ذلك القوة الحاسمة للنمو الاقتصادي هي التنمية الصناعية والقطاع الزراعي هو قطاع الإنتاجية التقليدية المنخفضة.[12] تم التأكيد ببيانات لأصناف مختلفة من الدول في وقت لاحق من قبل (1975) Chenery and Syrqin للفترة 1950- 1970[13]. كما بين "Chenery and Syrquin" بأن العامل الرئيسي للنمو الاقتصادي هو تحويل الإنتاجية الضعيفة للعمل من القطاع الفلاحي ناحية القطاعات الأخرى للاقتصاد[14]. تسليط الضوء على الروابط المهمة والتفاعلات بين الفلاحة وبقية قطاعات الاقتصاد، (1989) Murphy and al [15] أثبتوا أن الزيادة في الإنتاجية الفلاحية هي ضرورية لبدأ واستمرار عملية النمو. شرحت النتيجة بأن حجم السوق للمنتجات الصناعية يحدد بصفة كبيرة ربحية القطاع الصناعي. في هذا السياق فإن الطلب الناشئ عن الزراعة للمنتجات الصناعية أمر بالغ الأهمية لجعل القطاع الصناعي يحرك عملية النمو الاقتصادي أمرا ممكنا. (1991) Nissan [16] توصل إلى نفس فكرة kuznets بأن حصة الفلاحة تنخفض في الاقتصاد عندما يرتفع النمو الاقتصادي ويزداد مستوى الدخل الفردي، وهناك اختلافات كبيرة في مساهمة الإنتاج الفلاحي في النمو

الاقتصادي بين مختلف الدول المصنفة حسب الدخل. هذه النتيجة الثانية هي مطابقة لاستنتاجات تقرير التنمية في العالم حول الفلاحة لسنة 2008.[17]

تشير دراسة (2000) Yao عن طريق تحليل التكامل المشترك، كيف ساهمت التنمية الزراعية في الصين، وتم التوصل إلى نتيجتين هامتين: أولا، انخفاض حصة الزراعة من الناتج المحلي بشكل كبير مع مرور الوقت، إلا أنه لا يزال يشكل قوة مهمة في نمو القطاعات الأخرى للاقتصاد. ثانيا، نمو القطاع غير الفلاحي له تأثير ضعيف على نمو القطاع الفلاحي. [18]

(2000)Irz and Roe توصلا إلى أن معدل أدنى لنمو الإنتاجية الفلاحية هو ضروري لمواجهة نمو السكان وتفادي فخ "مالتيس".[19] كما أثبت (2000)Steger أن التغير الهيكلي للاقتصاد (التغير في مكوناته القطاعية الناجمة جزئيا عن الإنتاجية الزراعية) هو أمر حاسم للرفع من معدلات الادخار.[20]

(2001)Kogel and Prskawetz [21] أكدوا أن نمو الإنتاجية الفلاحية هي كل ما يلزم لشرح الحقائق المجردة للثورة الصناعية في المملكة المتحدة، كما أكدت الدراسة أن التصنيع يستوجب نمو الإنتاجية الفلاحية.

(2002) Timmer [22] يستخدم بيانات ل 65 دولة نامية للفترة 1960-1985 ليبين وجود علاقة ايجابية بين نمو الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الفلاحي ونمو الناتج المحلي الإجمالي. يفسر هذه النتيجة بالآثار من "الدرجة الأولى" للنمو الفلاحي على انخفاض أسعار المواد الغذائية ، هجرة العمالة وتدفق رؤوس الأموال من الفلاحة إلى بقية الاقتصاد. أيضا الآثار من "الدرجة الثانية " كتحسين الحصة الغذائية للعمال في مختلف القطاعات ما سيحسن من إنتاجيتهم. (2008) Timmer and Akkus [23] يؤكدان أنه لا يوجد أي بلد تمكن من الانتقال السريع من التخلف دون الرفع من الإنتاجية في القطاع الفلاحي. المسار يعني تحول هيكلي ناجح أين، الفلاحة بفضل إنتاجية مرتفعة توفر الغذاء والعمل، وحتى تساعد الاقتصاد في مسار التحضر والتصنيع. المسار أيضا يقود إلى انخفاض الأهمية النسبية للفلاحة في الاقتصاد ، قطاعات الصناعة والخدمات تتطور بسرعة ويرجع ذلك جزئيا إلى تحفيز الفلاحة للتحديث وهجرة العمال من الريف إلى العمل الحضري.

دراسة (2002) Gollin and al تفسر تأخر التصنيع في الدول المتخلفة مقارنة بالدول المتقدمة. يؤكد المقال على أن نموذج التحول الهيكلي يوفر نظرية مفيدة لسبب حدوث التصنيع في تواريخ مختلفة ولماذا يكون بطيء في الدول المتخلفة.[24] من النتائج الرئيسية لهذا النموذج هو أن نمو الإنتاجية الفلاحية هو أمر أساسي للتنمية، وهي الرسالة التي تناولتها الأدبيات التقليدية للتنمية (مثل Peter Timmer (1988) ).

(2003)Gardner [25] يختبر مصادر ومعوقات نمو القطاع الفلاحي، في إطار هذه الدراسة درس العلاقة بين نمو القيمة المضافة في القطاع الفلاحي للعامل والناتج المحلي الإجمالي الفردي ل 52 دولة نامية ، يوفر دليلا على وجود علاقة ايجابية بين معدلات النمو هذه. (2005) Bravo-Ortega and Lederman [26] استخدموا بيانات لمجموعة من الدولة للفترة 1960- 2000، باستخدام السببية لغرونجر والقيام بتقدير أثر النمو الفلاحي على نمو الناتج المحلي غير الفلاحي. تم التوصل إلى أن الزيادة في الناتج المحلي الإجمالي الزراعي ترفع من الناتج المحلي الإجمالي غير الزراعي في البلدان النامية مع وجود اختلافات إقليمية للعلاقة الايجابية في هذه البلدان . في حين هناك علاقة عكسية في البلدان المتطورة. (2006)Tiffin and Irz [27] باستخدام السببية لغر ونجر لبيانات ل 85 دولة ، وجد أدلة

مقنعة تدعم أن القيمة المضافة الفلاحية هي متغير السببية في البلدان النامية، بحيث القيمة المضافة الزراعية للعامل لها تأثير ايجابي على الناتج المحلي الإجمالي للفرد في البلدان النامية. في حين أن اتجاه السببية غير واضح في البلدان المتقدمة. دراسة مساهمة القطاع الفلاحي في النمو الاقتصادي في دولة نيجيريا باستخدام معطيات للفترة 1960 – 2011 من طرف Odetola and Chinonso(2013)[28] . تم التوصل إلى أن القطاع الفلاحي يساهم إيجابا وباستمرار في النمو الاقتصادي، ويعد من أهم القطاعات في الاقتصاد. كما تم التأكيد على أهمية القطاع الفلاحي في الاقتصاد من خلال اختبار سببية غرونجر والذي أشار إلى أن النمو الفلاحي يسبب نمو الناتج المحلي الإجمالي، في حين لا يوجد سببية في الاتجاه المعاكس.

Self and Grabowski (2007) توصلا إلى وجود علاقة ايجابية بين مختلف مؤشرات الإنتاجية الفلاحية ومتوسط نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي للفرد لشريحة واسعة من الدول.[29]

دراسة علاقة التكامل المشترك وتقدير نموذج انحدار باستخدام طريقة المربعات الصغرى(OLS) من طرف Eshetu (2015) لمعطيات تخص دولة اثيوبيا والتي يعتبر القطاع الفلاحي فيها أهم قطاع مساهمة في الاقتصاد، المعطيات ممتدة على طول الفترة 1982 – 2013 . النتائج تأكد على وجود علاقة تكامل مشترك بين النمو الفلاحي ونمو الناتج المحلي الإجمالي. أشارت النتائج كذلك إلى أن القطاع الفلاحي له مساهمة مباشرة ومهمة في الناتج الداخلي الخام لدولة إثيوبيا. خلصت الدراسة إلى اعتبار القطاع الفلاحي محرك رئيسي للنمو الاقتصادي.[30]

كذلك لمعطيات تخص دولة نيجيريا للفترة 1981 – 2013، Sertoglu and al (2017) توصلوا إلى وجود علاقة تكامل مشترك بين الناتج الداخلي الخام والإنتاج الفلاحي. كما أن للإنتاج الفلاحي أثر ايجابي على النمو الاقتصادي في المدى الطويل.[31]

دراسة أثر النمو الفلاحي على النمو الاقتصادي في الجزائر من طرف كتمير حورية وبركان زهية (2018) لمعطيات ممتدة على طول الفترة 1980 – 2016 باستخدام منهجية ARDL . توصلت الدراسة إلى أن نمو القطاع الفلاحي يؤثر إيجابا على النمو الاقتصادي في الجزائر في المديين الطويل والقصير.[32]

باستعمال معطيات لدولة البنين للفترة 1970 – 2016 ، دراسة Moussa Aboubakari (2018) توصلت إلى وجود علاقة طويلة المدى بين الناتج المحلي الإجمالي للفرد والقيمة المضافة في القطاع الفلاحي ومؤشر التنمية البشرية. كما أن التوسع في القطاع الفلاحي سيكون له تأثير مهم في الاقتصاد في المدى الطويل ويحسن الظروف المعيشية للسكان.[33]

دراسة Nyamekye and al (2021) درست أثر القطاع الفلاحي على النمو الاقتصادي باستعمال معطيات تخص دولة غانا للفترة 1984 – 2018. توصلت الدراسة إلى غياب علاقة تكامل مشترك بين الناتج المحلي الإجمالي والإنتاج الفلاحي. كما أن للإنتاج الفلاحي أثر ايجابي معنوي على النمو الاقتصادي. [34]

دراسات أخرى اهتمت بدراسة مضاعفات ومساهمات القطاع الفلاحي ومقارنتها بالقطاعات غير الفلاحية من حيث توليد النمو الاقتصادي. Block and Timmer (1994) للاقتصاد الكيني بينوا أن مضاعفات النمو الفلاحي هي أكبر بثلاثة مرات مقارنة بالنمو المتعلق بالقطاع غير الفلاحي. على وجه التحديد، دولار من الدخل الزراعي يولد مبلغ إضافي ب 0.63 دولار خارج القطاع

الفلاحي. في حين دولار من الدخل غير الزراعي يولد فقط 0.23 دولار من الدخل في الاقتصاد.[35] كذلك (1988)Hwa [36] يؤكد في وقت سابق أن دور الزراعة في النمو الاقتصادي لا يقل أهمية عن الصادرات.

(2009) De Janvry and Sadoulet[37] أكدا أن النمو الفلاحي ب 1% له أثر على النمو الاقتصادي الإجمالي ب 0.45% ، في حين تأثير القطاع غير الفلاحي يمثل ضعف هذا التأثير(0,92 %). كما يساهم النمو الفلاحي في الحد من الفقر بمرونة تساوي 2,24- % والقطاع غير الفلاحي بمرونة تساوي 2,85 - % .

دراسة (2009) Awokuse [38] تقدم حجج قوية تؤكد أن القطاع الفلاحي هو محرك النمو الاقتصادي في الدول النامية.

(2011) Shifa أكد أن النمو الزراعي له تأثير ايجابي كبير على نمو الصناعات التحويلية، الأثر هو أكبر من حصة الفلاحة في الاقتصاد (مقاسا بالناتج الداخلي الخام والعمالة). على سبيل المثال، في اقتصاد يمثل فيه الناتج المحلي الإجمالي الزراعي50 %، فإن الزيادة ب 1% في الناتج الزراعي يرفع من الإنتاج الصناعي (الصناعات التحويلية) بحوالي 1% .[39]

باستخدام التكامل المشترك للفترة 1970- 2009 في دولة إيران، أشارت الأدلة التجريبية لدراسة (2012) Samimi and Khyareh [40] بقوة إلى أن الفلاحة تقدم مساهمة كبيرة للنمو الاقتصادي في المدى الطويل. قدّرت المرونة في المدى الطويل والمدى القصير للقيمة المضافة الزراعية ب 0.27 و0.39 على التوالي. أيضا باستخدام السببية لغرونجر تبين أن الفلاحة تسبب الناتج المحلي الإجمالي للفرد في المدى القصير والمدى الطويل، لكن الناتج المحلي الإجمالي الفردي يسبب فقط في المدى القصير.

(2013) Cao and Birchenall في تحليل لدور الإنتاجية الزراعية في النمو الاقتصادي للصين، توصلا إلى أن نمو الإنتاجية في الفلاحة تساهم في النمو الاقتصادي أحسن من نمو الإنتاجية للقطاع غير الفلاحي.[41]

تقدير أثر القطاع الفلاحي، الصناعي وقطاع الخدمات على النمو الاقتصادي من طرف (2014) Enu باستخدام معطيات تخص اقتصاد غانا. أشارت النتائج إلى الأثر الايجابي والمعنوي للإنتاج الفلاحي على النمو الاقتصادي، كما أن مساهمة القطاع الفلاحي في النمو الاقتصادي هي الأكبر إذا ما قورنت بالقطاعات الأخرى. المعاملات بالنسبة لقطاع الفلاحة، الصناعة والخدمات هي على التوالي: 0,35، 0,30 و0,28 .[42]

دراسة أثر القطاع الفلاحي على النمو الاقتصادي خلال الفترة 1970 – 2017 لمعطيات تخص الجزائر من طرف بوكريطة عبد القادر (2021). تم تقدير معلمات العلاقة في المديين الطويل والقصير باستخدام طريقة FMOLS . تم التوصل إلى تأثير القيمة المضافة للقطاع الفلاحي على النمو الاقتصادي في المدى الطويل بمعامل 0,089 ، القيمة المضافة للصناعة بمعامل 0,48 والخدمات 0,37.[43]

دراسة (2015) Apostolidou and al تؤكد أن الفلاحة يمكن أن تقود النمو الاقتصادي في العديد من دول الاتحاد الأوروبي في المدى الطويل .[44]

باستعمال معطيات بانل ل 38 دولة من افريقيا جنوب الصحراء للفترة 1991 – 2016، دراسة (2021) Dorinet and al توصلت إلى أن وفرة الموارد تؤدي إلى انخفاض الإنتاجية في الفلاحة والتي تعتبر أحد الروابط المهمة بين الفلاحة والنمو الاقتصادي. توصل

المقال كذلك إلى الارتباط الايجابي للإنتاجية الفلاحية مع تحرير العمالة الفلاحية إلى القطاع الصناعي وقطاع الخدمات والتي تعتبر مهمة للتحول الهيكلي.[45]

رغم كل الحجج المقدمة من طرف عديد الدراسات التجريبية والتي أشارت إلى الدور المهم للفلاحة في النمو الاقتصادي، توصل (2005) Gardner من خلال بيانات تضم 52 دولة نامية للفترة 1980-2001 إلى أن الفلاحة ليست الدافع وراء نمو الناتج المحلي الإجمالي للفرد.[46] Gylfason(2000) [47] يستعرض الأسباب التي تجعل من وفرة الموارد الطبيعية و الزراعة واسعة النطاق تعرقل النمو الاقتصادي. المقال يقدم أدلة تجريبية حول جوانب هذه العلاقة في الاقتصاديات التي تمر بمرحلة انتقالية في وسط وشرق أوروبا وآسيا الوسطى. تم تفسير ذلك بكون الاعتماد الكبير على الموارد الطبيعية والزراعة يؤدي إلى البحث المستمر عن الريع وفشل السياسة العمومية وقد لا يشجع التعليم والتجارة الخارجية والادخار الحقيقي ما يؤدي إلى تأخير النمو.

دراسة (2011) Kumar توصلت إلى أن قطاع الخدمات هو الأكثر تأثيرا في النمو الاقتصادي في المدى الطويل، يليه القطاع الصناعي ثم القطاع الفلاحي. المرونة في المدى الطويل للقطاعات الثلاثة على التوالي هي: 0,91، 0,88 و0,22 .[48]

دراسة (2013) Kohansal and al تؤكد أن القيمة المضافة لقطاع الفلاحة، الخدمات، المناجم والصناعة والنفط تأثر جميعها إيجابا على النمو الاقتصادي في المدى الطويل. قطاع الخدمات له الأثر الأكبر من باقي القطاعات، ومساهمة الفلاحة في النمو الاقتصادي في المدى الطويل هي ضعيفة جدا. [49]

مشكل آخر يطرح نفسه في الدراسات عبر البلدان هو الاختلافات في ظروف الدول التي لا تسمح بعلاقة عامة بين النمو الفلاحي والنمو الإجمالي. عوامل مثل الانفتاح التجاري يمكن أن تغير العلاقة بين القطاع الفلاحي وغير الفلاحي. الأسواق العالمية يمكن أن تكون بديلا لما دعا إليه (2002) Timmer بالدرجة الأولى لأثار النمو الفلاحي (لأنها توفر تدفقات من رؤوس الأموال الدولية وواردات المواد الغذائية). هذا يمكن أن يشرح الاختلاف في العلاقة الايجابية التي وجدت من طرف (2005) Bravo-Ortega and Lederman لأمريكا اللاتينية مقارنة بالمناطق أخرى.(2010) Gollin [50] أشار إلى وجود أدلة قوية للارتباط بين تحسن الإنتاجية الفلاحية والنمو الاقتصادي، لكن هناك قليل من الأدلة القاطعة حول العلاقة السببية. خلصت دراسة Gollin إلى أن التنمية الزراعية هي ضرورية للنمو الاقتصادي للدول التي تشهد كثافة سكانية ووصول محدود للأسواق الدولية. بالنسبة للبلدان الأخرى، فإن أهمية الزراعة في النمو الاقتصادي تعتمد على الجدوى الاقتصادية وتكلفة استيراد المواد الغذائية.

## المحور الثاني: النموذج ومتغيرات الدراسة:

### أولا: دراسة علاقة التكامل المشترك:

النموذج مستوحى من النظرية النيوكلاسيكية للنمو (نموذج سولو) والذي استخدم سابقا من قبل (1988)Hwa والذي قدره باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS) ، تم تقدير النموذج بطريقة ARDL لاحقا من طرف (2012) Samimi and Khyareh و (2009) Awokuse.

$$Y = C\,K^{\alpha}\,L^{\beta}e^{\log R} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

بحيث: Y تمثل الناتج الداخلي الخام، C الثابت (Scale parameter)، k رأس المال، L اليد العاملة و R التغير التكنولوجي والذي هو مرادف لتغير الإنتاجية.

المعادلة (1) يمكن كتابتها كما يلي:

$$Y^{\cdot} = \alpha K^{\cdot} + \beta L^{\cdot} + R^{\cdot} \text{.....} (2)$$

Hwa (1988) بيّن أن الفلاحة (A) هي محرك للنمو الاقتصادي وأضافها لنموذج " سولو" للنمو الاقتصادي من الخلال الروابط المهمة بين القطاع الفلاحي والقطاعات غير الفلاحية للاقتصاد خاصة القطاع الصناعي. أضفنا كذلك متغير التضخم (P) والصادرات (X) كمحددات للنمو الاقتصادي باعتبارهما من محددات نمو الإنتاجية.

« we include additional determinants of growth (exports and inflation rate) that have been found to be robust in explaining aggregate productivity growth (Hwa 1988; Barro and Lee, 1994). » Awokuse (2009)

$$R^{\cdot} = \alpha + \gamma P^{\cdot} + \delta X^{\cdot} + \theta A^{\cdot} + \varepsilon \text{ ..... } (3)$$

بالجمع بين (2) و(3) يصبح لدينا:

$$Y_t = \alpha K_t + \beta L_t + \gamma P_t + \delta X_t + \theta A_t + \varepsilon \text{ ..... } (4)$$

المعطيات المتعلقة بمتغيرات النموذج هي: معدل نمو الناتج الداخلي الخام للفرد (Y)، تكوين رأس المال الثابت، كمعبر عن رأس المال (K)، عدد العمال للتعبير عن اليد العاملة (L)، معدل التضخم كمتغير معبر عن السياسة الاقتصادية الكلية ( proxy for domestic macroeconomic policy) (P)، معدل نمو الصادرات (X) ومعدل نمو القيمة المضافة في القطاع الفلاحي (A). متغير رأس المال (K) ومتغير اليد العاملة (L)أخذناهما باللوغاريتم لجعلهما متجانسين مع المتغيرات الأخرى والتي هي عبارة عن معدلات نمو.

بيانات الدراسة هي عبارة عن سلاسل زمنية سنوية تخص الجزائر ممتدة على طول الفترة (1970 – 2020). البيانات مأخوذة من الديوان الوطني للإحصائيات (ONS) بالنسبة لمتغير العمالة(L)، بيانات باقي المتغيرات أخذت من قاعدة البيانات للبنك الدولي.

لتقدير النموذج سوف نستخدم طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة Auto Regressive Distributive Lags (ARDL)المطور من قبل Pesaran and al (2001)[51]. هذا النموذج يعتبر كبديل لاختبارات التكامل المشترك المعروفة، بحيث يمتاز هذا الاختبار عن باقي الاختبارات بكونه لا يتطلب أن تكون السلاسل الزمنية جميعا متكاملة من نفس الدرجة (0) I أو(1) I. الشرط الوحيد لتطبيق هذا الاختبار هو أن لا يكون أيا من المتغيرات متكامل من الدرجة الثانية.

نموذج ARDL للمعادلة (4) يكتب على الشكل التالي:

$$\boldsymbol{\Delta Y_t} = a_0 + \sum_{j=1}^{P_1} \beta_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_2} \gamma_j \Delta K_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_3} \delta_j \Delta L_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_4} \lambda_j \Delta P_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_5} \theta_j \Delta X_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_6} \vartheta_j \Delta A_{t-j} + \pi_1 Y_{t-1} + \pi_2 K_{t-1} + \pi_3 L_{t-1} + \pi_4 P_{t-1} + \pi_5 X_{t-1} + \pi_6 A_{t-1} + \varepsilon_t \text{ ..... } (5)$$

يبين النموذج (5) أن النمو الاقتصادي يمكن تفسيره عن طريق قيمه المتباطئة، والقيم المتباطئة للمتغيرات المستقلة. الخطوة الأولى لمنهجية ARDL هي اختبار وجود علاقة تكامل مشترك، بحيث يرتكز التكامل المشترك وفقا ل (2001) Pesaran and al في نماذج ARDL على اختبار الفرضية التالية:

$$\begin{cases} H_0 & : \quad \pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = \pi_5 = \pi_6 = 0\,. \\ H_1 & : \pi_1 \neq 0, \pi_2 \neq 0, \pi_3 \neq 0, \pi_4 \neq 0, \pi_5 \neq 0, \pi_6 \neq 0\,. \end{cases}$$

إحصائية الاختبار هي F-statistics (Wald test)، والقرار هو على النحو التالي: إذا كانت قيمة F-stat أكبر من الحد العلوي للقيم الحرجة، فإننا نرفض فرضية العدم بعدم وجود علاقة تكامل مشترك. أما إذا كانت F-stat أقل من الحد الأدنى للقيم الحرجة، فإننا نقبل فرضية العدم بعدم وجود علاقة تكامل مشترك. أما إذا كانت القيمة المحسوبة لإحصائية F تقع ما بين الحد الأعلى والحد الأدنى للقيم الحرجة المقترحة من قبل (2001) Pesaran and al، عندئذ لا يمكن أن نقرر. الخطوة التالية تتمثل في تقدير معلمات النموذج في المدى القصير والمدى الطويل. يكون ذلك بعد التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة. نتائج التقدير تم حسابها بالاعتماد على برنامج Eviews 10 .

قبل تقدير المعادلة ينبغي دراسة الخصائص الإحصائية للمتغيرات وبصفة خاصة دراسة الاستقرارية. تم اختبار جذر الوحدة لمتغيرات النموذج بواسطة اختبار (Augmented Dickey Fuller Test). بالنسبة لدرجة التأخير فقد حددت اعتمادا على أقل قيمة لمعياري أكاييك وشوارز (max p = 4). الجدول (01) يلخص درجة تكامل السلاسل الزمنية المشكلة للنموذج:

**الجدول رقم 01: درجة تكامل السلاسل الزمنية.**

| **المتغيرات** | A | X | P | L | K | y |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **درجة التكامل** | I (0) | I (0) | I (1) | I (0) | I (1) | I (1) |

بعد التأكد من شرط تطبيق منهجية ARDL والمتمثل في درجة تكامل السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة من خلال اختبار جذر الوحدة، بحيث درجة تكامل جميع المتغيرات هي متكاملة إما من الدرجة I (1) أو عند المستوى I (0) ولا يوجد أي من السلاسل متكاملة عند درجة أكبر من I (1) . سوف نختبر وجود علاقة تكامل مشترك.

**اختبار علاقة التكامل المشترك باستعمال منهج الحدود:**

قيمة إحصائية التكامل المشترك هي F= 8.809142 وحدود القيم الحرجة عند مختلف درجات المعنوية المقترحة من قبل Pesaran and al (2001) هي موضحة في الجدول التالي:

**الجدول رقم 02: اختبارات الحدود.**

| **F-statistic = 8.809142** | | |
|---|---|---|
| **القيم الحرجة** | | |
| **مستويات المعنوية** | **الحد السفلي** | **الحد العلوي** |
| 10% | 2.259 | 3.264 |
| 5% | 2.67 | 3.781 |
| 1% | 3.593 | 4.981 |

يوضح الجدول (02) أن F-stat هي أكبر من الحد العلوي للقيمة الحرجة عند مختلف درجات معنوية (1%، 5%، 10%)، وبالتالي نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة بوجود علاقة توازنيه طويلة الأجل. بعد التأكد من وجود علاقة طويلة الأجل بين معدل نمو الاقتصادي ومحدداته، سوف نقوم بتقدير معالم هذه العلاقة وفقا لمنهجية ARDL. اعتمادا على معيار Akaike info Criterion) تم تحديد فترات التباطؤ، وتبين أن النموذج (2, 2, 3, 0, 0, 2) هو النموذج الأمثل. نتائج التقدير في المديين القصير والطويل هي موضحة في الجدول التالي:

**الجدول رقم 03: تقدير نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة** (2, 2, 3, 0, 0, 2).

| Included observation : 47 after adjustments | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob |
| Short run : Dependent Variable : DPIBH | | | | |
| C | 21.34118 | 12.29837 | 1.735285 | 0.0923 |
| $Y_{(-1)}$ | -0.478723 | 0.099150 | -4.828254 | 0.0000 |
| $K_{(-1)}$ | -1.201741 | 0.631703 | -1.902383 | 0.0662 |
| $L_{(-1)}$ | 0.492235 | 0.520425 | 0.945832 | 0.3513 |
| A | 0.057611 | 0.016633 | 3.463673 | 0.0015 |
| P | 0.005118 | 0.026701 | 0.191686 | 0.8492 |
| $X_{(-1)}$ | 0.129164 | 0.056996 | 2.266207 | 0.0303 |
| $D_{(Y_{(-1)})}$ | -0.326529 | 0.074999 | -4.353749 | 0.0001 |
| $D_{(K)}$ | 12.97330 | 2.122758 | 6.111531 | 0.0000 |
| $D_{(K_{(-1)})}$ | 8.123145 | 2.489329 | 3.263187 | 0.0026 |
| $D_{(L)}$ | -6.349242 | 3.849530 | -1.649355 | 0.1089 |
| $D_{(L_{(-1)})}$ | -3.373144 | 3.212514 | -1.050001 | 0.3016 |
| $D_{(L_{(-2)})}$ | -6.182076 | 2.618609 | -2.360824 | 0.0245 |
| $D_{(X)}$ | 0.264081 | 0.034720 | 7.605964 | 0.0000 |
| $D_{(X_{(-1)})}$ | 0.114572 | 0.037243 | 3.076339 | 0.0043 |
| Long-run : Dependent Variable : PIBH | | | | |
| K | -2.510309 | 1.470790 | -1.706776 | 0.0976 |
| L | 1.028225 | 1.190347 | 0.863803 | 0.3941 |
| A | 0.120344 | 0.039741 | 3.028206 | 0.0048 |
| P | 0.010692 | 0.056985 | 0.187621 | 0.8524 |
| X | 0.269809 | 0.120817 | 2.233203 | 0.0327 |
| C | 44.57942 | 26.05211 | 1.711164 | 0.0967 |
| $R^2$ =0.904278; adjusted $R^2$ =0.862400; SE =0.942681; SSR = 28.43670 | | | | |
| F-Stat =21.59305; prob(F-Stat)= 0.000000; DW=2.262740 | | | | |

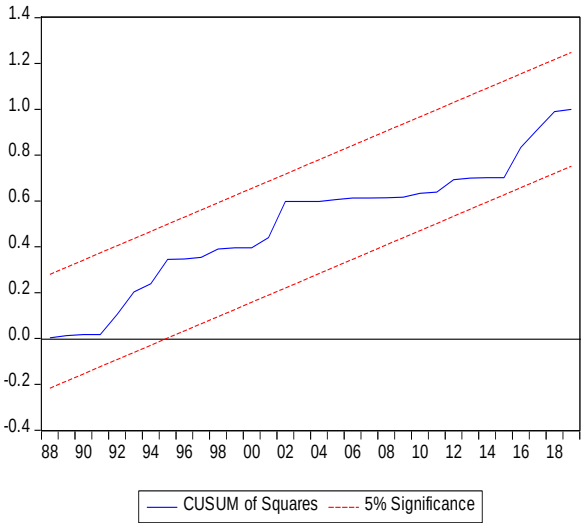
تشير نتائج تقدير العلاقة طويلة المدى إلى التأثير الايجابي لمعظم المتغيرات المفسرة للنموذج على الناتج الداخلي الخام للفرد، بحيث كل من العمالة، نمو الإنتاج الفلاحي، التضخم والصادرات تأثر إيجابا على الناتج المحلي الخام للفرد في الجزائر، الأثر الأكبر هو من جانب العمل بمرونة تساوي 1,03 ، ثم نمو الصادرات بمرونة تساوي 0,27 ثم النمو الفلاحي بمعامل 0,12 وأخيرا التضخم ب 0,01 . الأثر السلبي على نمو الناتج الداخلي الخام هو من جانب رأس المال بمرونة تساوي 2,51- .

بالنسبة لمعنوية المعلمات في المدى الطويل، مقدرات اليد العاملة والتضخم هي من دون معنوية إحصائية، المتغيرات الأخرى بما فيها الثابت لها معنوية إحصائية (متغير رأس المال له معنوية إحصائية عند 10 %). كما أن المتغيرات المستقلة المستخدمة في النموذج لها قدرة تفسيرية وتشرح قدرا كبيرا من المتغير التابع (adjusted $R^2$ = 0.86).

**اختبار استقرار النموذج:**

اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات الأجلين القصير والطويل سوف تتم من خلال اختبارين تم اقتراحهما من قبل Brown, Durbin, and Evans (1975) هما: اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة (CUSUM) واختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة (CUSUM of Squares).

**الشكل رقم 01: الشكل البياني لاختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة.**




يتضح من الشكل01 أن المعاملات المقدرة للنموذج هي مستقرة هيكليا خلال فترة الدراسة، ذلك بالنظر إلى وقوع الرسم البياني لاختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة (CUSUM of Squares) داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%.

**ثانيا: دراسة العلاقة السببية لتودا وياماموتو(Toda –Yamamoto Causality Test):**

عندما تغيب علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات غير المستقرة أو تكون المتغيرات متكاملة في درجات مختلفة، يصبح اختبار جرانجر التقليدي غير مناسب. في هذه الحالة نلجأ إلى اختبار السببية ل (Toda and Yamamoto,1995)[52] الذي يرتكز على إحصائية Wald التي تتبع توزيع $\chi^2$. فرضية العدم تشير إلى غياب علاقة سببية بين المتغيرات $(p - value\ \chi^2 > 5\%)$.

متغير Y يسبب المتغير X حسب غرانجر إذا كانت القيم الماضية ل Y تساهم في تفسير القيم الحالية ل X. نميز بين نوعين من الاختبارات لدراسة العلاقة السببية: النوع الأول يفرض دراسة استقرارية السلاسل الزمنية محل الدراسة ووجود علاقة تكامل مشترك محتملة بطريقة دقيقة قبل القيام باختبار السببية (the sequential procedure). اختبار السببية لغرانجر يطبق على سلاسل مستقرة (إرجاعها مستقرة). إذا كانت هذه السلاسل المستقرة تربطها علاقة تكامل مشترك، نموذج أشعة تصحيح الخطأ VECM (أو نموذج تصحيح الخطأ ECM) يتبع النموذج القاعدي لاختبار السببية بين هذه السلاسل ( Engele and Granger, 1987 ; Johansen (1988)، وإلا يستخدم نموذج VAR عند الفروق الأولى للسلاسل I(1). حسب غرانجر (1969)وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرين تعني وجود علاقة سببية على الأقل من جانب واحد [53].

عديد الباحثين حاولوا تحسين قوة اختبار " غرانجر" بإدخال إجراءات بديلة (Johansen and Juselius, 1990) و( Philips and Toda, 1993) إضافة إلى المقاربة المطورة من قبل (Toda and Yamamoto, 1995). حسب اختبار Toda and Yamamoto ، الهدف ليس دراسة التكامل المشترك، وإنما التحقق من الفرضيات النظرية. مقاربتهم تتمثل في دراسة السببية انطلاقا من نموذج شعاع الانحدار الذاتي بالدرجة $p + d_{max}$ (VAR $(p + d_{max})$) عن طريق إجراء اختبارات القيود ( restriction tests) على المعلمات k الأولى فقط من دون الأخذ بعين الاعتبار التكامل المشترك [54].

تحليل التكامل المشترك لا يعتبر مهم ومحدد في طريقة (Toda and Yamamoto,1995) ، إجراء اختبار التكامل المشترك هو فقط لضمان وجود علاقة مستقرة في المدى الطويل، من دون أي تأثير مباشر على السببية. بالنتيجة سلسلتان غير متكاملتان يمكن أن تكون بينهما علاقة سببية.

بالنسبة ل (Toda and Yamamoto,1995) الاختبارات الأولية للاستقرارية والتكامل المشترك ( Granger sequential procedures) ليست مهمة بالنسبة للاقتصادي الذي يجب أن يكون مهتما بشأن اختبار القيود النظرية (ضمان المعلومات في المستوى). هذان الباحثان يقترحان تقدير نموذج VAR في المستوى مطور كأساس لاختبار السببية، تحت فرضية وجود علاقة تكامل مشترك محتملة بين السلاسل الزمنية المشكلة للنموذج من دون دراسته بشكل صريح. خطوات إجراء اختبار السببية وفقا ل ( Toda and Yamamoto) هي على النحو التالي :[55]

- إيجاد أقصى درجة تكامل للسلاسل الزمنية محل الدراسة ($d_{max}$) باستخدام اختبارات الاستقرارية.
- تحديد مستوى التأخير الأمثل لل VAR في المستوى بالدرجة k (order k) بالاعتماد على معايير المعلومات (AIK ، SIC وHQ).
- تقدير نموذج VAR في المستوى مصحح (adjusted VAR model) بالدرجة ($P = k + d_{max}$).

لاختبار السببية بين سلسلتين ($X_t$ و$Y_t$) وفقا لمنهجية (Toda and Yamamoto)، يجب تقدير نموذج VAR في المستوى المصحح كما يلي:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \alpha_{2j} Y_{t-j} + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \alpha_{2j} X_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

$$X_t = b_0 + \sum_{i=1}^{k} b_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} b_{2j} X_{t-j} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{2j} Y_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

- يتم اختبار السببية لغرانجر باستخدام المعادلات زوجيا (pairwise equations) وإحصائية وولد المصححة (modified Wald) لمعنوية المعالم على المعدلات التي تم اختبارها بفترات إبطاء ($k + d_{max}$).
- وولد المصحح (modified Wald) يتبع توزيع $\chi^2$ بدرجة حرية تساوي عدد فترات الابطاء ($k + d_{max}$).
- فرضية العدم تشير إلى غياب علاقة سببية بين المتغيرين.

$$H_0 = \alpha_{1i} = 0 \ : (\chi_c^2 < \chi_t^2; p - value\ \chi^2 > 5\%) \quad X_t \text{ لا تسبب } t$$

$$H_0 = \beta_{1i} = 0 \ : (\chi_c^2 < \chi_t^2; p - value\ \chi^2 > 5\%) \quad Y_t \text{ لا تسبب } t$$

**نتائج العلاقة السببية:**

التأخير الأمثل لنموذج VAR هو P = 4 (الجدول (4)) (حسب AIC وLR)، وأقصى درجة تكامل للسلاسل الزمنية $d_{max}$=1(الجدول (1)). إحصائية وولد المصححة هي المستخدمة لاختبار السببية، الجدول (5) يلخص إحصائية Wald والقيمة الاحتمالية (la p-value) لاختبار السببية.

**الجدول رقم 04:اختبار درجة الإبطاء المثلى.**

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **0** | -593.0601 | NA | 8257.454 | 26.04609 | 26.28461 | 26.13544 |
| **1** | -371.3297 | 375.9777 | 2.606188 | 17.97086 | 19.64049* | 18.59631 |
| **2** | -316.6256 | 78.48842 | 1.252635* | 17.15764 | 20.25838 | 18.31919* |
| **3** | -292.1653 | 28.71436 | 2.577649 | 17.65936 | 22.19121 | 19.35702 |
| **4** | **-229.8169** | **56.92679*** | **1.314847** | **16.51378*** | **22.47674** | **18.74754** |

تشير نتائج الجدول ( 05) إلى غياب وجود علاقة سببية في الاتجاهين بين النمو الاقتصادي والنمو الفلاحي عند مختلف درجات المعنوية. نتائج اختبار سببية Toda and Yamamoto تشير كذلك إلى وجود علاقة سببية في الاتجاهين بين رأس المال والنمو الاقتصادي(عند مستوى معنوية 10 % من جانب رأس المال)، كما أن نمو الصادرات يسبب النمو الاقتصادي عند مستوى 5 % . النمو الاقتصادي يسبب كذلك معدل التضخم. كذلك، لا يوجد أي متغير يسبب النمو الفلاحي، في حين النمو الفلاحي يسبب فقط معدل التضخم. باقي نتائج السببية هي موضحة في الجدول.

**الجدول رقم 05:اختبار العلاقة السببية لToda and Yamamoto.**

| Dependent variable | Lag (k) | Lag ($k + d_{max}$) | Chi-sq | Prob | Direction of causality |
|---|---|---|---|---|---|
| Y | 1 | 4+1 | 8.246039 | 0.0830 | $K \Rightarrow Y$ |
| | 1 | 4+1 | 1.212357 | 0.8761 | $L \nRightarrow Y$ |
| | 1 | 4+1 | 2.865687 | 0.5805 | $A \nRightarrow Y$ |
| | 1 | 4+1 | 3.776050 | 0.4372 | $P \nRightarrow Y$ |
| | 1 | 4+1 | 9.488074 | 0.0500 | $X \Rightarrow Y$ |
| K | 1 | 4+1 | 12.67093 | 0.0130 | $Y \Rightarrow K$ |
| | 1 | 4+1 | 9.655327 | 0.0467 | $L \Rightarrow K$ |
| | 1 | 4+1 | 1.492520 | 0.8280 | $A \nRightarrow K$ |
| | 1 | 4+1 | 4.108504 | 0.3915 | $P \nRightarrow K$ |
| | 1 | 4+1 | 8.871059 | 0.0644 | $X \Rightarrow K$ |
| L | 1 | 4+1 | 4.782092 | 0.3104 | $Y \nRightarrow L$ |
| | 1 | 4+1 | 4.450289 | 0.3485 | $K \nRightarrow L$ |
| | 1 | 4+1 | 1.313894 | 0.8590 | $A \nRightarrow L$ |
| | 1 | 4+1 | 2.417303 | 0.6595 | $P \nRightarrow L$ |
| | 1 | 4+1 | 1.088428 | 0.8961 | $X \nRightarrow L$ |
| A | 1 | 4+1 | 2.478755 | 0.6484 | $Y \nRightarrow A$ |
| | 1 | 4+1 | 1.448788 | 0.8357 | $K \nRightarrow A$ |
| | 1 | 4+1 | 4.663067 | 0.3236 | $L \nRightarrow A$ |
| | 1 | 4+1 | 3.614190 | 0.4607 | $P \nRightarrow A$ |
| | 1 | 4+1 | 1.961201 | 0.7429 | $X \nRightarrow A$ |
| P | 1 | 4+1 | 21.69211 | 0.0002 | $Y \Rightarrow P$ |
| | 1 | 4+1 | 12.25954 | 0.0155 | $K \Rightarrow P$ |
| | 1 | 4+1 | 9.664217 | 0.0465 | $L \Rightarrow P$ |
| | 1 | 4+1 | 14.12023 | 0.0069 | $A \Rightarrow P$ |
| | 1 | 4+1 | 1.834408 | 0.7662 | $X \nRightarrow P$ |
| X | 1 | 4+1 | 3.254458 | 0.5162 | $Y \nRightarrow X$ |
| | 1 | 4+1 | 4.684470 | 0.3212 | $K \nRightarrow X$ |
| | 1 | 4+1 | 3.312212 | 0.5070 | $L \nRightarrow X$ |
| | 1 | 4+1 | 1.817393 | 0.7693 | $A \nRightarrow X$ |
| | 1 | 4+1 | 3.466927 | 0.4829 | $P \nRightarrow X$ |

**خاتمة:**

يهدف المقال إلى دراسة أثر نمو القيمة المضافة للقطاع الفلاحي على النمو الاقتصادي في الجزائر، ومقارنتها ببعض المتغيرات الأخرى من حيث المساهمة في النمو الاقتصادي، وتعتبر الصادرات من أهم هذه المتغيرات مساهمة في النمو والتنمية الاقتصادية. دراسات عديدة تقدم حجج قوية تبين من خلالها أن النمو الفلاحي هو محرك للنمو الاقتصادي في المدى الطويل ودوره في توليد النمو الاقتصادي لا يقل أهمية عن الصادرات((1988) Hwa ، (2009) Awokuse ،(2012) Samimi et Khyareh ). من خلال هذا المقال حاولنا اختبار هذا الدور للقطاع الفلاحي وهل هو محقق لحالة الجزائر؟. للقيام بذلك قمنا باختبار علاقة التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ وفقا لنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) Autoregressive-Distributed Lag المطور من قبل (2001) Pesaran and al، وذلك لبيانات سنوية تخص الجزائر للفترة 1970- 2020 . أشارت نتائج التقدير إلى الأثر الايجابي لكل من النمو الفلاحي ونمو الصادرات على نمو الناتج المحلي الإجمالي للفرد في المدى الطويل، نمو الصادرات هو أكبر مساهمة في نمو الناتج الفردي في الجزائر مقارنة بالنمو الفلاحي، مروناتهما على التوالي هي 0,27 و 0,12. أثر باقي المتغيرات: ما عدا متغير رأس المالي الذي جاء بإشارة سالبة، فإن المتغيرات الأخرى جاءت إشاراتها موجبة. الأثر الأكبر هو من جانب العمل بمرونة تساوي 1,03، ثم متغير التضخم الذي استخدم كمعبر عن السياسة الاقتصادية الكلية (proxy for domestic macroeconomic policy) بمرونة تساوي 0,01 .

قمنا كذلك باختبار السببية وفقا لمفهوم (1995) Toda and Yamamoto ، والذي أشار إلى غياب علاقة سببية في الاتجاهين بين النمو الفلاحي ونمو الناتج المحلي الإجمالي للفرد في الجزائر. نتائج اختبار سببية Toda and Yamamoto تشير كذلك إلى أن نمو الصادرات يسبب نمو الناتج المحلي الإجمالي للفرد. كما تشير نتائج الاختبار إلى وجود علاقة سببية في الاتجاهين بين رأس المال والنمو الاقتصادي.

**قائمة المراجع:**

[1]Amrinto, Lorna E. The Worlds of Agriculture in Asia: Agricultural and Economic Development. Diss. Louisiana State University,2014. p.08.

[2] هواري مولاي علي. *الفلاحة، الدعم والنمو الاقتصادي في الجزائر*. Diss. جامعة مصطفى اسطمبولي معسكر, قسم التسيير, 2016.

[3] Johnson, D.G., 1993. Role of agriculture in economic development revisited. ***Agric. Econ., 8: P .424 .***

[4]Amrinto, Lorna E. The Worlds of Agriculture in Asia: Agricultural and Economic Development. Diss. Louisiana State University, 2014.p.08.

[5]Amrinto, Lorna E. The Worlds of Agriculture in Asia: Agricultural and Economic Development. Diss. Louisiana State University, 2014.p.08.

[6] Johnston, Bruce F., and John W. Mellor. "The role of agriculture in economic development." *The American Economic Review* 51.4 (1961): 566-593.

[7] Adelman, Irma. "Beyond export-led growth." *World development* 12.9 (1984): 937-949.

[8] Gollin, Douglas. "Agricultural productivity and economic growth." *Handbook of agricultural economics* 4 (2010): 3825-3866.

[9] Dethier, Jean-Jacques, and Alexandra Effenberger. "Agriculture and development: A brief review of the literature." *Economic systems* 36.2 (2012): 175-205.
[10] Amrinto, Lorna E. Op.cit. p .14 .
[11] Timmer, C. Peter. "The agricultural transformation." *Handbook of development economics* 1.Part II (1988): 276-331.
[12] Amrinto, Lorna E. Op.cit. p .8 .
[13] Dethier, Jean-Jacques, and Alexandra Effenberger. Op.cit.
[14] Timmer, C. Peter. A world without agriculture: The structural transformation in historical perspective. Aei Press, 2009.P, 40.
[15] Murphy, Kevin M., Andrei Shleifer, and Robert Vishny. "Income distribution, market size, and industrialization." *The Quarterly Journal of Economics* 104.3 (1989): 537-564.
[16] Nissan, E. (1991). The dynamics of agricultural contribution to economic growth. *The Review of Black Political Economy*, *20*(1), 5-23.
[17] World Bank. *World development report 2008: Agriculture for development*. The World Bank, 2007.
[18] Yao, S. (2000). How important is agriculture in China's economic growth?.*Oxford development studies*, *28*(1), 33-49.
[19] Irz, Xavier, and Terry Roe. "Can the world feed itself? Some insights from growth theory." *Agrekon* 39.4 (2000): 513-528.
[20] Thomas M. Steger. Economic growth with subsistence consumption. Journal of Development Economics. Vol. 62 _2000. 343–361.
[21] Kögel, Tomas, and Alexia Prskawetz. "Agricultural productivity growth and escape from the Malthusian trap." *Journal of economic growth* 6.4 (2001): 337-357.
[22] Timmer, C. Peter. "Agriculture and economic development." *Handbook of agricultural economics* 2 (2002): 1487-1546.
[23] Aggrey, Niringiye. "Patterns of agricultural growth and overall growth of the Ugandan economy." *African Journal of Agricultural Research* 4.12 (2009): 1364-1373.
[24] Gollin, D., Parente, S., & Rogerson, R. (2002). The role of agriculture in development. *American Economic Review*, 160-164.
[25] Gardner, B., 2003. Causes of Rural Economic Development. Document Transfer Technologies. Proceedings of the 25th International Conference of Agricultural Economists (IAAE) .Durban, South Africa.
[26] Bravo-Ortega, Claudio, and Daniel Lederman. *Agriculture and national welfare around the world: causality and international heterogeneity since 1960*. Vol. 3499. World Bank Publications, 2005.
[27] Tiffin, R., & Irz, X. (2006). Is agriculture the engine of growth?. *Agricultural Economics*, *35*(1), 79-89.
[28] Odetola, Tolulope, and Chinonso Etumnu. "Contribution of agriculture to economic growth in Nigeria." *Proceeding: the 18th Annual Conference of the African Econometric Society (AES), Accra, Ghana 22nd and*. 2013.
[29] Self, S., & Grabowski, R. (2007). Economic development and the role of agricultural technology. *Agricultural Economics*, *36*(3), 395-404.
[30] Eshetu, Demelash. *The Contribution of Agriculture Sector to Economic Growth of Ethiopia*. Diss. 2015.
[31] Sertoglu, Kamil, Sevin Ugural, and Festus Victor Bekun. "The contribution of agricultural sector on economic growth of Nigeria." *International Journal of Economics and Financial Issues* 7.1 (2017): 547-552.
[32] كتمير حورية، بركان زهية. "القطاع الفلاحي كبديل استراتيجي للمحروقات من أجل تحقيق التنمية الاقتصادية (نمذجة قياسية باستخدام نموذج ARDL للفترة 1980–2016 في الجزائر)." مجلة الاقتصاد الجديد 9.2 (2018): 80–92.
[33] Moussa, Aboubakari. "Does agricultural sector contribute to the economic growth in case of republic of Benin." *Journal of Social Economics Research* 5.2 (2018): 85-93.
[34] Nyamekye, Abban Priscilla, Ze Tian, and Fangfang Cheng. "Analysis on the Contribution of Agricultural Sector on the Economic Development of Ghana." *Open Journal of Business and Management* 9.3 (2021): 1297-1311.

[35] Block, S. and Timmer, P., 1994. "Agriculture and Economic Growth: Conceptual Issues and the Kenyan Experience". *Development Discussion Paper 498.*

[36] Hwa, E. C. (1988). The contribution of agriculture to economic growth: some empirical evidence. *World Development*, *16*(11), 1329-1339.

[37] De Janvry, Alain, and Elisabeth Sadoulet. "Agricultural growth and poverty reduction: Additional evidence." *The World Bank Research Observer* 25.1 (2010): 1-20.

[38] Awokuse, T. O. (2009, July). Does agriculture really matter for economic growth in developing countries. In American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Milwaukee, WI, July (pp. 26-28).

[39] Shifa, A. B. (2011, September). Does agricultural growth have a causal effect on manufacturing growth?. In *2011 International Congress, August 30-September 2, 2011, Zurich, Switzerland* (No. 116003). European Association of Agricultural Economists.

[40] Samimi, A. J., & Khyareh, M. M. (2012). Agriculture and economic growth: the case of Iran. *International Journal of Economics and Management Engineering*.

[41] Cao, K. H., & Birchenall, J. A. (2013). Agricultural productivity, structural change, and economic growth in post-reform China. *Journal of Development Economics*, *104*, 165-180.

[42] Enu, Patrick. "Analysis of the agricultural sector of Ghana and its economic impact on economic growth." *Academic Research International* 5.4 (2014): 267-277.

[43] بوكريطة, عبدالقادر. "تقدير أثر القطاع الإنتاجي الفلاحي على النمو الاقتصادي خلال الفترة 1970-2017." *الريادة لاقتصاديات الأعمال* 7.2 (2021): 284-303.

[44] Apostolidou, Ioanna, and al. "Agriculture's Role in Economic Growth: An Exploratory Study Among Southern and Northern EU Countries." EU Crisis and the Role of the Periphery. Springer International Publishing, 2015. 147-162.

[45] Dorinet, Elizavetta, Pierre-André Jouvet, and Julien Wolfersberger. "Is the agricultural sector cursed too? Evidence from Sub-Saharan Africa." *World Development* 140 (2021): 105250.

[46] Gardner, B. L. (2005). Causes of rural economic development. *Agricultural Economics*, *32*(s1), 21-41.

[47] Gylfason, T. (2000). Resources, Agriculture, and Economic Growth in Economies in Transition, CESifo Working Paper, No. 313.

[48] Kumar, Ronald R. Exploring Sectoral Contributions to Growth in Fiji: a focus on Agriculture Development. *Journal of International Academic Research*, 2011, vol. 11, no 2, p. 1-14.

[49] Kohansal, Mohammad Reza, Sasan Torabi, and Azadeh Dogani. "Agricultural impact on economic growth in Iran using ARDL approach co integration." *International Journal of Agriculture and Crop Sciences (IJACS)* 6.17 (2013): 1223-1226.

[50] Gollin, Douglas. 2010. "Agricultural Productivity and Economic Growth. *In Handbook of Agricultural Economics*, Vol. 4, ed. Robert Evenson and Prabhu Pingali. Amsterdam: North Holland.

[51] Pesaran, M. Hashem, Yongcheol Shin, and Richard J. Smith. "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships." *Journal of applied econometrics* 16.3 (2001): 289-326.

[52] Toda, Hiro Y., and Taku Yamamoto. "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes." *Journal of econometrics* 66.1-2 (1995): 225-250.

[53] Kuma, Jonas Kibala. "Modélisation ARDL, Test de cointégration aux bornes et Approche de Toda-Yamamoto: éléments de théorie et pratiques sur logiciels." (2018).

[54] Ammi, Mohamed. "Tests des liens de causalité ÉPARGNE-CROISSANCE ÉCONOMIQUE." (2016).

[55] Kuma, Jonas Kibala. (2018). Op.cit.