دراسة اقتصادية قياسية لأهم محددات الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر للفترة (1971-2018)

An econometric study of the most important determinants of the cereal food gap in Algeria for the period (1971-2018)

أسماء سلامي[1*]، أحمد سلامي[2]

[1] مخبر التطبيقات الكمية في العلوم الاقتصادية والمالية، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة قاصدي مرباح ورقلة (الجزائر)

[2] مخبر التطبيقات الكمية في العلوم الاقتصادية والمالية، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة قاصدي مرباح ورقلة (الجزائر)

تاريخ الاستلام: 2020/05/10 ؛ **تاريخ المراجعة:** 2020/06/20 ؛ **تاريخ القبول :** 2020/07/20

ملخص: تهدف هذه الدراسة إلى التقدير القياسي لأهم المحددات المؤثرة على حجم الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر باستخدام نموذج (ARDL) للفترة (1971-2018). تشير النتائج إلى التأثيرات الهامة على المديين القصير والطويل، حيث تبين في المدى الطويل أن زيادة كل من متوسط نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي وعدد سكان المدن بنسبة 10% سيعقبها تفاقم للفجوة الغذائية للحبوب بنسبة 10.74% و13.13% على الترتيب، بينما زيادة كل من مردودية الإنتاج ومساحة الأراضي المنتجة للحبوب بنسبة 10% ستؤدي إلى انكماش في الفجوة بنسبة 3.86% و4.06% تباعا. أما في المدى القصير فتبين أن زيادة متوسط نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي بنسبة 10% ستؤدي إلى اتساع فجوة الحبوب بنسبة 10.58%، فيما ستعقب الزيادة في مساحة الأراضي المنتجة بنسبة 10% هبوط في الفجوة بنسبة 3.56%، كما كان واضحا على المدى القصير عدم ثبوت المعنوية الإحصائية لتأثير عدد سكان المدن والإنتاجية على الفجوة. في هذا الإطار، نوصي بلزوم إعطاء المزيد من العناية والجهد لتقليل التفاوت بين الريف والمدينة لضمان عدم هجرة اليد العاملة الزراعية، وتوجيه السياسات لتخدم أهداف زيادة الإنتاجية من خلال تكثيف الإنتاج واستخدام التكنولوجيا الزراعية المتطورة، ومنح الأولوية القصوى لتوسيع الأراضي المزروعة لمحاصيل الحبوب، والعمل على تعديل النمط الاستهلاكي للفرد بما يكفل القضاء على التبذير وبما يتوافق مع حاجته الفعلية.

الكلمات المفتاح: محددات ؛ فجوة غذائية ؛ حبوب ؛ ARDL.

تصنيف JEL: C13 ؛ C51 ؛ Q17

Abstract: The aim of this study is to estimate the most important determinants affecting the size of the cereal food gap in Algeria using the ARDL model for the period (1971-2018). The results indicate the important effects on the short and long term, as it was found in the long term that an increase in both of GDP per capita and the urban population by 10% will be followed by an increase in the food gap for cereals by 10.74% and 13.13%, respectively, while increasing both the productivity and the area of grain-producing land by 10% will lead to a contraction of the food gap by 3.86% and 4.06%, respectively. As for the short term, it turns out that an increase in the GDP per capita of 10% will lead to a widening of the grain gap by 10.58%, while an increase in the area of productive land by 10% will be followed by a decrease in the gap by 3.56%, It was also evident in the short term the absence of statistical significance of the effect of urban population and productivity on the cereal food gap. In this context, we recommend that more effort is required to reduce the disparity between rural and city, and use of advanced agricultural technology, and give top priority to expanding the cultivated land for grain crops, and to adjust the consumption pattern.

Keywords: Determinants ; Food Gap ; Cereals ; ARDL.

Jel Classification Codes : C13 ; C51 ; Q17

* Corresponding author, e-mail: sellami.asma@univ-ouargla.dz

I- تمهيد :

تعتبر الحبوب من أكثر المحاصيل زراعة في العالم، لكونها مصدرا غذائيا رئيسيا للسكان ولأهميتها الاستراتيجية في توفير الأمن الغذائي. وقد كانت الجزائر دولة مصدرة للقمح في قرون مضت، لتتحول إلى دولة مستوردة له وبامتياز ؛ فالجزائر في عهد الاحتلال الروماني كانت تُلقب بـ " مطمورة روما " ، وقد نقل لنا مؤرخو ذلك الزمان أن الفلاحين كانوا يحصدون القمح مرتين في السنة، واستمر ذلك خلال العهد العثماني، وإبان الفترة الاستعمارية والبدايات الأولى من الاستقلال، وهو ما يؤكد على أن الجزائر كانت قوة اقتصادية، بفضل الإنتاج الوفير من القمح الذي كانت تستعمله كسلاح أخضر ضد أعدائها. وتسعى الجزائر منذ زمن بعيد إلى تحقيق هدف الاكتفاء الذاتي الغذائي، معترفة بالأهمية الاستراتيجية لضمان الغذاء، بعيدا عن حساسيات المصادر الخارجية. لكن التقدم المحرز لم يواكب النمو السكاني، ولم يكفِ لتقليص الاعتماد على الواردات الغذائية، والتي تشكل فيها الحبوب حوالي 50% من القيمة الكلية لواردات السلع الغذائية.

تُعد الحبوب، إلى حد بعيد، أهم مصادر الغذاء في العالم، على صعيدي الاستهلاك البشري المباشر، وفي شكل غير مباشر كمدخلات في الانتاج الحيواني. ولذلك فإن تطورات قطاع الحبوب حاسمة بالنسبة إلى الإمدادات الغذائية للدول[1]. وقد بلغ الإنتاج العالمي للحبوب في عام 2019 مستوى قياسيا قدره 2719 مليون طن أي بارتفاع قدره 2.3 في المائة (62 ملايين طن) عما كان عليه في عام 2018 [2]، في حين قدر انتاج المنطقة العربية في عام 2018 بنحو 51.88 مليون طن بما يمثل 1.75% من الإنتاج العالمي من الحبوب[3].

أما في الجزائر فتميز عام 2018 بإنتاج كبير بلغت قيمته 60.57 مليون قنطار من الحبوب بجميع الفئات مجتمعة، بزيادة قدرها 75% عن عام 2018/2017 (أكثر من 25 مليون قنطار)[4]. ثم لينتعش الإنتاج في عام 2019 إلى نحو 60.79 مليون قنطار من الحبوب، مع توقع بانخفاض الإنتاج في 2020 إلى نحو 48.75 مليون قنطار، أي حوالي 20% أقل من المستوى القياسي لعام 2019 نتيجة للجفاف الذي خيم على المناطق الغربية للجزائر، لكن حتى في سنوات الإنتاج المحلي الوفير، تعتمد الجزائر اعتمادًا كبيرًا على واردات الحبوب، وخاصة القمح ؛ ففي السنوات الخمس الماضية، استوردت الجزائر حوالي 7.8 ملايين طن من القمح سنويا، وهو ما يمثل حوالي 70% من استخدامها المحلي[5]. لذا تُعد الجزائر مستوردا رئيسيا للحبوب في العالم، نظرا لعدم كفاية الكميات المنتجة محليا منها، ما يدفعها لاستيراد كميات كبيرة منها لسد العجز في الفجوة الغذائية المسجلة رغم الإمكانات الزراعية المعتبرة التي تتمتع بها الجزائر القارة، حيث حلت خلال الموسم 2019/2018 في المرتبة **الرابعة** عالميا من حيث استيراد القمح والمرتبة **الثانية** افريقيا بعد مصر، وبلغت الكمية المستوردة من القمح إلى نحو 7.5 مليون طن [6]. وهو ما أدى إلى أن تعاني الجزائر من فجوة غذائية كبيرة في الإمدادات الغذائية من شعبة الحبوب، وتشكل خطرا حقيقيا على الأمن الغذائي وعلى تحقيق الاكتفاء الذاتي لمحصول الحبوب الإستراتيجي الذي يعرف قيما متدنية جدا، وهو ما يضع تحديات استراتيجية أمام الجزائر تتعلق بأمنها الغذائي ؛ فالجزائر على وجه العموم لم تحقق تقدما يُعتد به في اتجاه سياساتها المرغوبة المتعلقة بتحسين معدلات الاكتفاء الذاتي استنادا إلى الغذاء المنتج محليا، خصوصا على صعيد الحبوب ؛ فبعيد الاستقلال كانت الجزائر تنتج نحو 90% من الحبوب وحاليا تبلغ النسبة 20% فقط.

I.1- إشكالية ؛ فرضيات وأهداف الدراسة :

- **إشكالية الدراسة :**

بالنظر لأهمية الكشف عن المتغيرات المؤثرة على حجم الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر، تتبلور الإشكالية الرئيسية التي نسعى لمعالجتها في السؤال الرئيسي التالي : **ما أهم المحددات المسؤولة عن تقلبات الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر خلال الفترة (1971-2018)؟**

- **فرضيات الدراسة :**

تأسيسا على ما تقدم، اعتمدنا الفرضيات التالية كأساس ومنطلق لمناقشة موضوع الدراسة، وهي :

- تؤدي زيادة الإنتاجية وتمدد مساحة الأراضي المنتجة إلى انكماش في حجم الفجوة الغذائية للحبوب؛
- يدفع نمو نصيب الفرد من الدخل الحقيقي وزيادة نسبة سكان المدن إلى اتساع حجم الفجوة الغذائية للحبوب.

- **أهداف الدراسة :**

تسعى هذه الدراسة إلى الإجابة على السؤال الوارد بصفة أساسية في الإشكالية، واختبار مدى صحة الفرضيات، وهي باختصار تتمثل في تحديد أهم المتغيرات المؤثرة على الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر، وذلك في المديين القصير والطويل باتباع منهجية ARDL.

2.1- الدراسات السابقة :

لقد تم الرجوع إلى الأدبيات من أبحاث ودوريات للتعرف على الجهود والدراسات السابقة ذات الصلة، وإن هذه الدراسات قد تناولت موضوع البحث من جوانب مختلفة، نذكر منها ما يلي :

- دراسة **مراد ذكي موسي وآخرون (2019)**[7]، بعنوان : "التقدير القياسي لأهم العوامل المؤثرة على فجوة القمح في مصر"، حيث هدفت الدراسة إلى التحليل القياسي لأهم العوامل المؤثرة على الفجوة الغذائية، بالاعتماد على بعض النماذج القياسية مثل ARIMA للتنبؤ ونماذج ARDL، حيث أشارت النتائج إلى توقع زيادة الفجوة، كما تبين من التقدير القياسي أن زيادة الإنتاج المحلي من القمح بنسبة 10% في المدى الطويل تؤدي إلى انخفاض الفجوة الغذائية بنسبة 14.5%، وزيادة كل من عدد السكان ومتوسط نصيب الفرد والفاقد بنسبة 10% يؤدي إلى زيادة الفجوة الغذائية بنسبة تبلغ 19.8%؛ 33.1% و 19.5%. أما في المدى القصير فتبين أن زيادة الإنتاج بـ 10% تؤدي إلى انخفاض الفجوة الغذائية بـ 12.25%، وزيادة كل من عدد السكان ومتوسط نصيب الفرد بنسبة 10% يؤدي إلى زيادة الفجوة بنحو 17.1%؛ 28.5%، لتوصي الدراسة بضرورة ترشيد الاستهلاك والنهوض بالإنتاج من المحصول بمعدلات أعلى من الزيادة في الاستهلاك.

- دراسة **براهيمي بن حراث حياة و بلبيوض خديجة (2018)** [8]، بعنوان : "أثر عدم استقرار أسعار النفط على الفجوة الغذائية في الجزائر"، حيث تم الاعتماد على نماذج الانحدار المتعدد، وأشارت النتائج إلى أن أهم عامل أساسي متحكم في الفجوة الغذائية في الجزائر هو عدد سكان المدن الذي يتسبب في انتقال اليد العاملة المؤهلة من القطاع الزراعي نحو باقي القطاعات وبالتالي انخفاض حصيلة الإنتاج الزراعي، والعامل الثاني هو نصيب الفرد من الدخل القومي، كون زيادة الدخل تساهم في زيادة الطلب على استهلاك العناصر الغذائية. هذا بالإضافة إلى أسعار النفط، التي تؤثر تأثيرا مباشرا على الأمن الغذائي في الجزائر، حيث ارتفاعها يدفع بزيادة مداخيل الدولة، ما يسمح بتقلص الفجوة والعكس صحيح.

- دراسة **بوزيدي حافظ أمين (2018)** [9]، بعنوان : "دراسة قياسية لكيفية معالجة الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر والمغرب"، حيث هدفت الدراسة إلى تحليل اتجاهات الفجوة الغذائية لمحاصيل الحبوب لكل من الجزائر والمغرب، وتم استخدام تقنية جديدة للتنبؤ قصير المدى يطلق عليها بسلسلة فوريه أو تقنية التحليل الطيفي. وقد أشارت النتائج إلى أن الفجوة الغذائية لمختلف أنواع الحبوب سوف تتسع بالنسبة للدولتين عند أفق 2019. لذا أوصت الدراسة بضرورة إقامة منطقة حرة للإنتاج الزراعي والاهتمام بالصناعات الغذائية والصناعات المساندة.

- دراسة **أحمد سلامي (2017)** [10]، بعنوان : "واقع الفجوة الغذائية للحبوب في الاقتصاد الجزائري مقاربة تحليلية استشرافية في الفترة (20201970)"، حيث هدفت الدراسة إلى تحليل اتجاه الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر، باعتبارها من أهم العوامل الأساسية المسببة لإشكالية الأمن الغذائي، إضافة إلى النمذجة القياسية والتنبؤ بمستوياتها المستقبلية، وذلك باستخدام منهجية "بوكس-جينكينز". تتوقع الدراسة أن تتفاقم قيمة الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر خلال الفترة 2015-2020، مؤشرة بذلك على تهديد للأمن الغذائي في الجزائر.

- دراسة **عبد الله علي مضحي وآخرون (2012)** [11]، بعنوان : " الاكتفاء الذاتي والعجز الغذائي لمحاصيل الحبوب الرئيسية في بعض الأقطار العربية للمدة 2005-2015"، وهدفت هذه الدراسة إلى تقييم حالة الاكتفاء الذاتي من محاصيل الحبوب الرئيسة في بعض الاقطار العربية والتعرف على واقع ومستقبل العجز الغذائي من هذه الحبوب فيها، وصولا إلى تكوين فكرة عما ستكون عليه حالة الامن الغذائي الحبوبي في هذه الاقطار. وقد وجدت الدراسة أن معدل نمو انتاج محاصيل الحبوب كان متدنيا جدا وأحيانا سالبا، وأن مستويات الأمن الغذائي الحبوبي فيها متفاوتة. وأوصت الدراسة بالاعتماد على حساب الفجوة الحقيقية وليس الغذائية للحصول على انطباع حقيقي عن الوضع التغذوي للمواطن ومدى حصوله على الاحتياجات الأساسية، والتركيز على البعد الصحي للأمن الغذائي لارتباطه بالحاجات التغذوية الأساسية.

- دراسة **مصطفى محمد السعدني والفت على ملوك (2011)** [12]، بعنوان : "الفجوة الغذائية بالوطن العربي" استهدفت الدراسة التعرف على الموقف الغذائي بالوطن العربي وتحليل بعض مؤشراته، إضافة الى التقدير القياسي لفجوة العرض من الغذاء للتعرف على أهم المتغيرات ذات التأثير على تلك الفجوة. أوضحت الدراسة وجود تأثير إيجابي معنوي إحصائيا لكل من متغير مقدرة الدولة على الاستيراد ومتغير الزمن على قيمة فجوة العرض من الغذاء، كما اتضح تدني نسبة مساهمة الناتج الزراعي في الناتج المحلي الإجمالي، مما يشير إلى ضعف قدرتها على تلبية الاحتياجات الغذائية لسكانها.

- دراسة **منذر محمود الصافي محمد** (2008) [13]، بعنوان : " تحليل اتجاه الفجوة الغذائية في السودان للفترة من 1970 - 2005 بالتركيز على محصول القمح"، هدفت الدراسة إلى تحليل الفجوة الغذائية في السودان واتجاهاتها، باستخدام نموذج الانحدار المتعدد من أجل تقدير كل من دالتي إنتاج واستهلاك القمح. بينت النتائج وجود فجوة غذائية تُعزى لانخفاض الإنتاج من القمح والذي صاحبه ارتفاع معدلات استهلاكه، كما أظهرت النتائج أن تكلفة انتاج القمح ليس لها معنوية على حجم الإنتاج، وهذا ما لا يتناسب والنظرية الاقتصادية، أما معدلات الإنتاجية فهي تختلف من ولاية لأخرى، وبالتالي فإن الفجوة تتجه نحو التزايد.

- دراسة **(Abdelkader DJERMOUN, 2009)** [14]، بعنوان :

"La production céréalière en Algérie: les principales caractéristiques"

قدمت هذه الدراسة تقريراً عن حالة إنتاج الحبوب في الجزائر، وهو فحص أولي لأهمية منتجات الحبوب في الحياة اليومية للسكان، ووزن هذا القطاع في النفقات التي تتكبدها الواردات، وقد بدأ الباحث بتحليل التغيرات في الإنتاج والاستهلاك ومعدلات الاكتفاء الذاتي والسياسات الاقتصادية المتبعة. أشارت أهم النتائج إلى أن إنتاج الحبوب لم يحقق نموا يُعتد به مقارنة بالاستهلاك الذي ارتفع بشكل حاد، نتيجة للنمو السكاني والدعم الحكومي لأسعار المستهلكين، وعلى الرغم من الجهود المبذولة في تطوير الحبوب، بما في ذلك إدخال عوامل الإنتاج ومحاولة إنشاء تقنية زراعية (التكثيف)، فلا يزال يعتمد إنتاج الحبوب في الجزائر بدرجة كبيرة على الظروف المناخية، التي تعرف تقلبات من عام إلى آخر، وهو ما ينعكس على الواردات وعلى الموارد المالية للدولة، وعلى دخل المزارعين ونفقاتهم.

وما يميز دراستنا هذه، هو البحث في قياس مدى تأثير المتغيرات المستقلة المكونة لعاملي الإنتاج والاستهلاك على تقلبات الفجوة الغذائية للحبوب بصفة مباشرة، والمتمثلة أساسا في متوسط نصيب الفرد من اجمالي الناتج المحلي ؛ سكان المدن ؛ مردودية الإنتاج و مساحة الأراضي المنتجة، وهو ما غاب عن معظم الدراسات السابقة المذكورة آنفا.

II - الطريقة والأدوات :

1.II- بيانات ومنهجية الدراسة :

استخدمنا في دراستنا هذه بيانات سنوية متعلقة بالاقتصاد الجزائري وتمتد من عام 1971 إلى عام 2018، وقد تم تجميع البيانات من قاعدة البيانات الإحصائية الموضوعية في منظمة الأغذية والزراعة للأمم المتحدة (FAOSTAT) وعلى مؤشرات التنمية العالمية indicators world development لقاعدة بيانات البنك الدولي المُحدثة بتاريخ (2020/04/09). ولغرض الإجابة على الإشكالية المطروحة وتحقيق أهداف الدراسة، قمنا باستخدام المنهج الوصفي التحليلي علاوة على المنهج الإحصائي الوصفي وهذا من خلال الاستعانة بمجموعة من الأدوات الإحصائية وباستخدام البرنامج الاحصائي EViews. وتماشيا مع توجهات تحليل السلاسل الزمنية، فإننا سنقوم باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة Autoregressive Distributed Lag (ARDL) الذي طوره (Pesaran, 1997) و (Pesaran et al, 2001)، باعتباره الأسلوب الأكثر تطورا ويُعد من آخر الأساليب أو المقاربات التي أُستخدمت لمعالجة النماذج المبنية على قواعد بيانات السلاسل الزمنية الخاصة بالاقتصاد الكلي، حيث تعتبر نماذج (ARDL) الأفضل على الاطلاق حتى الآن. ويعود السبب في تفضيل هذا النموذج على غيره من نماذج التكامل المشترك المعروفة مثل (Johansen, 1988) أو طريقة اختبار الخطوتين الذي وضعه (Engle and Granger, 1987) إلى مشكلة عدم التأكد، التي عادة ما تظهر بشأن خصائص السلاسل الزمنية ودرجة استقرارها، الأمر الذي يصبح معه استخدام طريقة Pesaran و Pesaran et al لاختبار الحدود هو الخيار الأفضل، لأن هذا الاختبار لا يتطلب أن تكون السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة الأولى، والتي عادة يرمز لها بالرمز I(1)، فضلا عن ذلك، فإن طريقة Pesaran و Pesaran et al تتمتع بخصائص أفضل في حالة السلاسل الزمنية القصيرة مقارنة بالطرائق الأخرى المعتادة. وقد لاحظ (Kremers et al, 1992) أنه في حالة صغر حجم العينة، فإنه من الصعوبة وجود تكامل مشترك بين المتغيرات غير المستقرة، وأن استقرار السلاسل الزمنية يقود إلى الحصول على معلمات انحدار خالية من المعنى ومتحيزة. يُمكن نموذج ARDL من فصل تأثيرات الأجل القصير عن الأجل الطويل، حيث نستطيع من خلال هذه المنهجية تحديد العلاقة التكاملية للمتغير التابع والمتغيرات المستقلة في المديين الطويل والقصير في نفس المعادلة، بالإضافة إلى تحديد حجم تأثير كل من المتغيرات المستقلة على المتغير التابع. وأيضا في هذه المنهجية نستطيع تقدير معلمات المتغيرات المستقلة في المديين القصير والطويل، وتُعد معلماته المقدرة أكثر اتساقا. وتشمل المنهجية فحص استقرارية السلاسل الزمنية من خلال تطبيق اختبار (ADF) و (PP)، وتقديم النموذج والكشف عن وجود تكامل مشترك باستخدام منهج الحدود.

II.2- نموذج الدراسة :

يدرس النموذج تأثير المتغيرات المستقلة على المتغير التابع الممثل بالفجوة الغذائية للحبوب، و يمكن التعبير عن ذلك بالمعادلة الرياضية التالية :

$$GAP = f\ (GDPC, URBT, REND, LAND) \ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

وبالتالي يكون الشكل القياسي للمعادلة السابقة كالتالي :

$$GAP_t = c + \beta_1 \cdot GDPC_t + \beta_2 \cdot URBT_t + \beta_3 \cdot REND_t + \beta_4 \cdot LAND_t + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

ونظرا لغياب التجانس في قيم بيانات المتغيرات، حيث :

GAP : الفجوة الغذائية للحبوب ومُقاسة بالطن المتري؛

$GDPC$: نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي ومُقاس بالأسعار الحقيقية للدولار الأمريكي؛

$URBT$: سكان المدن ومُقاس بالنسمة - وحدة تعداد الأشخاص -؛

$REND$: إنتاجية الحبوب ومُقاسة بالكلغ / هكتار؛

$LAND$: الأراضي المنتجة للحبوب ومُقاسة بالهكتار.

وعليه، فسنتعامل مع اللوغاريتم الطبيعي لهذه المتغيرات حيث سنرمز له اختصارا بالرمز (L)، وبالتالي سيتم الاستناد إلى النموذج التالي :

$$LGAP_t = \alpha + \beta_1 \cdot LGDPC_t + \beta_2 \cdot LURBT_t + \beta_3 \cdot LREND_t + \beta_4 \cdot LLAND_t + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots (3)$$

حيث α : ثابت ؛ ε_t : الأخطاء العشوائية.

وقبل تقدير النموذج يتعين الأخذ بعين الاعتبار الثلاثة معايير التالية لقبول واعتماد النموذج المقدر[15] :

- المعايير الاقتصادية : هذه الأخيرة تتحدد من خلال مبادئ النظرية الاقتصادية، وتتعلق هذه المعايير بحجم وإشارة المعلمات المقدرة، فالنظرية الاقتصادية قد تضع قيودا مُسبقة على حجم وإشارة المعلمات، وهي تعتمد في ذلك على منطق معين، فإذا ما جاءت المعلمات المقدرة على عكس ما تقرره النظرية مُسبقا، فإن هذا يمكن أن يكون مبررا لرفض هذه المعلمات المقدرة.
- المعايير الإحصائية : تهدف هذه المعايير إلى اختبار مدى الثقة الإحصائية في التقديرات الخاصة بمعلمات النموذج، حيث تختبر معنوية المعاملات المقدرة عند مستوى معنوية قدره 5% على الأكثر.
- المعايير القياسية : تهدف هذه المعايير إلى التأكد من أن الافتراضات التي تقوم عليها المعايير الإحصائية منطبقة في الواقع، فإذا كانت هذه الافتراضات متوفرة في الواقع، فإن هذا يكسب المعلمات المقدرة صفات معينة أهمها عدم التحيز والاتساق. أما إذا لم تتحقق هذه الافتراضات فإن هذا يؤدي إلى فقدان المعلمات المقدرة بعض الصفات السابقة، بل ويؤدي أصلا إلى عدم صلاحية المعايير الإحصائية نفسها.

III- النتائج ومناقشتها :

III.1- تطور الفجوة الغذائية من شعبة الحبوب في الجزائر خلال الفترة (1970-2018) :

تُعبر الفجوة الغذائية على مدى كفاية الانتاج المحلي من الغذاء لمواجهة متطلبات الاستهلاك المحلي، وهي مقياس لمدى المشكلة الغذائية التي يواجها البلد، وتقاس بمقدار الفرق بين إجمالي الاحتياجات من المنتجات الغذائية المختلفة وبين إجمالي المنتج منها محليا، وكلما زاد الفرق دل ذلك على عدم قدرة الاقتصاد على الوفاء باحتياجات الغذاء[16]. أي أنها صافي الواردات من السلع الغذائية الرئيسية، أي الفرق بين الكميات المنتجة محليا ومجمل الكميات اللازمة للاستهلاك المحلي[17]. ويتم تأمين مقدار العجز عن طريق الاستيراد[18].

بالرجوع إلى بيانات الشكل رقم (1)، يتضح أن الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر خلال الفترة (1970-2018) قد سجلت أقل قيمة بـ 243444 طن في سنة 1970 وأعلى قيمة 13823335 طن في سنة 2015، بمتوسط بلغ 6130252 طن سنويا وبانحراف معياري 3514180 طن، وبالتالي فإن درجة التقلب بلغت نحو 57.32% التي تؤشر على تذبذب في قيم هذه المتغيرة، كما أنها تسلك مسارا يؤول إلى التوسع، لذلك، فالجزائر عانت ولا تزال تعاني من فجوة غذائية حادة، بدأت معالمها تظهر منذ أوائل السبعينيات، وهي في تزايد متواصل منذ ذلك الحين، وتفاقمت فيما بعد، وهو ما تسبب في درجة كبيرة من التبعية الغذائية للخارج. لأن واردات الحبوب أصبحت تتحرك بوتيرة متسارعة من ناحية الكمية والقيمة، وصارت تشغل وزنا معتبرا في تغطية الاحتياجات الغذائية الوطنية، وهي في ارتفاع مستمر نظرا لعدم قدرة العرض المحلي على الاستجابة للطلب بسبب ضعف المرونة الإنتاجية، حيث بلغ متوسط واردات الحبوب خلال الفترة (1970-2018) ما قيمته 6136567 طن

سنويا. في المقابل عرفت صادرات الحبوب انخفاضا حادا من حيث الكمية والقيمة والأهمية بالنسبة لإجمالي الصادرات، حيث بلغ متوسط صادرات الحبوب خلال الفترة (1970-2018) ما قيمته 6315طن سنويا. وهو ما أدى إلى أن تكون نسبة تغطية قيمة الصادرات للواردات من الحبوب ضعيفة جدا، وفي تدهور مستمر، حيث بلغت النسبة نحو 0.10 %، لذلك أصبح تمويل استيراد الحبوب عبئا ثقيلا على الميزانية العامة للدولة، ويستنزف جزءاً لا يستهان به من الدخل الوطني الذي يتجه نحو الأسواق العالمية لسد الحاجة المتفاقمة إلى الغذاء في الجزائر. ويعود ذلك إلى عدة أسباب، نعتقد أن من أهمها هو تقلب مستوى إنتاج الحبوب نتيجة تدهور مستويات الإنتاجية وعدم التحكم في مساحة الأراضي المنتجة للحبوب من جهة، وارتفاع الاستهلاك والميل نحو مشتقات الحبوب بشكل عام كنتيجة حتمية للتحسن في متوسط نصيب الفرد الجزائري من اجمالي الناتج المحلي الذي يدفع بنمو الاستهلاك، ناهيك عن توسع عدد سكان المدن في مقابل الهبوط المستمر في نسبة سكان الأرياف، الأمر الذي أفضى إلى تناقص نسبة اليد العاملة الزراعية من إجمالي العمالة. هذه المقدمات قادت إلى تدهور معدلات الاكتفاء الذاتي في الجزائر من شعبة الحبوب، حيث مالت إلى الانحسار الشديد منذ بداية السبعينات وإلى غاية نهاية فترة الدراسة، وصارت في السنوات الأخيرة شديدة التدني حيث بلغت حوالي 21.23% فقط عام 2017، قبل أن تتحسن هذه النسبة في عام 2018 وتبلغ نحو 32.64% كنتيجة للتحسن المشهود في انتاج الحبوب الذي تجاوز حاجز الـ 60 مليون قنطار.

2.III- المتغيرات المستقلة للدراسة :

تتمثل أهم المتغيرات المستقلة التي يمكنها التأثير على حجم الفجوة الغذائية للحبوب فيما يلي :

1.2.III- نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي GDPC :

إن زيادة الدخل ستؤدي إلى زيادة الاستهلاك الغذائي (بنسبة أقل من زيادة الدخل) سواء في الكمية أو النوعية مما يفترض المزيد من الموارد الزراعية لزيادة الإنتاج. وكما نلاحظ فإن حجم الفجوة الغذائية للحبوب يتزايد بتزايد نصيب الفرد من إجمالي الناتج، هذا الأخير بلغ متوسط قيمته خلال الفترة (1970-2018) إلى نحو 3777 دولار بالأسعار الحقيقية، ما يفسر العلاقة الطردية بين المتغيرتين كما يوضحها الشكل (2).

2.2.III- سكان المدن URBT :

يُعد السكان المصدر الرئيسي للقوى العاملة، ويمكن القول بأن أي تغيير في حجم وتركيبة السكان من ناحية العمر أو الجنس وتوزيعه بين الريف والمدينة سيؤثر على حجم المعروض من القوى العاملة[19]. وإن لمشكلة انعدام الأمن الغذائي أبعادا على المستوى الاقتصادي تتحدد في العلاقة بين الإنتاج الغذائي وبين هيكل السكان من حيث نسب توزيعهم بين الريف والمدينة، حيث كلما ارتفعت نسبة السكان الريفيين فإن ذلك يعني أن نسبة مرتفعة من الموارد البشرية للمجتمع قد تم تخصيصها لإنتاج الغذاء، وبالتالي زيادة وزن الإنتاج الزراعي، ما يقود في النهاية إلى تقليص حجم الفجوة الغذائية، والعكس صحيح. وتشير الاحصائيات إلى تناقص متواصل في نسبة سكان الريف من مجموع السكان في الجزائر، ففي حين بلغت هذه النسبة نحو 60.5% في عام 1970 نلاحظ أنها شهدت هبوطا لتصل إلى 27.37% في عام 2018، وذلك بسبب ظاهرة الهجرة الداخلية من الأرياف إلى المدن والتي شجعتها بروز عوامل الدفع الاقتصادي والاجتماعي من الريف نحو عوامل الجذب الاقتصادي في المدن. هذا الاستمرار في هجرة القوى العاملة إلى المدينة أدى إلى استنزاف هذه القوى، حيث تهاوت نسبة العمالة الزراعية إلى نحو 9.86% من العمالة الكلية في 2019 بعدما وصلت إلى 23.95% في عام 1991، الأمر الذي ينعكس على تدهور الإنتاج الزراعي ومن ثم تفاقم الفجوة الغذائية. هذا علاوة على أن زيادة عدد السكان بشكل عام سيصحبه ارتفاع في الطلب على الغذاء، ما يؤدي إلى زيادة الواردات الغذائية لتغطية الطلب بسبب ضعف مرونة الجهاز الإنتاجي، ومن ثم الدفع نحو تفاقم المشكلة الغذائية واتساع الفجوة. اذن نتوقع وجود علاقة طردية بين زيادة عدد سكان المدن وتفاقم الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر، والشكل رقم (3) يبين طبيعة العلاقة الطردية بينهما.

3.2.III- الأراضي المنتجة للحبوب LAND :

يعد مورد الأرض من أهم محددات الأمن الغذائي باعتباره المصدر الرئيسي للإنتاج الزراعي، وتندرج تحتها مساحات الأراضي الصالحة للزراعة والتي تتناسب خصائصها مع مقومات الأنشطة الزراعية، إلا أن محدودية المياه اللازمة لزراعتها تقف عثرة أمام الاستفادة الكاملة منها، ومن ثم فإن ما يستغل منها فعليا يعبر عن المساحة المزروعة. ونشير إلى أن نسبة المساحة المزروعة من المساحة الجغرافية للجزائر بلغت عام 2018 ما نسبته 3.62%، كما وصلت نسبة المساحة المزروعة من المساحة الصالحة للزراعة في 2018 إلى 19.53% مقابل 77.32% عالميا[20]. وبلغ متوسط المساحة المزروعة كنسبة من المساحة الصالحة للزراعة للفترة (1970-2018) نحو 17.27%[21]، وهي على العموم تبقى مستقرة وشبه ساكنة. وبالنظر لمساحة

الأراضي المنتجة للحبوب فقد قدر متوسطها خلال الفترة (1970-2018) بنحو 2721103 هكتار، وبالنسبة لعام 2018 فقد تم فيه تخصيص 3.44 مليون هكتار لزراعة الحبوب، وعادة يفضل إنتاج القمح الصلب والشعير على القمح اللين لأسباب مناخية. وبالنسبة للإنتاج فقدر متوسطه للفترة (1970-2018) بنحو 2696173 طن من الحبوب، حيث ارتفع في 2018 ليسجل 60.57 مليون قنطار بزيادة قدرها 75% عن عام 2017 (أكثر من 25 مليون قنطار) نتيجة الظروف المناخية المواتية في جميع أنحاء البلاد، حيث كانت الأمطار كافية خلال فترة الزراعة، لتستفيد معظم مناطق إنتاج الحبوب من الأمطار، مما أدى إلى مستويات رطوبة جيدة للتربة، وهو ما مكن محاصيل الحبوب من التطور، حيث بدى مؤشر الغطاء النباتي لموسم 2018-2019 (اللون الأصفر) فوق المعدل الطبيعي لمعظم مناطق الجزائر كما تبينه صور الرسم البياني الملتقطة بتاريخ 10 أفريل 2020 في الشكل (4). كما تظهر صور الأقمار الصناعية لمؤشر الاختلافات النباتية التاريخية والحالية (NDVI) في الجزائر اعتبارًا من تاريخ 10 أفريل 2020 والمبينة في الشكل (5) جيوبًا من الغطاء النباتي في المناطق الوسطى والشرقية من البلاد وجيوبًا جافة في الغالب في المنطقة الغربية، ما يوحي بحدوث ظروف مناخية غير مواتية بداية من شهر جانفي 2020 وإلى غاية بداية مارس 2020 نتج عنها تأخر وقلة هطول للأمطار في الجزائر خلال الفصل الشتوي، وهو ما يرجح تسجيل وضعية جفاف، يمكنها أن تؤثر سلبا على انتاج محاصيل الحبوب لعام 2020. ومع ذلك، تبقى مستويات هطول الأمطار ونسبة رطوبة التربة فوق المعدل الطبيعي.

ويُفترض أن ينكمش حجم الفجوة الغذائية للحبوب بزيادة مساحة الأراضي المنتجة للحبوب نتيجة المساهمة في الدفع بنمو الانتاج، أي وجود علاقة عكسية بين مساحة الأراضي المنتجة للحبوب والفجوة الغذائية، والعكس صحيح، حيث نقص المساحات المزروعة سيؤدي إلى نقص انتاج محاصيل الحبوب، وما دام الجهاز الإنتاجي ضعيف فستتم التغطية عن طريق الاستيراد وبالتالي تتفاقم الفجوة الغذائية، والشكل رقم (6) يظهر شكل العلاقة بين المتغيرتين.

4.2.III- إنتاجية الحبوب REND :

يبين الشكل (7) تطور إنتاجية الحبوب في الجزائر، وبمقارنة إنتاجية الحبوب فيما بين العامين الأخيرين، يتضح أنها قد تزايدت في عام 2018 حيث سجلت 17.59 قنطار للهكتار الواحد مقارنة بنظيرتها عام 2017 التي سجلت 9.907 قنطار / هكتار، لتحتل الجزائر المرتبة 129 من ضمن 180 دولة شملها المسح في عام 2018، وقد تراوحت إنتاجية الحبوب بين حد أعلى قدره 18.13 قنطار / هكتار عام 2013 وحد أدنى بلغ 4.10 قنطار / هكتار عام 1977 في حين كان متوسط إنتاجية الحبوب خلال المدة (1970-2018) قد بلغ 9.8 قنطار / هكتار وهو معدل منخفض إذا ما قورن بإنتاجية الدول المجاورة، حيث سجلت إنتاجية الحبوب لكل من تونس والمغرب ما قيمته 14.289 قنطار في الهكتار و 22.63 قنطار في الهكتار على الترتيب عام 2018[22]. والحقيقة أن سبب التذبذب بمعدلات الإنتاجية في الجزائر هو التذبذب الكبير في كمية الأمطار بين سنة وأخرى حيث تبقى غير مستقرة بين المواسم المختلفة، بالإضافة إلى أسباب تتعلق بتدهور بعض أصناف الحبوب وكذلك التربة وتوزيع مياه الري وغيرها. وحسب المنطق الاقتصادي، نتوقع وجود علاقة عكسية بين إنتاجية الحبوب وحجم الفجوة الغذائية للحبوب، حيث تعمل الزيادة في الإنتاجية إلى الرفع من قيمة الإنتاج، ما يدفع بالفجوة الغذائية نحو الانكماش.

3.III- النتائج القياسية للدراسة :

1.3.III- إجراء اختبار جذر الوحدة :

على الرغم من أن طريقة اختبار الحدود قابلة للتطبيق بغض النظر عما إذا كانت المتغيرات الأساسية متكاملة من الدرجة صفر I(0)، أو من الدرجة الأولى I(1)، أو خليط بينهما، فإنه يظل من الضروري التأكد من عدم وجود أي متغير متكامل من الدرجة الثانية I(2)، وللتحقق من درجة تكامل المتغيرات تطلب الأمر استخدام اختبارات جذر الوحدة (unit root tests). ورغم تعدد هذه الاختبارات، إلا أننا اعتمدنا في هذه الدراسة على اختباري ديكي فولر الموسع (ADF) علاوة على اختبار فيليبس - بيرون (PP)، وهذا لاختبار فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة (أي عدم استقرار السلسلة الزمنية)؛ مع أن اختبار PP يمتاز بقدرة اختبارية أفضل، وهو أدق من اختبار ADF لاسيما عندما يكون حجم العينة صغيرا، وفي حالة تضارب وعدم انسجام نتائج الاختبارين فإن الأفضل الاعتماد على نتائج اختبار PP[23] الذي تُعد نتائجه دقيقة في حالة العينات الصغيرة. نتائج تحديد مدى سكون المتغيرات معروضة في الجدول رقم (1). تكون السلسلة مستقرة إذا تذبذبت حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن"[24]. يتبين من الجدول رقم (1) أن المتغير التابع LGAP يستقر في الفرق الأول، كما أن جميع المتغيرات المستقلة تستقر عند الفروق الأولى، وبالتالي ليس هنالك درجة تكامل أكبر من الواحد لأي متغير، وعليه، يمكننا استخدام منهجية اختبار الحدود الحديثة في البحث عن مدى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج.

III.3.2- تحديد درجة الابطاء المثلى للنموذج :

بعد اجراء الاختبارات القبلية، والتأكّد من أن السلاسل الزمنية غير متكاملة من الرتبة 2، فإنه يتعين الآن تقدير النموذج، لكن قبل ذلك لابد من تحديد طول فترات الإبطاء المثلى الموزعة (n)، حيث يعتبر أسلوب ARDL حساس جدا لعدد ابطاءات المتغير التابع والمستقر، وهنا يتم اختبار توافيق المتغيرات الداخلة في النموذج. لهذا الغرض سوف نستخدم معيار (AIC) حيث يتم اختيار طول الفترة التي تدني قيمة هذا المعيار، وهذا في إطار النموذج العام للـ ARDL. بتقدير النموذج باستخدام برنامج Eviews9 وفقا لمعيارAIC تبين أن النموذج الأمثل هو نموذج ARDL(1,2 ,1,1,0)، كما يبينها الشكل رقم (8) حيث تم اختياره من بين 81 نموذجا خضع للتقييم.

III.3.3- تقدير النموذج :

بعد تحديد عدد فترات الإبطاء المثلى تم تقدير نموذج الـ ARDL القاعدي، حيث تحصلنا على النتائج المدونة على الجدول رقم (2).

III.3.4- اختبار التكامل المشترك باستخدام منهجية اختبار الحدود :

بعد تقدير معالم النموذج ARDL(1,2 ,1,1,0) لابد من التحقق من إمكانية وجود علاقة توازنية على المدى الطويل، وذلك باستخدام منهجية اختبار الحدود (ARDL). إذا كانت قيمة إحصاءة F المحسوبة أكبر من الحد الأعلى للقيمة الحرجة، نرفض فرض العدم (أي توجد علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة)، وهنا نستخدم أسلوب (ARDL) لتقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM). أما إذا كانت قيمة إحصاء F المحسوبة أقل من الحد الأدنى فيتم قبول فرض العدم. يوضح الجدول رقم (3) نتائج الاختبار، حيث جاءت قيمة F-statistic المحسوبة مساوية لـ (19.82) وهي أكبر من قيمة الحد العلوي للقيم الحرجة في النموذج، والقيم الحرجة تم الحصول عليها من الجداول التي اقترحها كل من Pesaran et al (2001) عند مستويات معنوية 1% ؛ 5% و10%. هذه النتائج تدعم رفض فرضية العدم عند مستويات معنوية 1% ؛ 5% و10%، ومنه توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين الفجوة الغذائية للحبوب والمتغيرات المستقلة الداخلة في تكوين النموذج، وهو ما يوحي باستقرار العلاقة الاقتصادية بينهم، وبالتالي فإنهم لا يتباعدون في الأجل الطويل، بل سيتحركون بشكل متقارب.

III.3.5- تقدير معلمات الأجل الطويل والأجل القصير :

بعد التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك سنقوم بقياس العلاقة طويلة الأجل وقصيرة الأجل، وتتضمن هذه المرحلة الحصول على مقدرات المعلمات في اطار نموذج ARDL، وقد اعتمدنا على فترات التباطؤ الزمني لمعيار Akaike Bayesian criterion، حيث ظهرت المعلمات المقدرة كما في الجدول رقم (4). إن معادلة التكامل المتزامن لنموذج ARDL والتي تتضمن العلاقتين الطويلة والقصيرة الأجل معا تأخذ الشكل التالي :

$$D(LGAP) = 0.5174 * D(LGDPC) - 1.4117 * D(LGDPC(-1)) + 0.6796 * D(LURBT) - 0.0307 * D(LREND) - 0.0379 * D(LLAND) - 3.2490 * (LGAP - (1.2224 * LGDPC(-1) + 0.2735 * LURBT(-1) - 0.0091 * LREND(-1) - 0.0116 * LLAND(-1) + 0.0220))$$

ومن المعادلة السابقة يمكننا استخراج معادلة العلاقة طويلة الأجل كما يلي :

$$LGAP = -2.9264 + 1.0747 * LGDPC + 1.3133 * LURBT - 0.3867 * LREND - 0.4061 * LLAND$$

$$t\text{-}Stat: \quad (-2.99) \quad (2.47) \quad (6.91) \quad (-2.26) \quad (-3.77)$$

- **التقييم الاقتصادي للنموذج المقدر :**

للحكم على صلاحية نموذج ARDL الذي تم توفيقه للعلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية، لابد وأن يتوفر في هذا النموذج مجموعة من الشروط النظرية، المتعلقة بمنطقية إشارات وقيم المعاملات المقدرة، مع الأساس النظري الذي يحكم الظاهرة محل الدراسة. إن عدم توفر هذه الشروط يجعل نموذج ARDL الذي تم توفيقه غير سليم من الناحية النظرية.

في ***الأجل الطويل*** يمكن تحديد مدى استجابة الفجوة الغذائية للحبوب للتقلبات في المتغيرات التفسيرية، حيث يتبين من النتائج ما يلي:

- بالنسبة لمعلمة لوغاريتم متوسط نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي LGDPC فإن اشارتها موجبة، أي هناك علاقة طردية بين متوسط نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي والفجوة الغذائية للحبوب، وهذه النتيجة تتفق مع التوقعات السابقة ومنطق النظرية الاقتصادية، حيث اذا زاد متوسط نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي بـ 10% فسوف تتسع الفجوة الغذائية للحبوب بواقع 10.74% ؛

- بالنسبة لمعلمة لوغاريتم عدد سكان المدن LURBT فإن اشارتها موجبة، أي هناك علاقة طردية بين عدد سكان المدن والفجوة الغذائية للحبوب، وهذه النتيجة تتفق مع التوقعات السابقة ومنطق النظرية الاقتصادية، حيث إذا زاد عدد سكان المدن بـ 10% فسوف تتسع الفجوة الغذائية للحبوب بواقع 13.13%؛
- بالنسبة لمعلمة لوغاريتم مردودية الإنتاج LREND فإن اشارتها سالبة، أي أن هناك علاقة عكسية بين مردودية الإنتاج والفجوة الغذائية للحبوب، وهذه النتيجة تتفق مع التوقعات السابقة ومنطق النظرية الاقتصادية، حيث إذا زادت مردودية الإنتاج بـ 10% فسوف تنكمش وتتقلص الفجوة الغذائية للحبوب بواقع 3.86%؛
- بالنسبة لمعلمة لوغاريتم مساحة الأراضي المنتجة للحبوب LLAND فإن اشارتها سالبة، أي أن هناك علاقة عكسية بين مساحة الأراضي المنتجة للحبوب والفجوة الغذائية للحبوب، وهذه النتيجة تتفق مع التوقعات السابقة ومنطق النظرية الاقتصادية، حيث إذا زادت مساحة الأراضي المنتجة للحبوب بـ 10% فسوف تنكمش وتتقلص الفجوة الغذائية للحبوب بواقع 4.06%.

أما في ***المدى القصير*** فتبين أن زيادة متوسط نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي دون ابطاء بنسبة 10% يؤدي إلى اتساع الفجوة الغذائية للحبوب بنسبة 10.58%. أما زيادة مساحة الأراضي المنتجة للحبوب بنسبة 10% فيؤدي إلى انكماش في الفجوة الغذائية بنسبة تبلغ 3.56%، وهذه النتيجة تتفق مع التوقعات السابقة ومنطق النظرية الاقتصادية. لكن بالنسبة لمتغيرة متوسط نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي بإبطاء فلم تتفق مع منطق النظرية الاقتصادية رغم جودتها الإحصائية، كما تبين عدم وجود تأثير لعدد سكان المدن والإنتاجية على الفجوة الغذائية للحبوب في المدى القصير بالنظر لغياب المعنوية الإحصائية لهما.

- **التقييم الاحصائي للنموذج المقدر :**

يتبين على ضوء نتائج نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (ARDL-UECM) تحقق معنوية حد تصحيح الخطأ ((CointEq(-1)) عند مستوى معنوية 1% مع الإشارة السالبة المتوقعة، والتي تعني الرجوع إلى الوضع المستقر التوازني، أي أن الشرط اللازم (أن تكون سالبة) والكافي (أن تكون معنوية) متحققين، وهذا يعتبر دليلا آخرا على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج المقدر. وتشير قيمة معامل تصحيح الخطأ إلى أن حوالي 87.80%من اختلال التوازن في الأجل القصير يمكن تصحيحها سنويا من أجل العودة إلى الوضع التوازني طويل الأجل. من ناحية أخرى، فإن نسبة التصحيح تعكس سرعة تعديل مرتفعة نحو الرجوع إلى الوضع التوازني بعد أثر أي صدمة في النموذج. كما يتضح لنا من النموذج أن جميع المتغيرات المستقلة المؤثرة في المتغير التابع تؤثر فيه في أزمنتها الحالية، إضافة إلى الثابت، وهذا في الأجل الطويل، على اعتبار أنها تتمتع جميعها بالمعنوية الإحصائية الفردية (وفقا لاختبار ستيودنت، ذلك أن: $|t_c| > t_{39.0.025} = 2.06$ عند مستوى معنوية 5%، وكذلك القيمة الحرجة la probabilité critique $(prob < 0.05)$). أما في الأجل القصير فتتوفر المعنوية الإحصائية للوغاريتم متوسط نصيب الفرد من اجمالي الناتج المحلي دون ابطاء عند مستوى معنوية 10% وبالإشارة الموجبة المتوقعة، ونفس الأمر بالنسبة للوغاريتم مساحة الأراضي المنتجة التي اكتسبت المعنوية الإحصائية عند مستوى 1% وبالإشارة السالبة المتوقعة، في حين لم يتم ثبوت المعنوية الإحصائية في الأجل القصير لتأثير كل من عدد سكان المدن والإنتاجية على الفجوة الغذائية للحبوب. كما توفرت المعنوية الاحصائية الكلية (وفقا لاختبار فيشر، ذلك أن: $F_c = 123.57$ أكبر من القيمة الحرجة لمستوى معنوية 5% والتي تساوي: $F_{0.05,(9,39)} = 2{,}1306$، كما أن $(prob < 0.05)$، وعليه نرفض الفرض العدمي، وهو ما يعني أن هناك واحدا على الأقل من المعاملات المقدرة يختلف عن الصفر، ومنه توجد علاقة بين التغير في حجم الفجوة الغذائية للحبوب والمتغيرات المستقلة الداخلة في تكوين هذا النموذج. كما أن معامل التحديد المصحح $\bar{R}^2 = 0.9591$، وهذا يعني أن التغيرات في القيم المشاهدة للفجوة الغذائية للحبوب تُفسر بنسبة 95,91% من طرف المتغيرات المستقلة، وهي نسبة قوية، وتبقى نسبة تقدر بـ 4,09% مُفسرة بواسطة عوامل أخرى منها الخطأ العشوائي. وتُعد قيمة ديربن واتسون DW التي تساوي 1.93 مؤشرا عن غياب مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء من الدرجة الأولى على اعتبار أن تقترب من القيمة 2، على أن استعمال نتيجة اختبار ARCH-LM يكون أفضل في مثل هكذا حالة نتيجة المتغيرات المبطأة الداخلة في تكوين النموذج.

إن المعنوية الجيدة لكل معالم النموذج المقدر في الأجل الطويل، مع إيجاد قيم الاحتمالات الحرجة أقل من 0.05، بالإضافة إلى نسبة معامل التحديد المصحح الذي يُعد مقبولا للغاية، هي نتائج من شأنها أن تعطينا نظرة إحصائية حول نجاعة النموذج في تفسير تغيرات المتغير التابع، وهذا ما يمكن أن نراه من خلال تمثيل السلسلة المقدرة (Fitted) ومقارنتها مع بياناتها الأصلية (Actual)، حيث نلاحظ من خلال الشكل رقم (9)، التشابه الكبير الظاهر في سلوك ومسار منحنيي السلسلة الأصلية والسلسة المقدرة.

- **الاختبارات التشخيصية :**

في هذا الجزء سنجري الاختبارات التشخيصية للحكم على جودة نموذج ARDL المقدر عبر الخطوات التالية :

- اختبار مضروب لاكرانج للإرتباط التسلسلي من الدرجة الأولى بين البواقي (BGLM) ؛

من الجدول رقم (5) نلاحظ أن الاحتمال الحرج لفيشر يساوي 88.66%، إذن نقبل الفرضية H_0 عند مستوى معنوية 5%، ولتأكيد ذلك نجري الاختبار. لدينا إحصاءة LM حيث : $LM = nR^2 = 0.026747 < \chi^2_{0.05}(1) = 3,841$

ومنه نقبل H_0 عند مستوى معنوية 5%، أي ليس هناك ارتباط ذاتي بين الأخطاء من الدرجة الأولى.

- اختبار مضروب لاكرانج للإرتباط التسلسلي من الدرجة الثانية بين البواقي (BGLM) ؛

من الجدول رقم (6) نلاحظ أن الاحتمال الحرج لفيشر يساوي 57.78%، إذن نقبل الفرضية H_0 عند مستوى معنوية 5%، ولتأكيد ذلك نجري الاختبار. لدينا إحصاءه LM حيث : $LM = nR^2 = 1.440850 < \chi^2_{0.05}(2) = 5.99$

ومنه نقبل H_0 عند مستوى معنوية 5%، أي ليس هناك ارتباط ذاتي بين الأخطاء من الدرجة الثانية.

- اختبار عدم ثبات التباين المشروط بالانحدار الذاتي (ARCH-LM) :

الهدف من هذا الاختبار هو معرفة ما إذا كان هناك ارتباط بين مربعات البواقي، وهذا الاختبار يعتمد على اختبار فيشر أو مضاعف لاغرنج (إحصائية χ^2). ولاختبار الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى بين مربعات البواقي نستخدم اختبار ***ARCH-LM***، حيث نحصل على النتائج المبينة في الجدول رقم (7). وبالنسبة لاختبار فيشر، لدينا: $F^* = 1.039652 < F^{0,05}_{1;45} = 4.05661$، ولدينا إحصاءة مضاعف لاغرنج : $LM = nR^2 = 1.061339 < \chi^2_{0,05}(1) = 3,841$، وما يدعم النتيجتين السابقتين الاحتمال الحرج لكل من اختبار فيشر واختبار مضاعف لاغرنج، حيث تساوي الأولى 31.34% أما الثانية 30.29% وهما أكبر من مستوى المعنوية 5%، وهذا يستلزم قبول H_0 ، أي أن التباين الشرطي للبواقي متجانس.

- إختبار التوزيع الطبيعي للبواقي(JB) :

لكي يمكن استخدام كلا من اختبار فيشر وستودنت، سواء عند اختبار المعنوية الكلية أو المعنوية الجزئية لنموذج الانحدار، يلزم توفر شرط اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي، ويمكننا دراسة توزيع سلسلة البواقي، وذلك باختبار التوزيع الطبيعي الذي يعتمد على إحصائية Jarque-Bera، وهذه الأخيرة ترتبط بمؤشر Kurtosis ومؤشر Skewness، كما أنها تتبع توزيع $\chi^2_\alpha(2)$. يكون شكل الاختبار كالتالي :

$$\begin{cases} H_0 : \sqrt{S} = K - 3 = 0 \\ H_1 : \sqrt{S} = K - 3 \neq 0 \end{cases}$$ ، الفرضية H_0 تعني التوزيع الطبيعي.

نتيجة الاختبار مبينة في الشكل رقم (10) حيث نلاحظ أن قيمة Kurtosis أكبر تماما من 3، أي أن التوزيع مدبب وليس معتدل، إضافة إلى ذلك نلاحظ أن قيمة Skewness والتي تختلف عن الصفر تأخذ قيمة سالبة، بمعنى أن التوزيع غير متماثل وملتو نحو اليسار، وهي بذلك تشير إلى عدم تناظر التوزيع. كما تُحسب إحصائية Jarque-Bera كالتالي :

$$J.B = \frac{T-K}{6}\left[S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2\right] = 0.5993 \prec \chi^2_{0.05}(2) = 5.99$$

وبما أن إحصائية JB تساوي 0.5993 وهي أكبر من قيمة $\chi^2_{0.05}(2) = 5.99$ ، فإنه يمكننا قبول الفرضية الأساسية القائلة بأن البواقي تتوزع توزيعا طبيعيا. كذلك كإجراء بديل، بما أن القيمة الاحتمالية (p-value) لإحصائية JB التي تساوي 0.7410 هي أكبر من مستوى المعنوية 0,05، لذا فإننا لا نستطيع فرض الفرضية H_0 ، ومنه نقبل فرضية التوزيع الطبيعي لسلسة البواقي عند مستوى 5%.

- إختبار مدى ملاءمة تحديد أو تصميم النموذج المقدر من حيث الشكل الدالي (RESET Test) :

باستخدام برنامج EViews تحصلنا على النتائج المبينة في الجدول رقم (8). حيث نلاحظ أن احصاءة فيشر $F = 3.5593$ والقيمة الاحتمالية p-value تساوي 0.0671 وبالتالي نقبل الفرضية الأساسية القائلة بعدم وجود أخطاء توصيف عند مستوى معنوية 5%، أي أن إحصائية RESET تشير إلى صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج.

- **اختبار استقرارية معلمات نموذج ARDL (Stability Test) :**

للتأكد من خلو البيانات المستخدمة في هده الدراسة من وجود أي تغيرات هيكلية، وللتأكد من مدى استقرار وانسجام معلمات الأجل الطويل مع معلمات الأجل القصير، نقوم بإجراء اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة (CUSUM)، وكذا اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة (CUSUM of Squares)، ويُعد هذان الاختباران من أهم الاختبارات في هذا المجال لأنها يوضحان أمرين مهمين وهما تبيان وجود أي تغير هيكلي في البيانات، ومدى استقرار وانسجام المعلمات طويلة الأجل مع المعلمات قصيرة الأجل. وأظهرت الكثير من الدراسات أن مثل هذه الاختبارات دائما نجدها مصاحبة لمنهجية ARDL. يتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة لصيغة تصحيح الخطأ لنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة إذا وقع الشكل البياني لاختبارات كل من CUSUM و CUSUM of Squares داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%. نتائج الاختبارين السابقين أظهرت الشكلين رقم (11) ورقم (12). يوضح اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة CUSUM أن خط النموذج موجود داخل حدود المنطقة الحرجة مشيرا إلى استقرار النموذج عند مستوى معنوية 5%. نفس الشيء بالنسبة لاختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة CUSUM of Squares. بشكل عام يتضح من هذين الاختبارين أن هناك استقرارا وانسجاما في النموذج بين نتائج الأجل الطويل ونتائج الأجل القصير. وعليه، فالمقدرات ثابتة ومستقرة عبر الزمن، بمعنى لا توجد أكثر من معادلة. بناء على ما سبق يمكن القول أن نموذج ARDL هو نموذج أمثل ولا وجود فيه لأي مشاكل قياسية.

IV- الخلاصة :

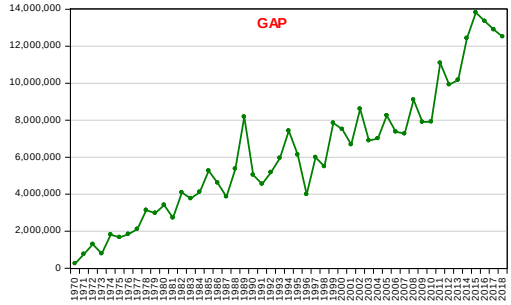
أشارت نتائج التقدير القياسي بحسب نموذج ARDL إلى أن تقلبات الفجوة الغذائية للحبوب في الاقتصاد الجزائري تتعلق بكل من : متوسط نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي ؛ عدد سكان المدن ؛ مردودية الإنتاج ومساحة الأراضي المنتجة للحبوب، حيث تبين أن زيادة كل من متوسط نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي وعدد سكان المدن بنسبة 10% في *المدى الطويل* يؤدي إلى اتساع وتفاقم الفجوة الغذائية للحبوب بنسبة 10.74% و 13.13% على الترتيب. أما زيادة كل من مردودية الإنتاج ومساحة الأراضي المنتجة للحبوب بنسبة 10% يؤدي إلى انكماش في الفجوة الغذائية بنسبة تبلغ 3.86% و 4.06% على الترتيب. أما في *المدى القصير* فتبين أن زيادة متوسط نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي بنسبة 10% يؤدي إلى اتساع الفجوة الغذائية للحبوب بنسبة 10.58%. أما زيادة مساحة الأراضي المنتجة للحبوب بنسبة 10% فيؤدي إلى انكماش في الفجوة الغذائية بنسبة تبلغ 3.56%. كما تبين عدم ثبوت المعنوية الإحصائية لتأثير عدد سكان المدن والإنتاجية على الفجوة الغذائية للحبوب في المدى القصير، وهذه النتائج تدعم افتراضات النظرية الاقتصادية، وتنسجم مع ما جاء في الفرضيتين الأساسيتين للبحث وتؤكد على صحتهما.

في ضوء ما تقدم ومن أجل ضمان حلول مقبولة لمشكلة تفاقم الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر وتحقيق أمننا الغذائي لضمان المستقبل وتفاديا لمخاطر التبعية الغذائية، لابد من العمل على تحقيق التوجيهات التالية :

- إعطاء المزيد من العناية والجهود الاستثمارية لتقليل التفاوت بين الريف والمدينة والتركيز بشكل خاص على توسيع قواعد الخدمات الصحية والثقافية والاجتماعية في القرى والأرياف لضمان عدم هجرة اليد العاملة الزراعية بما يحقق استمرارية وزيادة الإنتاج الزراعي؛
- توجيه السياسات الزراعية لتخدم أهداف زيادة الإنتاجية الزراعية للأرض من خلال تكثيف الإنتاج واستخدام التكنولوجيا الزراعية المتطورة بما يتماشى والزيادة الحاصلة في الطلب على الغذاء؛
- منح القطاع الزراعي الدور الريادي في البرامج الاستثمارية الحكومية وإعطاء الأولوية القصوى لمحاصيل الحبوب في السياسات والبرامج التطويرية، وذلك بالعمل على توسيع الأراضي المزروعة سنويا من محاصيل الحبوب، خصوصا في الهضاب العليا وفي المناطق الصحراوية، وعدم السماح بزراعة محاصيل هامشية لعدم ناجعتها الاقتصادية ولاسيما في الأراضي المروية؛
- العمل على ترشيد الاستهلاك، وذلك بإعداد مقترح لتعديل النمط الاستهلاكي للفرد الجزائري بما يكفل القضاء على التبذير (خاصة ظاهرة تبذير الخبز التي أصبحت علامة مسجلة عند الجزائريين وبلغت مستويات خطيرة قُدرت بنحو 10 مليون رغيف خبز يوميا ؛ أي ما يعادل خمس الانتاج اليومي و هو ما يمثل حوالي 340 مليون دولار سنويا) بحيث يكون مقبول من الناحية الصحية والعملية ومن ناحية الإمكانات المتوفرة في الجزائر، مع أهمية العمل على تقنين عملية الاستهلاك بشكل علمي ومدروس و وفق الحاجة الفعلية للفرد.

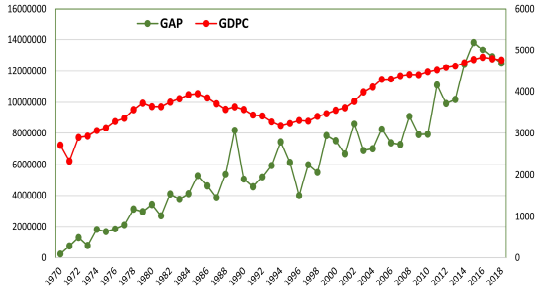
- ملاحق :

الشكل رقم (1) : تطور الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر للفترة (1970-2018)



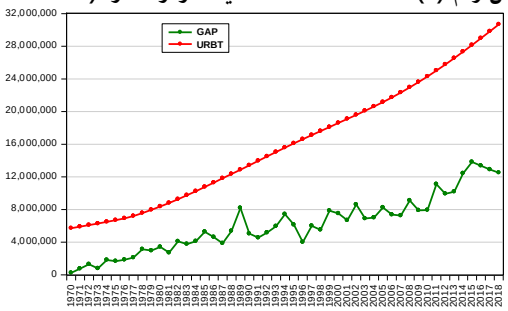
المصدر : اعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات FAO

الشكل رقم (2) : تطور متوسط نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي في الجزائر للفترة (1970-2018)



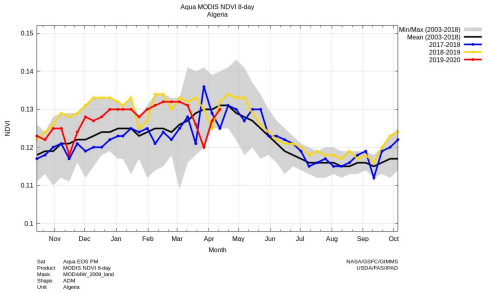
المصدر : إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات البنك الدولي

الشكل رقم (3) : عدد سكان المدن في الجزائر للفترة (1970-2018)



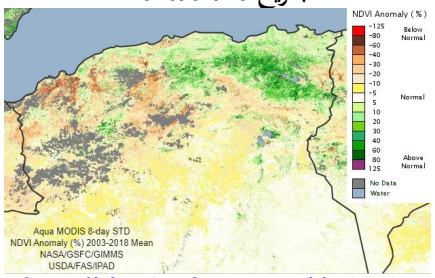
المصدر : إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات البنك الدولي

الشكل (4) : مؤشر الغطاء النباتي للجزائر بتاريخ 2020/04/10



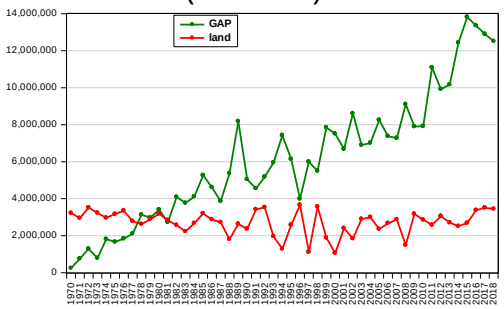
المصدر : إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات NASA/GSFU/GIMMS

الشكل (5): صورة القمر الصناعي لجيوب الغطاء النباتي في الجزائر بتاريخ 2020/04/10



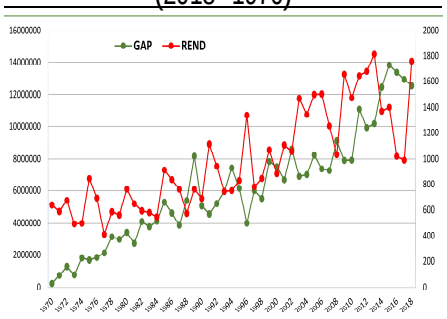
Source :https://glam0.gsfc.nasa.gov/?b=36506a341617a99d32c6ed4f9cd17cda

الشكل رقم (6) : تطور مساحة الأراضي المنتجة للحبوب في الجزائر للفترة (1970-2018)



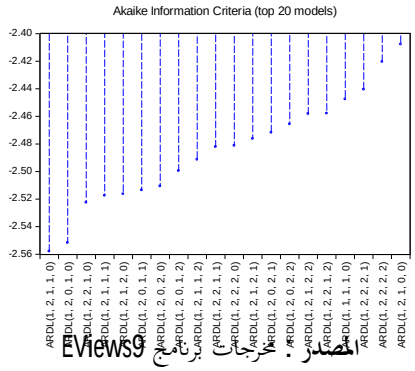
المصدر : إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات البنك الدولي

الشكل رقم (7) : تطور إنتاجية الحبوب في الجزائر للفترة (1970-2018)



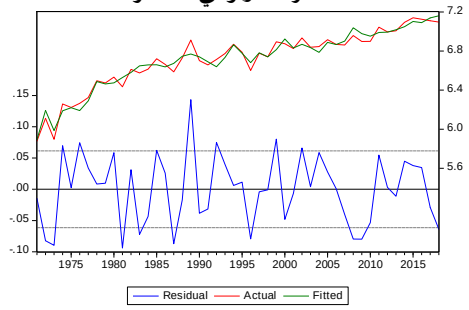
المصدر : إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات البنك الدولي

الشكل رقم (8) : نتائج تحديد درجة الابطاء الزمني المثلى



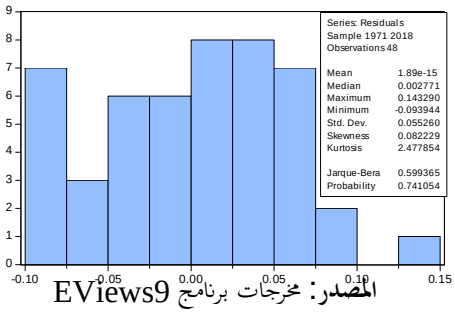
المصدر : مخرجات برنامج EViews9

الشكل رقم (9) : السلسلة الأصلية للناتج الداخلي الخام والسلسلة المقدرة له وبواقي التقدير



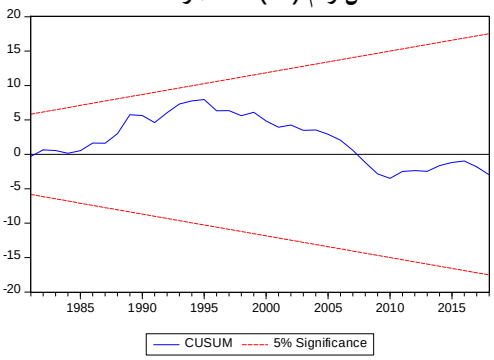
المصدر: مخرجات برنامج EViews9

الشكل رقم (10) : المدرج التكراري لبواقي التقدير



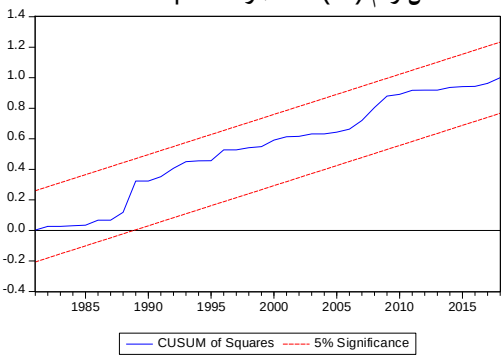
المصدر: مخرجات برنامج EViews9

الشكل رقم (11) : اختبار CUSUM



المصدر: مخرجات برنامج EViews10

الشكل رقم (12) : اختبار CUSUM of Squares



المصدر: مخرجات برنامج EViews10

الجدول رقم (1) : نتائج اختبارات جذر الوحدة باستخدام اختبار PP واختبار ADF

UNIT ROOT TEST RESULTS TABLE (PP)

At Level

		LGAP	LGDPC	LURB	LREND	LLAND
With Constant	t-Statistic	-2.8019	-1.8422	-1.3199	-1.8267	-6.9185
	Prob.	***0.0645***	***0.3567***	***0.6142***	***0.3640***	***0.0000***
		*	n0	n0	n0	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-2.7380	-1.8663	-1.9979	-6.2215	-6.9143
	Prob.	***0.2262***	***0.6583***	***0.5894***	***0.0000***	***0.0000***
		n0	n0	n0	***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	2.1008	2.5325	7.4908	1.1124	0.1135
	Prob.	***0.9908***	***0.9969***	***1.0000***	***0.9292***	***0.7145***
		n0	n0	n0	n0	n0

At First Difference

		d(LGAP)	d(LGDPC)	d(LURB)	d(LREND)	d(LLAND)
With Constant	t-Statistic	-9.1373	-8.8576	-4.0323	-21.9528	-22.2088
	Prob.	***0.0000***	***0.0000***	***0.0026***	***0.0001***	***0.0001***
		***	***	***	***	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-10.9861	-8.9481	-3.8121	-23.2494	-21.5480
	Prob.	***0.0000***	***0.0000***	***0.0234***	***0.0001***	***0.0001***
		***	***	**	***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-8.1477	-8.1458	-2.7483	-13.9085	-22.3999
	Prob.	***0.0000***	***0.0000***	***0.0069***	***0.0000***	***0.0000***
		***	***	***	***	***

UNIT ROOT TEST RESULTS TABLE (ADF)

At Level

		LGAP	LGDPC	LURB	LREND	LLAND
With Constant	t-Statistic	-3.1917	-1.8086	-5.8033	-2.2996	-6.8453
	Prob.	***0.0260***	***0.3726***	***0.0000***	***0.1758***	***0.0000***
		**	n0	***	n0	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-3.0287	-3.8110	1.9452	-6.2439	-6.8588
	Prob.	***0.1340***	***0.0244***	***1.0000***	***0.0000***	***0.0000***
		n0	**	n0	***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	1.7020	2.6127	4.4086	1.5856	0.1718
	Prob.	***0.9773***	***0.9975***	***1.0000***	***0.9709***	***0.7321***
		n0	n0	n0	n0	n0

At First Difference

		d(LGAP)	d(LGDPC)	d(LURB)	d(LREND)	d(LLAND)
With Constant	t-Statistic	-7.7205	-8.9949	-5.4802	-6.8576	-10.7998
	Prob.	***0.0000***	***0.0000***	***0.0000***	***0.0000***	***0.0000***
		***	***	***	***	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-8.1621	-9.0807	-7.7250	-6.7771	-5.3449
	Prob.	***0.0000***	***0.0000***	***0.0000***	***0.0000***	***0.0003***
		***	***	***	***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-8.0964	-8.1337	-2.8717	-7.4113	-10.9011
	Prob.	***0.0000***	***0.0000***	***0.0049***	***0.0000***	***0.0000***
		***	***	***	***	***

المصدر: مخرجات برنامج EViews9

الجدول رقم (2) : نتائج تقدير نموذج ARDL(1,2 ,1,1,0)

Dependent Variable: LGAP
Method: ARDL Date: 05/08/20 Time: 23:32 Sample: 1971 2018
Included observations: 48
Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (2 lags, automatic): LGDPC LURBT LREND LLAND
Fixed regressors: C Number of models evalulated: 81
Selected Model: ARDL(1, 2, 1, 1, 0)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LGAP(-1)	0.121915	0.090296	1.350166	0.1850
LGDPC	1.058949	0.575538	1.839929	0.0736
LGDPC(-1)	-1.641624	0.595766	-2.755486	0.0089
LGDPC(-2)	1.526386	0.610932	2.498456	0.0169
LURBT	10.00406	6.671953	1.499420	0.1420
LURBT(-1)	-8.850852	6.484024	-1.365024	0.1803
LREND	-0.018767	0.117547	-0.159653	0.8740
LREND(-1)	-0.320821	0.113176	-2.834709	0.0073
LLAND	-0.356574	0.088021	-4.051010	0.0002
C	-2.569655	1.006828	-2.552228	0.0148

R-squared	0.966963	Mean dependent var	6.711929
Adjusted R-squared	0.959138	S.D. dependent var	0.304024
S.E. of regression	0.061456	Akaike info criterion	-2.557928
Sum squared resid	0.143522	Schwarz criterion	-2.168094
Log likelihood	71.39026	Hannan-Quinn criter.	-2.410609
F-statistic	123.5799	Durbin-Watson stat	1.930298
Prob(F-statistic)	0.000000		

المصدر: مخرجات برنامج EViews9

الجدول رقم (3) : نتائج اختبار منهج الحدود وفق منهجية ARDL

ARDL Bounds Test
Date: 05/08/20 Time: 23:33
Sample: 1971 2018
Included observations: 48
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	19.82146	4

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.45	3.52
5%	2.86	4.01
2.5%	3.25	4.49
1%	3.74	5.06

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

الجدول رقم (4) : نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (ARDL-UECM)

ARDL Cointegrating And Long Run Form
Dependent Variable: LGAP
Selected Model: ARDL(1, 2, 1, 1, 0)
Date: 05/08/20 Time: 23:33
Sample: 1971 2018
Included observations: 48

Cointegrating Form

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LGDPC)	1.058949	0.575538	1.839929	0.0736
D(LGDPC(-1))	-1.526386	0.610932	-2.498456	0.0169
D(LURBT)	10.004056	6.671953	1.499420	0.1420
D(LREND)	-0.018767	0.117547	-0.159653	0.8740
D(LLAND)	-0.356574	0.088021	-4.051010	0.0002
CointEq(-1)	-0.878085	0.090296	-9.724483	0.0000

Cointeq = LGAP - (1.0747*LGDPC + 1.3133*LURBT -0.3867*LREND - 0.4061*LLAND -2.9264)

Long Run Coefficients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LGDPC	1.074737	0.434423	2.473944	0.0179
LURBT	1.313318	0.189865	6.917097	0.0000
LREND	-0.386737	0.170569	-2.267333	0.0291
LLAND	-0.406081	0.107519	-3.776824	0.0005
C	-2.926431	0.978639	-2.990306	0.0049

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

الجدول رقم (8) : اختبار مدى ملاءمة تحديد أو تصميم النموذج المقدر من حيث الشكل الدالي للنموذج

Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Specification: LGAP LGAP(-1) LGDPC LGDPC(-1) LGDPC(-2) LURBT LURBT(-1) LREND LREND(-1) LLAND C
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.886618	37	0.0671
F-statistic	3.559327	(1, 37)	0.0671

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

الجدول (5): إختبار (BGLM) للإرتباط التسلسلي من الدرجة الأولى للبواقي

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.020629	Prob. F(1,37)	0.8866
Obs*R-squared	0.026747	Prob. Chi-Square(1)	0.8701

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

الجدول (6) : إختبار (BGLM) للإرتباط التسلسلي من الدرجة الثانية للبواقي

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.557040	Prob. F(2,36)	0.5778
Obs*R-squared	1.440850	Prob. Chi-Square(2)	0.4865

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

الجدول رقم (7) : اختبار ARCH-LM للارتباط الذاتي من الدرجة الأولى بين مربعات البواقي

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.039652	Prob. F(1,45)	0.3134
Obs*R-squared	1.061339	Prob. Chi-Square(1)	0.3029

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

- الإحالات والمراجع :

[1] FAO (2002), "World agriculture towards 2015/2030. Summary report, Rome. Italy, p.32, OnLine: http://www.fao.org/3/a-y3557e.pdf (Visited 03/02/2020)

[2] FAO (Mar2020), Crop Prospects and Food Situation - Quarterly Global Report N°.1, Rome . Italy, p.7, OnLine: https://doi.org/10.4060/ca8032en (Visited 07/05/2020)

[3] المنظمة العربية للتنمية الزراعية (2018)، **تقرير أوضاع الأمن الغذائي العربي 2018**، جامعة الدول العربية، ص ذ.

[4] ONS (déc 2019), La Production Agricole Campagnes 2016/2017 et 2017/2018, N°881, p.1, OnLine: http://www.ons.dz/IMG/pdf/E.Production_Agricole2017-2018.pdf (Visited 15/02/2020).

[5] FAO (2020), Country Briefs Algeria, p.1, OnLine: http://www.fao.org/giews/countrybrief/country.jsp?code=DZA (Visited 30/04/2020).

[6] Statista, Principal importing countries of wheat, flour and wheat products from 2014/2015 to 2018/2019, p.1, OnLine: https://www.statista.com/statistics/190435/principle-importing-countries-of-wheat-Óour-and-products/ (Visited 05/03/2020)

[7] مراد ذكي موسي وآخرون (2019)، **التقدير القياسي لأهم العوامل المؤثرة على فجوة القمح في مصر**، مجلة العلوم الزراعية المستدامة، 45(2)، مصر : جامعة كفر الشيخ، ص. ص 91-100.

[8] براهيمي بن حراث حياة وبلبيوض خديجة (2018)، **أثر عدم استقرار أسعار النفط على الفجوة الغذائية في الجزائر – دراسة تحليلية قياسية للفترة (1973-2016)**، المجلة الدولية للدراسات الاقتصادية، العدد 03، برلين : المركز العربي الديموقراطي، ص. ص 103-121.

[9] بوزيدي حافظ أمين (2018)، **دراسة قياسية لكيفية معالجة الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر والمغرب**، (أطروحة دكتوراه علوم في علوم التسيير، غير منشورة)، الجزائر : جامعة محمد خيضر بسكرة، ص. ص 2-225.

[10] أحمد سلامي (2017)، **واقع الفجوة الغذائية للحبوب في الاقتصاد الجزائري مقاربة تحليلية استشرافية في الفترة (1970.2020)**، مجلة أداء المؤسسات الجزائرية، 11(7)، الجزائر : جامعة قاصدي مرباح ورقلة، ص.ص 13-29.

[11] عبد الله علي مضحي وآخرون (2012)، **الاكتفاء الذاتي والعجز الغذائي لمحاصيل الحبوب الرئيسية في بعض الأقطار العربية للمدة 2005-2015**، مجلة العلوم الزراعية العراقية، العدد43، العراق : جامعة بغداد، ص. ص 130-146.

[12] مصطفى محمد السعدني والفت على ملوك (2010)، **الفجوة الغذائية بالوطن العربي**، مجلة العلوم الزراعية والبيئة، 9(2)، مصر : جامعة الاسكندرية، ص.ص 41-68.

[13] منذر محمود الصافي محمد (2008)، **تحليل اتجاه الفجوة الغذائية في السودان في الفترة من 1970 - 2005 بالتركيز على محصول القمح**، (مذكرة ماجستير في الاقتصاد القياسي، غير منشورة)، السودان : جامعة الخرطوم، ص.ص 1-56.

[14] Abdelkader Djermoun (Juin 2009), La production céréalière en Algérie : les principales caractéristiques ; Revue Nature et Technologie. N° 01, pp.45-53., OnLine: http://www.univ-chlef.dz/revuenatec/art_01_05.pdf (Visited 12/02/2020).

[15] أحمد سلامي وعيسى حجاب (2018)، **كيفية تقييم واختبار نماذج الانحدار في القياس الاقتصادي**، مجلة البديل الاقتصادي، 5(1)، الجزائر : جامعة زيان عاشور الجلفة، ص. ص 34-53.

[16] عبد الغفور أحمد (2008)، **نظرة اقتصادية لمشكلة الغذاء في العراق**، دار الهدى للنشر والتوزيع، ص.157.

[17] المعهد العربي للتخطيط (2012)، **الفجوة الغذائية في العالم العربي**، الكويت، ص.2.

[18] عبد القادر رزيق المخادمي (2009)، **الأزمة الغذائية العالمية**، القاهرة : دار الفجر للنشر والتوزيع، ص.216.

[19] عبد الغفور إبراهيم أحمد (2013)، **الأمن الغذائي مفهومه قياسه متطلباته**، عمان : دار آمنة للنشر والتوزيع، ص. 74.

[20] المنظمة العربية للتنمية الزراعية (2018)، **تقرير أوضاع الأمن الغذائي العربي 2018**، جامعة الدول العربية، ص. ص 5-6.

[21] القيمة محسوبة من طرف الباحثين استنادا إلى قاعدة بيانات البنك الدولي وتقرير أوضاع الأمن الغذائي العربي 2018.

[22] Knoema (2020), Algeria - Cereals yield, p.1, OnLine: https://knoema.com/atlas/Algeria/topics/Agriculture/Crops-Production-Yield/Cereals-yield (Visited 20/02/2020)

[23] عابد العبدلي (2007)، **محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ**، مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الإسلامي (32)، مصر : جامعة الأزهر، ص.20.

[24] MELARD Guy(1990) , Méthodes de prévision à court terme, Bruxelles : Edition Ellipses, p.282.

كيفية الإستشهاد بهذا المقال حسب أسلوب APA :

أسماء سلامي، أحمد سلامي (2020)، **دراسة اقتصادية قياسية لأهم محددات الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر للفترة (1971-2018)**، مجلة الباحث، المجلد 20(العدد 01)، الجزائر : جامعة قاصدي مرباح ورقلة، ص.ص 533-549.