الفجوة الغذائية للحبوب وانعكاسها على معدلات الإكتفاء الذاتي في الجزائر

The food gap for cereals and its reflection on rates of self-sufficiency in Algeria

سلامي أسماء [1]، سلامي أحمد [2]

Sellami Asma [1], Sellami Ahmed [2]

[1] جامعة ورقلة (الجزائر)، مخبر بحث LAQSEF، sellami.asma@univ-ouargla.dz

[2] جامعة ورقلة (الجزائر)، مخبر بحث LAQSEF، sellami.ahmed@univ-ouargla.dz

تاريخ الاستلام: 2020/03/01 تاريخ القبول: 2020/10/05 تاريخ النشر 2020/10/18

ملخص:

تبحث هذه الدراسة في أثر الفجوة الغذائية للحبوب على تقلبات معدلات الإكتفاء الذاتي في الجزائر على المديين القصير والطويل، باستخدام نموذج (ARDL)للفترة (1970 – 2017). تشير النتائج إلى التأثيرات الهامة على المديين القصير والطويل للفجوة الغذائية للحبوب على الإكتفاء الذاتي، كما تكشف النتائج عن تفاقم في الفجوة الغذائية للحبوب مع تهاوي معدلات الاكتفاء الذاتي منها، حيث أن كل اتساع في حجم الفجوة الغذائية بنسبة 1% سوف يعقبه هبوط في معدل الاكتفاء الذاتي بواقع 0.4125%، مع وجود علاقة ارتباطية قوية وسلبية بينهما بنحو (-71%)، ما يجيز بالقول أن الأمن الغذائي للجزائر مازال حلما لم يتحقق حتى الآن، ويتطلب تحقيقه اتخاذ جملة من الإجراءات لإزالة العوائق التي تكبح مسار التنمية الزراعية.

في هذا السياق، توصي الدراسة بلزوم منح القطاع الزراعي الدور الريادي في البرامج الاستثمارية الحكومية، وإعطاء الأولوية لتحسين وتكثيف إنتاج الحبوب، وذلك بالعمل على توسيع المساحات المزروعة سنويا من محاصيل الحبوب، خصوصا في الهضاب العليا وفي المناطق الصحراوية.

كلمات مفتاحية: فجوة غذائية للحبوب، اكتفاء ذاتي، نموذج ARDL

تصنيفات JEL: C13، C51، Q17

المؤلف المرسل: أحمد سلامي، **الإيميل**: sellami.ahmed.78@gmail.com

Abstract:

This study examines the effect of the food gap for cereals in fluctuations in self-sufficiency rates in Algeria, using the ARDL model in the period (1970-2017). The results indicate the significant effects of the food gap for cereals on self-sufficiency. also, an increase in the food gap with declining rates of self-sufficiency, as each widening of 1% of the food gap will be followed by a drop in the rate of self-sufficiency to 0.4125%, with a strong and negative correlation between them (71%), which allows affirm that food security in Algeria is not yet been realized, and its achievement requires taking a certain of measures to remove the obstacles that hinder the path of agricultural development.

In this context, the study recommends giving the agricultural sector a leading role by working to expand the annual cultivated areas of cereals, in particular in the High plateausand in the desert areas.

Keywords: food gap for cereals; self-sufficiency; ARDL model.

JEL Classification Codes:C13, C51, Q17.

1.مقدمة:

تعتبر الحبوب من أهم مجاميع المحاصيل النباتية، بالنظر لأهميتها في توفير الأمن الغذائي للسكان. 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. وتُعد 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(FAO, 2003, p. 64). وقد بلغ الإنتاج العالمي للحبوب في عام 2019 مستوى قياسيا قدره 2714 مليون طن أي بارتفاع قدره 2.3 في المائة (61.7 ملايين طن) عما كان عليه في عام 2018(FAO, 2020, p. 7).

أما في الجزائر فتميز عام 2019/2018بإنتاج كبير بلغت قيمته 60.57 مليون قنطار من الحبوب بجميع الفئات مجتمعة، بزيادة قدرها 75 %عن عام 2018/2017 (أكثرمن 25 مليونقنطار)(ONS, 2019, p. 1). لكن حتى في سنوات الإنتاج المحلي الوفير، تعتمد الجزائر اعتمادًا كبيرًا على واردات الحبوب، وخاصة القمح ؛ففي السنوات الخمس الماضية، استوردت الجزائر حوالي 8 ملايين طن من القمح سنويا، وهو ما يمثل حوالي 70 % من استخدامها المحلي(FAO, 2019). 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 الى نحو 7 مليون طن (STATISTA, 2020).وهو ما أدى إلى أن تعاني الجزائر من فجوة غذائية كبيرة في الإمدادات 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 هذه النسبة حوالي 20% فقط.

- **إشكالية الدراسة**:استشعارا بأهمية قياس تأثير حجم الفجوة الغذائية للحبوب على مستويات الاكتفاء الذاتي في الجزائر، تتبلور الإشكالية الرئيسية التي نسعى لمعالجتها في السؤال الرئيسي التالي :

كيف تؤثر الفجوة الغذائية للحبوب في تقلبات معدل الاكتفاء الذاتي في الجزائر خلال الفترة (1970–2017)؟

- **فرضيات الدراسة**:تأسيسا على ما تقدم، اعتمدنا الفرضية التالية:

تؤثر الفجوة الغذائية للحبوب تأثيرا سلبيا حادا على معدلات الاكتفاء الذاتي في الجزائر

- **أهداف الدراسة**:تسعى هذه الدراسة إلى الإجابة على السؤال الوارد بصفة أساسية في الإشكالية، واختبار مدى صحة الفرضية المتبناة، وهي باختصار تتمثل في قياس مدى تأثير حجم الفجوة الغذائية للحبوب على معدلات الاكتفاء الذاتي على المديين القصير والطويل باتباع منهجية ARDL.
- **منهج الدراسة**:للإجابة على الإشكالية المطروحة سنستخدم المنهج الوصفي التحليلي علاوة على المنهج الإحصائي الوصفي، بالاستعانة بالبرنامج الاحصائي Eviews. وستعتمد الدراسة على قاعدة البيانات الإحصائية لمنظمة الأغذية والزراعة للأمم المتحدة (FAOSTAT).
- **مخطط الدراسة**:قصد المعالجة المنهجية لموضوع الإشكالية سيتم تقسيم الدراسة إلى ثلاثة أقسام:

القسم الأول: ينصب على استعراض بعض الدراسات السابقة التي تناولت الموضوع ؛

القسم الثاني: خُصص لإبراز واقع الفجوة الغذائية من الحبوب وتطور معدلات الاكتفاء الذاتي ؛

القسم الثالث: كرس للدراسة القياسية، وتختتم الورقة البحثية باستنتاجات وتوصيات.

2. الدراسات السابقة:

يمكن تلخيص أهم الدراسات السابقة التي تناولت الموضوع فيما يلي:

1.2.دراسة(بوزيدي، حافظ أمين، 2018)، هدفت هذه الدراسة إلى تحليل اتجاهات الفجوة الغذائية لمحاصيل الحبوب لكل من الجزائر والمغرب، وتم استخدام تقنية التحليل الطيفي. وقد أشارت النتائج إلى أن الفجوة الغذائية لمختلف أنواع الحبوب سوف تتسع بالنسبة للدولتين عند أفق 2019.

2.2.دراسة(سلامي، أحمد، 2017)، اهتمت الدراسة بتحليل اتجاه الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر، إضافة إلى نمذجتها والتنبؤ بمستوياتها عند أفق2020، باستخدام منهجية "بوكس-جينكينز". توقعت الدراسة أن تتفاقم الفجوة الغذائية للحبوب خلال الفترة 2015-2020.

3.2.دراسة (عبد الله، علي مضحي، 2012)، هدفت الدراسة إلى تقييم حالة الاكتفاء الذاتي من محاصيل الحبوب الرئيسة في بعض الاقطار العربية، حيث بينت النتائج أن معدل نمو انتاج محاصيل الحبوب كان متدنيا جدا، وأن مستويات الأمن الغذائي فيها متفاوتة. وأوصت الدراسة بالاعتماد على حساب الفجوة الحقيقية وليس الغذائية للحصول على انطباع حقيقي عن الوضع التغذوي للمواطن.

4.2.دراسة (غربي، فوزية، 2008)، تمحورت إشكالية الدراسة حول قدرة الزراع الجزائرية على تحقيق الاكتفاء الذاتي النسبي في المواد ذات الاستهلاك الواسع، وخلصت إلى أن القطاع الزراعي يبقى غير مستقر، ويعرف حالة من التذبذب في مستويات الإنتاج؛ بحيث يعجز عن تلبية الطلب المحلي، إلا باللجوء للخارج، وذلك باستيراد ما يعادل 75%من الاحتياجات المحلية.

5.2.دراسة (بن ناصر، عيسى ، 2005)، حاولت الدراسة البحث في مشكلة الغذاء في الجزائر، وخلصت إلى أن الجزائر تواجه مشكلة غذائية حادة تتحدد ملامحها في تزايد الاعتماد على الخارج لتغطية الاحتياجات الغذائية بسبب قصور الإنتاج الزراعي الوطني عن مواجهة تطور الاستهلاك الغذائي للسكان، وكذلك ارتفاع نسبة عدد السكان الفقراء الذين يعانون من نقص الغذاء وسوء التغذية.

6.2.دراسة(HOUICHITI, Rachid, 2014)، هدفت الدراسة إلى تقييم حالة الأمن الغذائي في منطقة غرداية، بما في ذلك احتياجاتها من المنتجات الغذائية والإنتاج المحليمن خلال تحليل معدلات الاكتفاء الذاتي، وقد أشارت نتائج الدراسة إلى أن منطقة غرداية تتميز بزيادة الاعتماد على الإمدادات. وفي الواقع، لا تنتج هذه المنطقة سوى نحو 5% من احتياجاتها من الحبوب.

7.2.دراسة(DJERMOUN, Abdelkader, 2009)، قدمت هذه الدراسة تقريراً عن حالة إنتاج الحبوب في الجزائر، وأشارت 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، فلا يزال يعتمد إنتاج الحبوب بدرجة كبيرة على الظروف المناخية المتقلبة.

من خلال الدراسات السابقة تبرز مساهمة الدراسة الحالية، والمتمثلة في قياس مدى تأثير حجم الفجوة الغذائية للحبوب على تقلبات معدلات الاكتفاء الذاتي منها في الجزائر.

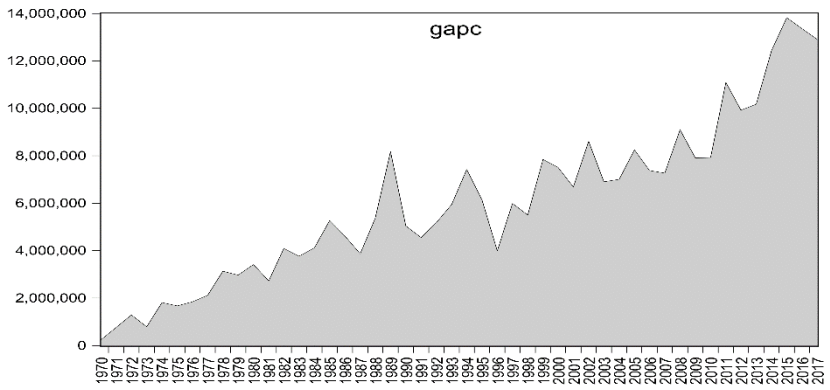
3. تطور الفجوة الغذائية ومعدلات الاكتفاء الذاتي للحبوب في الجزائر للفترة (1970-2017):

1.3. تطور الفجوة الغذائية من شعبة الحبوب خلال الفترة (1970-2017):

تُعبر الفجوة الغذائية عن 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(عبد

الغفور، أحمد، 2008، صفحة 157) ؛ أي أنها صافي الواردات من السلع الغذائية الرئيسية، أي الفرق بين الكميات المنتجة محليا ومجمل الكميات اللازمة للاستهلاك المحلي(المعهد العربي للتخطيط، صفحة 2). ويتم تأمين مقدار العجز عن طريق الإستيراد (عبد القادر، رزيق المخادمي، 2009، صفحة 216).بالرجوع إلى بيانات الشكل (1)، يتضح أن الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر خلال الفترة (1970-2017) قد سجلت أقل قيمة بـ243444 طن في سنة 1970 وأعلى قيمة 13823335 طن في سنة 2015، بمتوسط بلغ 5997257طن سنويا وبانحراف معياري 3424483 طن، وبالتالي فإن درجة التقلب بلغت نحو 57.10% التي تؤشر على تذبذب في قيم هذه المتغيرة، كما أنها تسلك مسارا يؤول إلى الزيادة،فالجزائر تعاني من فجوة غذائية حادة، بدأت معالمها تظهر منذ أوائل السبعينيات،وهي في تزايد متواصل منذ ذلك الحين، وهو ما تسبب في درجة كبيرة من التبعية الغذائية للخارج، نظرا لعدم قدرة العرض المحلي على الإستجابة للطلب بسبب ضعف المرونة الإنتاجية، حيث بلغ متوسط واردات الحبوب خلال الفترة (1970-2017) ما قيمته 6003391 طن سنويا. في المقابل عرفت صادرات الحبوب انخفاضا حادا،حيث بلغ متوسط صادرات الحبوب خلال الفترة (1970-2017) ما قيمته 6134 طن سنويا. وهو ما أدى إلى أن تكون نسبة تغطية قيمة الصادرات للواردات من الحبوب ضعيفة جدا،حيث بلغت النسبة نحو 0.10%، لذلك أصبح تمويل استيراد الحبوب يستنزف جزءاً لا يستهان به من الدخل الوطني.

الشكل (1) : تطور حجم الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر خلال الفترة (1970-2017)

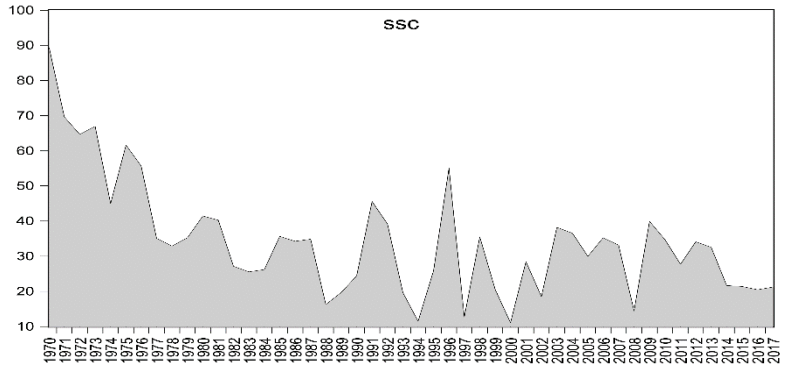


المصدر :اعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات FAO

2.3. تطور معدلات الاكتفاء الذاتي من شعبة الحبوبخلال الفترة (1970-2017):

تعطي معدلات الاكتفاء الذاتي الغذائي انطباعا أكثر واقعية عن حالةالغذاءعلى المستوى الوطني، فهي تعكس قدرة الانتاج على مواجهة متطلبات الاستهلاك(عبد الله، علي مضحي، 2012، صفحة 132). ويشكل تدهور معدلات الاكتفاء الذاتي خطرا على الأمن الغذائي الذي يمثل أحد المكونات الأساسية للأمن الوطني من منظوره الاقتصادي، فالأمن الغذائي الذي يعني قدرة المجتمع على تأمين احتياجاته الاستهلاكية من السلع الغذائية الأساسية بإنتاجها محليا أو باستيرادها من الخارجليس هو تحقيق الاكتفاء الذاتي الذي غالبا ما يعني إنتاج كافة الاحتياجات الغذائية الأساسية محليا، وإنما يتعداه إلى تأمين مصادر الحصول على الغذاء محليا أو/ ودوليا(المصطفى، ولد سيدي محمد، 2020) وبالرجوع إلى بيانات الشكل (2)، يتضح أن معدلات الاكتفاء الذاتي من الحبوب في الجزائر خلال الفترة (1970-2017) قد سجلت أقل معدل بـ 11.06%في سنة 2000 وأعلى معدل 89.42 % في سنة 1970، بمتوسط بلغ 34.30% سنويا وبانحراف معياري 16.37%، وبالتالي فإن درجة التقلب بلغت نحو 47.72% التي تؤشر على تذبذب في قيم هذه المتغيرة، كما أنها تسلك مسارا يؤول إلى النقصان ؛ فقد تدهورتمعدلات الاكتفاء الذاتي في الجزائرومالت إلى الانحسار الشديد منذ بداية السبعينات، وصارت في السنوات الأخيرة شديدة التدني حيث بلغت 21.23%فقط عام 2017، وترتب على ذلك أن اعتبرت الجزائر من أكثر الدول استيرادا للحبوب في العالم.

الشكل (2) : تطور معدلات الاكتفاء الذاتي من الحبوب في الجزائر خلال الفترة (1970-2017)



المصدر :اعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات FAO

4. الدراسة القياسية:

نهدف في هذا الجزء من الدراسة إلى فحص استقرارية السلاسل الزمنية وتقديم النموذج والكشف عن وجود تكامل مشترك باستخدام منهج الحدود في اطار نموذج (ARDL).

1.4. نموذج الدراسة: يدرس النموذج تأثير الفجوة الغذائية للحبوب على تقلبات معدل الاكتفاء الذاتي منها، و يمكن التعبير عن ذلك بالمعادلة التالية : $\log ssc = f\left(\log gapc\right)$.....(1)

حيث : ssc : معدل الاكتفاء الذاتي من الحبوب ؛ $gapc$: الفجوة الغذائية للحبوب بالطن المتري.

من خلال وضع المعادلة المستهدفة (المعادلة (1)) في صيغة نموذج الخطأ غير المقيد للانحدار الذاتي ذي الإبطاء الموزع (ARDL)وفق المعادلة التالية :

$$\Delta \log ssc = \mathbf{c}_0 + \mathbf{c}_1\mathbf{t} + \boldsymbol{\beta}_0 \log ssc_{\mathbf{t-1}} + \boldsymbol{\beta}_1 \log gapc_{\mathbf{t-1}}$$
$$+ \sum_{\mathbf{i=1}}^{\mathbf{p=m}} \boldsymbol{\varphi}_\mathbf{i} \Delta \log ssc_{\mathbf{i-p}} + \sum_{\mathbf{j=0}}^{\mathbf{q=n}} \boldsymbol{\delta}_\mathbf{j} \Delta \log gapc_{\mathbf{j-q}} + \mathbf{u}_\mathbf{t} \ \ldots\ldots\ldots(2)$$

حيث: c_0 : الحد الثابت؛ t : الاتجاه العام ؛ c_1 : معامل الاتجاه العام ؛ $\boldsymbol{\beta}_0$ و $\boldsymbol{\beta}_1$: معاملات المدى الطويل ؛ $\boldsymbol{\varphi}_\mathbf{i}$ و $\boldsymbol{\delta}_\mathbf{j}$: معاملات المدى القصير ؛ $\mathbf{u}_\mathbf{t}$: البواقي. تحتوي المعادلة على **منطقتين** هما :

$\mathbf{c}_0 + \mathbf{c}_1\mathbf{t} + \boldsymbol{\beta}_0 \log ssc_{\mathbf{t-1}} + \boldsymbol{\beta}_1 \log gapc_{\mathbf{t-1}}$: تمثل منطقة الأجل الطويل.

$\sum_{\mathbf{i=1}}^{\mathbf{p=m}} \boldsymbol{\varphi}_\mathbf{i} \Delta \log ssc_{\mathbf{i-p}} + \sum_{\mathbf{j=0}}^{\mathbf{q=n}} \boldsymbol{\delta}_\mathbf{j} \Delta \log gapc_{\mathbf{j-q}}$: تمثل منطقة الأجل القصير.

لاختبار فرضية العدم القائلة بغياب علاقة تكامل مشترك بين المتغير التابع والمتغيرات المفسرة في المعادلة (2)، نقوم بحساب إحصائية F من خلال اختبار (Wald test) لفرض العدم القائل بأن: $\beta_0 = 0,\ \beta_1 = 0$ مقابل الفرض البديل بوجود علاقة تكامل مشترك بين مستويات متغيرات النموذج، حيث تنص الفرضية البديلة على أن: $\beta_0 \neq 0,\ \beta_1 \neq 0$. فإذا كانت قيمة إحصاء F المحسوبة أكبر من الحد الأعلى للقيمة الحرجة، نرفض فرض العدم (أي توجد علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين)، وهنا نستخدم أسلوب (ARDL) لتقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM). أما إذا كانت قيمة إحصاء F المحسوبة أقل من الحد الأدنى فيتم فرض العدم.

2.4. النتائج التطبيقية:

1) 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 ورغم تعدد هذه الاختبارات، إلا أننا اعتمدنا في هذه الدراسة على اختباري ديكي فولر الموسع (ADF)بدرجة تأخير 2، علاوة على اختبار فيليبسبيرون(PP)، وهذا لاختبار فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة؛ مع أن اختبار PPيمتاز 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(العبدلي، 2007، صفحة 20)الذي تُعد نتائجه دقيقة في حالة العينات الصغيرة.النتائج معروضة في الجدول (1).

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

نتائج اختبار ADF

UNIT ROOT TEST RESULTS TABLE (ADF)
Null Hypothesis: the variable has a unit root

		LOGGAPC	LOGSSC
At Level			
With Constant	t-Statistic	-3.2270	-4.7497
	Prob.	*0.0248*	*0.0003*
		**	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-6.2720	-5.4936
	Prob.	*0.0000*	*0.0002*
		***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	2.8633	-1.3994
	Prob.	*0.9986*	*0.1481*
		n0	n0
At First Difference		d(LOGGAP	d(LOGSSC)
With Constant	t-Statistic	-5.1323	-6.6788
	Prob.	*0.0001*	*0.0000*
		***	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-5.3348	-6.7356
	Prob.	*0.0004*	*0.0000*
		***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-8.2408	-6.5334
	Prob.	*0.0000*	*0.0000*
		***	***

نتائج اختبار PP

UNIT ROOT TEST RESULTS TABLE (PP)
Null Hypothesis: the variable has a unit root

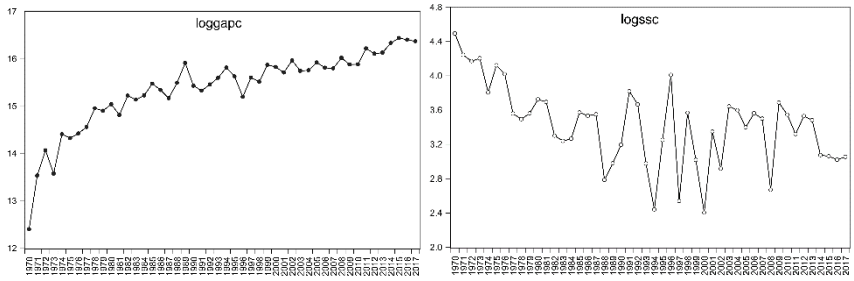
		LOGGAPC	LOGSSC
At Level			
With Constant	t-Statistic	-4.6313	-4.6836
	Prob.	*0.0005*	*0.0004*
		***	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-6.5762	-5.4534
	Prob.	*0.0000*	*0.0002*
		***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	2.1634	-1.2239
	Prob.	*0.9918*	*0.1996*
		n0	n0
At First Difference		d(LOGGAP	d(LOGSSC)
With Constant	t-Statistic	-11.4070	-25.4020
	Prob.	*0.0000*	*0.0001*
		***	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-12.1517	-34.3270
	Prob.	*0.0000*	*0.0000*
		***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-9.8103	-16.0850
	Prob.	*0.0000*	*0.0000*
		***	***

Notes:
a: (*)Significant at the 10%; (**)Significant at the 5%; (***) Significant at the 1% and (no) Not Significant
b: Lag Length based on SIC
c: Probability based on MacKinnon (1996) one-sided p-values.

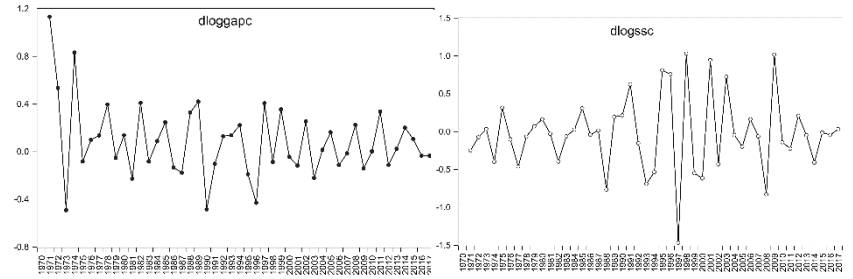
المصدر: اعداد الباحثين اعتمادا على مخرجات برنامج EViews10

يظهر من الجدول (1) أن المتغيرينloggapcوlogsscمستقرين في الفرق الأول، أي ليس لهما درجة تكامل أكبر من الواحد، وعليه، يمكننا استخدام منهجية ARDL في البحث عن مدى وجود علاقة توازنية بين متغيرتي النموذج. كما يمكننا من خلال النظرة العامة للشكل(3) تعزيز النتائج المتوصل إليها سابقا، حيث يتبين أن متغيرتي النموذج ليستا مستقرتين في المستوى، ولكن باجراء الفروق الأولى أصبحتا مستقرتين، ذلك أن "السلسلة تكون مستقرة إذا تذبذبت حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن"(Guy, MELARD, 1990, p. 282).حيث نلاحظ أنهما تأخذان شكلا أفقيا موازيا لمحور الفواصل، الأمر الذي يدلل على خلوهما من جذر وحدوي.

الشكل (3) عدم استقرار السلاسل الزمنية في المستوى



استقرار السلاسل الزمنية في الفروق الأولى

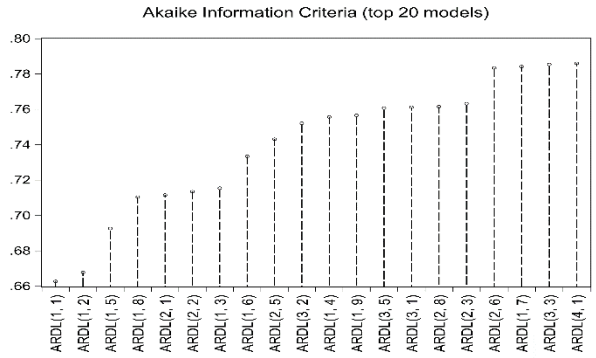


المصدر: مخرجات برنامج Eviews09

2) تحديد درجة الابطاء المثلى للنموذج:

بعد التأكّد من أن السلاسل الزمنية غير متكاملة من الرتبة 2، فإنه يتعين الآن تقدير النموذج، لكن قبل ذلك لابد من تحديد طول فترات الإبطاء المثلى (n)، وهنا يتم اختبار توافيق المتغيرات الداخلة في النموذج. لهذا الغرض سنستخدم معيار (AIC) حيث يتم اختيار طول الفترة التي تدني قيمة هذا المعيار، وهذا في إطار النموذج العام لـ ARDL. بتقدير النموذج باستخدام برنامج Eviews تم تحديد أقصى عدد فترات الإبطاء أوتوماتيكيا (9ابطاءات)، وأشارت النتائج وفقا لمعيارAIC إلى أن النموذج الأمثل هو نموذج ARDL(1,1)، حيث تم اختياره من بين 90 نموذجا خضع للتقييم.

الشكل (4): نتائج تحديد درجة الابطاء الزمني المثلى



المصدر : مخرجات برنامج EViews9

3) تقدير النموذج: بعد تحديد عدد فترات الإبطاء المثلى تم تقدير نموذج الـARDLالقاعدي، حيث تحصلنا على النتائج المدونة على الجدول (2).

الجدول (2): نتائج تقدير نموذج ARDL(1.1)

Dependent Variable: LOGSSC
Method: ARDL
Date: 02/27/20 Time: 15:54
Sample (adjusted): 1971 2017
Included observations: 47 after adjustments
Maximum dependent lags: 9 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (9 lags, automatic): LOGGAPC
Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 90
Selected Model: ARDL(1, 1)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGSSC(-1)	0.121644	0.146110	0.832553	0.4097
LOGGAPC	-0.792416	0.188184	-4.210859	0.0001
LOGGAPC(-1)	0.379848	0.179418	2.117116	0.0401
C	9.389641	1.724570	5.444626	0.0000

R-squared	0.505410	Mean dependent var	3.407400
Adjusted R-squared	0.470904	S.D. dependent var	0.446000
S.E. of regression	0.324416	Akaike info criterion	0.667684
Sum squared resid	4.525563	Schwarz criterion	0.825144
Log likelihood	-11.69058	Hannan-Quinn criter.	0.726937
F-statistic	14.64691	Durbin-Watson stat	1.938102
Prob(F-statistic)	0.000001		

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 9

4) اختبار التكامل المشترك باستخدام منهجية اختبار الحدود The Bounds Test Approach:

بعد تقدير معالم النموذج ARDL(1.1)لابد من التحقق من إمكانية وجود علاقة توازنية على المدى الطويل. يوضح الجدول (3) نتائج الاختبار، حيث جاءت قيمة F-statistic المحسوبة مساوية لـ (18.78147) 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 ومعدلات الاكتفاء الذاتي منها في الجزائر، وهو ما يوحيب استقرار العلاقة الاقتصادية بينهما في الأجل الطويل، وبالتالي فإنهما لا يبتعدان عن بعضهما البعض في الأجل الطويل، بل سيتحركان بشكل متقارب.

الجدول (3) : نتائج اختبار منهج الحدود لوجود علاقة طويلة الأجل

ARDL Bounds Test
Date: 02/27/20 Time: 15:59
Sample: 1971 2017
Included observations: 47
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	18.78147	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	4.04	4.78
5%	4.94	5.73
2.5%	5.77	6.68
1%	6.84	7.84

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

5) تقدير معلمات الأجل القصير والطويل :

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 لمعيارBayesian criterion Akaike، حيث ظهرت المعلمات المقدرة كما في الجدول (4).

الجدول (4) : نموذج تصحيح الخطأغير المقيد (ARDL-UECM)

ARDL Cointegrating And Long Run Form
Dependent Variable: LOGSSC
Selected Model: ARDL(1, 1)
Date: 02/27/20 Time: 16:01
Sample: 1970 2017
Included observations: 47

Cointegrating Form

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGGAPC)	-0.792416	0.188184	-4.210859	0.0001
CointEq(-1)	-0.878356	0.146110	-6.011604	0.0000

Cointeq = LOGSSC - (-0.4697*LOGGAPC + 10.6900)

Long Run Coefficients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGGAPC	-0.469705	0.081351	-5.773842	0.0000
C	10.690021	1.261432	8.474515	0.0000

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

من الجدول (4) يمكن استخراج معادلة التكامل المشترك كما يلي :

$$D(LOGSSC) = -0.7924 * D(LOGGAPC) - 0.878355720435 * (LOGSSC + 0.46970533 * LOGGAPC(-1) - 10.69002124)$$

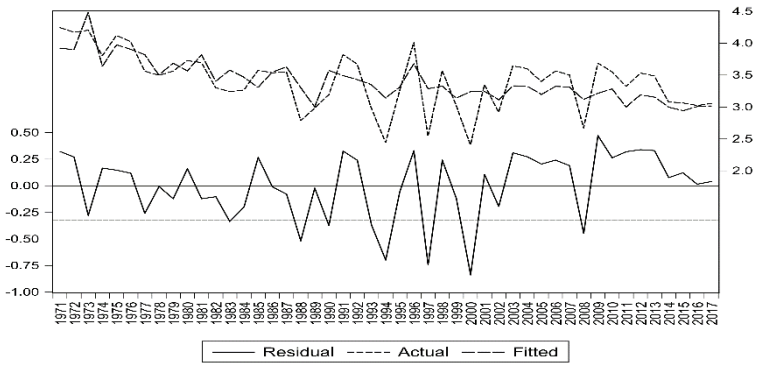
$$D(LOGSSC) = \mathbf{9.3896 - 0.8783\ LOGSSC - 0.4125 * LOGGAPC(-1)} - 0.7924 * D(LOGGAPC)$$

من خلال العلاقة طويلة المدى (الخط الثخين) يمكن تحديد مدى استجابة التقلبات في معدلات الاكتفاء الذاتي للتغيير في حجم الفجوة الغذائية للحبوب، حيث يتبين من النتائج أن العلاقة عكسية بين المتغيرين (الإشارة سالبة)، كما أنها معنوية احصائيا بدرجة عالية عند 1% ؛ ما يعني التأثير السلبي لحجم الفجوة الغذائية للحبوب على معدلات الاكتفاء الذاتي في الجزائر، وهذا ما يتوافق مع النظرية الاقتصادية ؛ فزيادة حجم الفجوة الغذائية للحبوب بقيمة ثابتة قدرها 1% سيتبعها انخفاض في معدلات الاكتفاء الذاتي بمقدار قدره 0.4125% ؛ كما جاءت معلمات النموذج المقدرة معنوية عند مستوى 1%. كما يتبين على ضوء نتائج نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (ARDL-UECM) المدرجة في الجدول (4) 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 المدى بين متغيرات النموذج المقدر. وتشير قيمة معامل تصحيح الخطأ إلى أن حوالي 87.83%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، وفي فترات إبطاء زمنية مختلفة، إضافة إلى الثابت، باستثناء معلمة المتغير التابع المبطأ بفترة واحدة، وهذا يتوافق كثيرا مع الواقع ؛ حيث الكثير من الظواهر الاقتصادية لا تستجيب مباشرة لمحدداتها وإنما نتيجة تراكمات تاريخية. كما تشير النتائج إلى أن المتغيرات المستقلة تتمتع جميعها بالمعنوية الاحصائية الفردية (وفقا لاختبار ستيودنت، ذلك أن : $|t_c| > t_{43.0.025} = 1.681071$ عند مستوى معنوية 5%، وكذلك الاحتمال الحرج ($prob < 0.05$)وهذا باستثناء معلمة المتغير التابع المبطأ بفترة واحدة. كما توفرت المعنوية الاحصائية الكلية، ذلك أن: $F_c = 14.64 > F_{0.05,(4,43)} = 2,58884$ ، كما أن ($prob < 0.05$)، وعليه نرفض الفرض العدمي، وهو ما

يعني أن هناك واحدا على الأقل من معاملات الانحدار يختلف عن الصفر، ومنه توجد علاقة بين التغير في معدلات الاكتفاء الذاتي والمتغيرات المستقلة الداخلة في تكوين هذا النموذج).

كما أن معامل التحديد المصحح $R^2 = 0.50$ يعتبر مقبولا لتفسير النموذج بنسبة50% بالنظر لاحتواء النموذج على متغير مستقل فريد، وتُعد قيمة ديربن واتسون DW التي تساوي 1.93بعيدة عن مشكل الارتباط الذاتي للأخطاء من الدرجة الأولى، على اعتبار أن dL = 1,3989 و dU =1,6692 ، وعليه فقيمة DW تقع في منطقة غياب الارتباط الذاتي للأخطاء، على أن استعمال نتيجة اختبار ARCH-LMيكون أفضل في مثل هكذا حالة نتيجة المتغيرات المبطأة الداخلة في تكوين النموذج. إن المعنوية الجيدة لكل معالم النموذج المقدر باستثناء متغيرة واحدة فقط والمعبرة عن المتغير التابع مبطأ بفترة واحدة، مع إيجاد قيم الإحتمالات الحرجة أقل من 0.05، بالإضافة إلى نسبة معامل التحديد الذي يُعد مقبولا، 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 (5)، التشابه الكبير الظاهر في سلوك ومسار منحنيي السلسلة الأصلية والسلسة المقدرة.

الشكل (5) : السلسلة الأصلية والسلسلة المقدرة له وبواقي التقدير



المصدر : مخرجات برنامج EViews9

6) الاختبارات التشخيصية:

– إختبار مضروب لاكرانج للإرتباط التسلسلي من الدرجة الأولى بين البواقي (BGLM):

من الجدول (5) نلاحظ أن الاحتمال الحرج لفيشر يساوي 68.38%، إذن نقبل الفرضية H_0 عند مستوى معنوية 5%، ولتأكيد ذلك نجري الاختبار. لدينا إحصاءة LM حيث :

$$LM = nR^2 = 0.187491 < \chi^2_{0.05}(1) = 3,841$$

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

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

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.168216	Prob. F(1,42)	0.6838
Obs*R-squared	0.187491	Prob. Chi-Square(1)	0.6650

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

– إختبار مضروب لاكرانج للإرتباط التسلسلي من الدرجة الثانية بين البواقي (BGLM):

من الجدول (6) نلاحظ أن الاحتمال الحرج لفيشر يساوي 89.83%، إذن نقبل الفرضية H_0 عند مستوى معنوية 5%، ولتأكيد ذلك نجري الاختبار. لدينا إحصاءة LM حيث :

$$LM = nR^2 = 0.245203 < \chi^2_{0.05}(2) = 5.99$$

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

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

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.107511	Prob. F(2,41)	0.8983
Obs*R-squared	0.245203	Prob. Chi-Square(2)	0.8846

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

– إختبار عدم ثبات التباين المشروط بالإنحدار 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 (7).

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

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.295412	Prob. F(1,44)	0.5895
Obs*R-squared	0.306780	Prob. Chi-Square(1)	0.5797

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

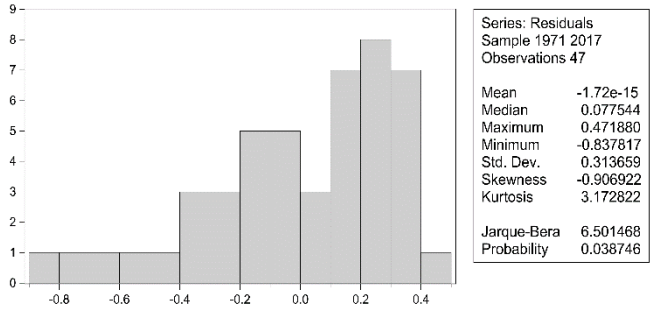
بالنسبة لاختبار فيشر، لدينا : $F^* = 0.295412 < F_{1;44}^{0,05} = 4.061$ ، ولدينا إحصاءة مضاعف لاغرنج : $LM = nR^2 = 0.306780 < \chi^2_{0,05}(1) = 3,841$ ، وما يدعم النتيجتين السابقتين الاحتمال الحرج لكل من اختبار فيشر واختبار مضاعف لاغرنج، حيث تساوي الأولى 58.95% أما الثانية 57.97% وهما أكبر من 5%، وهذا يستلزم قبول H_0 ، أي أن التباين الشرطي للبواقي متجانس.

– إختبار التوزيع الطبيعي للبواقي(JB) :

يمكننا دراسة توزيع سلسلة البواقي، وذلك باختبار التوزيع الطبيعي الذي يعتمد على إحصائية Jarque-Bera، وتُحسب هذه الإحصائية كالتالي: $J.B = \frac{T-K}{6}\left[S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2\right] = 6.50 > \chi^2_{0.05}(2) = 5.99$

وبما أن إحصائية JBتساوي 6.50 وهي أكبر من قيمة $\chi^2_{0.05}(2) = 5.99$ ، فإننا لا نستطيع قبول الفرضية الأساسية القائلة بأن البواقي تتوزع توزيعا طبيعيا وهذا عند مستوى 5%.لكن عند مستوى معنوية 1% نقبل فرضية التوزع الطبيعي للبواقي على اعتبار أن $\chi^2_{0.01}(2) = 9.2103 > 6.50$ ، ونود الإشارة هنا إلى أن التقيد بشرط توفر اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي بشكل عام يبقى مرتبطا بحجم العينة، إذ يعتبر شرطا ضروريا في حالة العينات الصغيرة، أين يكون حجم العينة أقل من 30، أما في حالة العينات الكبيرة فيمكن التخلي عنه، وذلك لأنه وفقا لنظرية النهاية المركزية نجد أن التوزيعات الاحتمالية تؤول إلى التوزيع الطبيعي في حالة العينات الكبيرة.

الشكل (6) : المدرج التكراري لبواقي التقدير



المصدر : مخرجات برنامج EViews9

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

بناء على أن احصاءة فيشر $F = 0.150668$ والقيمة الاحتمالية p-valueتساوي0.6999 فإننا نقبل الفرضية الأساسية القائلة بعدم وجود أخطاء توصيف عند مستوى معنوية 5%.

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

Ramsey RESET Test
Equation: EQ01
Specification: LOGSSC LOGSSC(-1) LOGGAPC LOGGAPC(-1) C
Omitted Variables: Squares of fitted values

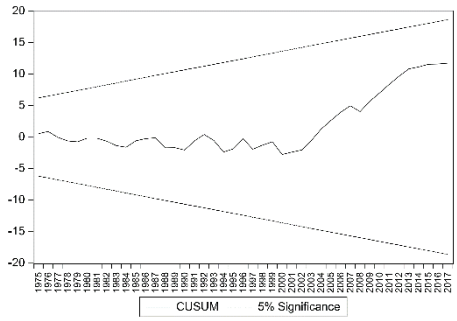
	Value	df	Probability
t-statistic	0.388159	42	0.6999
F-statistic	0.150668	(1, 42)	0.6999

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

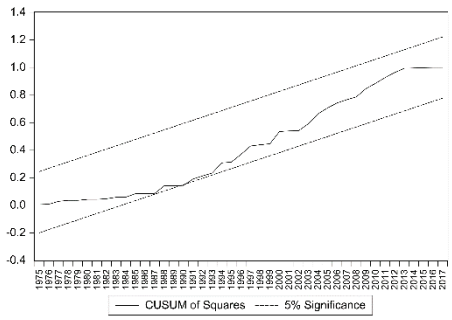
– اختبار استقرارية معلمات نموذج ARDL(Stability Test) :

يتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة لصيغة تصحيح الخطأ لنموذج ARDL إذا وقع الشكل البياني لاختبارات كل من CUSUMوCUSUM of Squares داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%. نتائج الاختبارين السابقين أظهرت الشكلين(7) و (8).

الشكل (7) : اختبار CUSUM



الشكل (8) : اختبار CUSUM of Squares



المصدر : مخرجات برنامج EViews10

يوضح اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة CUSUMفي الشكل (7) 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 الموضح في الشكل (8)، وهذا باستثناء القيمة الواقعة في عام 1990 والتي بلغ فيها المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة0.14ومع ذلك تبقى قريبة للغاية من الحد الأدنى لمجال الثقة عند 5%، حيث يساوي عند نقطة 1990 القيمة 0.15، 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. وعليه يمكن القول أن نموذج ARDL هو نموذج أمثل ولا وجود فيه لمشاكل قياسية.

–معامل الارتباط الخطي لبيرسون :

لتدعيم النتائج المتوصل إليها قمنا بحساب معامل الارتباط الخطي لPearsonحيث تبين أنه يساوي (0.7115-)، ما يدل على اتجاه سالب في العلاقة الارتباطية التي بدت قوية بين الفجوة الغذائية للحبوب ومعدلات الاكتفاء الذاتي، وبعد اخضاعه الى الاختبار الاحصائي للتأكد من معنويته الإحصائية، وفق الشكل التالي(bourbonnais, 2012, p. 15): $\begin{cases} H_0 : r_{xy} = 0 \\ H_1 : r_{xy} \neq 0 \end{cases}$، تبين أن معامل الارتباط المحسوب معنوي احصائيا عند مستوى معنوية 1%.

5. الخلاصة :

إن تفاقم حجم الفجوة الغذائية للحبوب بات يشكل خطرا على الأمن الغذائي للجزائر، وأدى إلى تهاوي معدلات الاكتفاء الذاتي، حيث بينت الدراسة أن اتساع حجم الفجوة الغذائية بنسبة 1%سيوف يعقبه هبوط في معدل الاكتفاء الذاتي بواقع 0.4125%، مع ارتباط سالب وشديد بينهما بلغ نحو (-71%)، ما يعني صحة الفرضية الأساسية للبحث، وهو ما يجيز بالقول أن الأمن الغذائي في الجزائر مازالحلم الميتحقق حتى الآن، ويتطلب تحقيقه اتخاذ جملة من الإجراءات لإزالة العوائق التي تكبح التنمية الزراعية. ورغم ماتعانيه الجزائر من مشكلة فجوة غذائية آخذة في الاتساع، فإنها تملك من المقومات والإمكانات ما يكفيها لسد هذا العجز، خاصة إذا تم الاستغلال الأمثل لما هو متوفر من موارد اقتصادية وبشرية على المستوى الوطني، وتم منح القطاع الزراعي الدور الريادي في البرامج الاستثمارية الحكومية، ومنح الأولوية لتحسين وتكثيف إنتاج الحبوب، وذلك بالعمل على توسيع المساحات المزروعة سنويا من محاصيل الحبوب، خصوصا في الهضاب العليا وفي المناطق الصحراوية، علاوة على زيادة الاستثمار الزراعي المنتج، والتحكم في التكنولوجيا الزراعية المتطورة، والتي يمكن من خلالها زيادة إنتاجية الزراعة بما يتماشى والزيادة الحاصلة في الطلب على الغذاء، وذلك لتفادي مخاطر التبعية الغذائية.

6.قائمة المراجع

1. العبدلي، ع .(2007) .محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ،*مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الإسلامي*.(32)، 51-100.
2. المصطفى، ولد سيدي محمد، (2020) .*تشخيص أزمة الأمن الغذائي*،
3. https://www.aljazeera.net/specialfiles/pages/3422ae4c-5f01-4a63-a108-a2349e1dd104#%D9%8A%D8%AC (15/02/2020)
4. المعهد العربي للتخطيط .(s.d.) .*الفجوة الغذائية في العالم العربي*.الكويت.
5. بن ناصر، عيسى .*(2005)*. *مشكلة الغذاء في الجزائر دراسة تحليلية وسياسات علاجها*، (أطروحة دكتوراه الدولة في العلوم الإقتصادية، غير منشورة)، جامعة منتوري قسنطينة .الجزائر.
6. بوزيدي، حافظ أمين .(2018) *دراسة قياسية لكيفية معالجة الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر والمغرب*، (أطروحة دكتوراه علوم في علوم التسيير، غير منشورة)، جامعة بسكرة، الجزائر.

7. سلامي، أحمد .(2017) .واقع الفجوة الغذائية للحبوب في الاقتصاد الجزائري مقاربة تحليلية استشرافية في الفترة (1970-2020) .*مجلة أداء المؤسسات الجزائرية*.29-13 ,(12)
8. عبد الغفور، أحمد .(2008) .*نظرة اقتصادية لمشكلة الغذاء في العراق*.دار الهدى للنشر والتوزيع.
9. عبد القادر، رزيق المخادمي .(2009) .*الأزمة الغذائية العالمية*.القاهرة: دار الفجر للنشر والتوزيع.
10. عبد الله، علي مضحي .(2012) .الاكتفاء الذاتي والعجز الغذائي لمحاصيل الحبوب الرئيسية في بعض الأقطار العربية للمدة 2005-2015 .*مجلة العلوم الزراعية العراقية*.146-130 ,(43)
11. غربي، فوزية .(2008) .*الزراعة الجزائرية بين الاكتفاء والتبعية*، (أطروحة دكتوراه الدولة في العلوم الإقتصادية، غير منشورة)، جامعة منتوري قسنطينة . الجزائر.
12. bourbonnais, R. (2012). exercices pédagogiques d'économétrie (éd. 2). Paris: Economica.
13. DJERMOUN, Abdelkader. (2009). La production céréalière en Algérie : les principales caractéristiques. Revue Nature et Technologie(01), 45-53.
14. FAO. (2003). World agriculture: towards 2015/2030 an FAO perspective.Rome, Italy: Earthscan Publications Ltd. Récupéré sur http://www.fao.org/3/a-y4252e.pdf
15. FAO. (13septembre 2019). GIEWS - Global Information and Early Warning System. Récupéré sur http://www.fao.org/giews/countrybrief/country.jsp?code=DZA
16. FAO. (décembre 2019). Perspectives de récolte et situation alimentaire - Rapport mondial trimestriel no.4, Rome.
17. Guy, MELARD. (1990). Méthodes de prévision à court terme. Bruxelles: Edition Ellipses.
18. HOUICHITI, Rachid. (2014). Oasis agriculture and food insecurity in Algeria: the case of Ghardaia region. (K. M. Ouargla, Éd.) Pensee Journal, 76(7), 109-115.
19. ONS. (2019). La Production Agricole Campagnes 2016/2017 et 2017/2018 , N°881.ALGER: ONS.
20. STATISTA. (20fevrier2020). Principal importing countries of wheat, flour and wheat products from 2014/2015 to 2018/2019. Récupéré sur https://www.statista.com/statistics/190435/principle-importing-countries-of-wheat-flour-and-products/