واقع الفجوة الغذائية للحبوب في الاقتصاد الجزائري
مقاربة تحليلية استشرافية في الفترة (1970-2020)

The reality of the cereal gap in Algerian economy: An analytical and predictive approach for the period (1970-2020)

أحمد سلامي

كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير

جامعة قاصدي مرباح ورقلة

ملخص :

تهدف هذه الدراسة إلى تحليل اتجاه الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر، باعتبارها من أهم العوامل الأساسية المسببة لإشكالية الأمن الغذائي، إضافة إلى النمذجة القياسية لهذه الفجوة والتنبؤ بمستوياتها المستقبلية إلى غاية سنة 2020، 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. لذا أوصت الدراسة بأن تسعى الدولة للحد من اتساع هوة الفجوة الغذائية، وذلك بإعادة الاعتبار للقطاع الزراعي ضمن السياسة الاقتصادية، ومنح الأولوية لتحسين وتكثيف الإنتاج الزراعي الغذائي، وخاصة الحبوب، ذلك أنه المدخل الصحيح لتفادي مخاطر التبعية الغذائية للخارج.

الكلمات المفتاحية : تنبؤ ؛ فجوة غذائية للحبوب ؛ منهجية بوكس جينكنز ؛ الجزائر

Abstract:

This study aims to analyse the direction of the cereal gap in Algeria as one of the main factors causing the food security problem. Moreover, modelling this gap and forecasting its future levels until 2020 using the Box-Jenkins method. The results of the study predict that the value of the cereal gap in Algeria will worsen during the period 2015-2020, indicating a threat to food security in Algeria. Therefore, the study recommended that the country seek to limit the breadth of the food gap by rehabilitating the agricultural sector within economic policy and giving priority to improving and intensifying agricultural food production, especially cereals; it is the right way to avoid the risks of food dependency.

Keywords: prediction, cereal gap, Box Jenkins Methodology, Algeria.

مدخل :

تنطلق مشكلة الفجوة الغذائية في الجزائر من واقع العجز الحاصل في الإنتاج والاعتماد المتزايد على الاستيراد، وهي توضح ما قد ينجر عن واقع يمتاز بالتبعية الاقتصادية التي تستوجب منا تحديد نظرة جديدة، وذلك بتقييم الوضع وتحليل المعطيات وإنارة السبل للوصول للحل الأفضل.

وبالنسبة لتقييم الوضع الحالي للفجوة الغذائية في الجزائر، فيبدو أن الإنتاج الغذائي للجزائر هو دون الحاجيات، وتبقى الجزائر مستوردة صافية للغذاء، خصوصا الحبوب. هذه الأخيرة التي خصصت لها الجزائر جزءا مهما من مواردها الزراعية لانتاجها بالتوافق مع أهمية هذه السلع للأمن الغذائي فيما يتعلق بالإمدادات المحلية وكلفة الواردات. وإن اللجوء إلى استيراد الحبوب هو في ازدياد رغم الخطط والجهود الإنمائية المتواصلة، ورغم المساعي لتحسين وضع الأمن الغذائي من خلال الانتاج المحلي لهذه السلعة الغذائية الأساسية الرئيسية

للجزائر. وحتى خارج الجزائر، "فمازالت 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].

1. إشكالية الدراسة :

استشعارا بأهمية التصدي لمشكلة الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر، تتبلور الإشكالية الرئيسية التي نسعى لمعالجتها في السؤال الرئيسي التالي :

ما هو واقع الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر، وما اتجاهاتها المستقبلية حتى آفاق 2020، وما هي آفاق الحد من توسعها؟

2. فرضيات الدراسة :

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

الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر متذبذبة وتتجه نحو التوسع على المدى القصير.

3. أهداف الدراسة :

تسعى هذه الدراسة إلى الإجابة على السؤال الوارد بصفة أساسية في الإشكالية، واختبار مدى صحة الفرضية المتبناة، وهي باختصار تتمثل في نقطتين أساسيتين هما :

- الوقوف عند تطورات أوضاع الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر باعتبارها من أهم العوامل المسببة لإشكالية الأمن الغذائي، وآفاق الحد من توسعها لتعزيز الاستهلاك المستدام في الجزائر ؛
- صياغة وتقدير نموذج قياسي للفجوة الغذائية للحبوب والاستشراف باتجاهاتها المستقبلية في آفاق 2020.

4. منهج الدراسة :

للإجابة على الإشكالية المطروحة وتحقيق أهداف الدراسة، سنقوم باستخدام المنهج الوصفي التحليلي لاستعراض واقع الفجوة الغذائية حيث نركز على قطاع الحبوب في الجزائر خلال الفترة (1970-2014), وتحليل مسبباتها، كما سنعتمد على المنهج الإحصائي الوصفي عند عملية التنبؤ بقيم الفجوة الغذائية، وهذا من خلال الاستعانة بمجموعة من الأدوات الإحصائية التي توفرها لنا مبادئ النظرية الإحصائية والتحليل الاقتصادي الكمي، بالاستعانة بالبرامج الاحصائية Eviews9 و Gretl. وتماشيا مع توجهات تحليل السلاسل الزمنية، فإننا سنقوم باستخدام منهجية "بوكس-جينكنز" لغرض عملية التنبؤ العلمي. وستعتمد الدراسة على عدة مصادر للبيانات، وذلك للوصول إلى بيانات أكثر دقة، من هذه المصادر : قاعدة بيانات البنك الدولي، وإحصاءات المنظمة العربية للتنمية الزراعية، وقاعدة بيانات منظمة الأغذية والزراعة للأمم المتحدة FAO.

5. مخطط الدراسة :

قصد المعالجة المنهجية لموضوع الإشكالية تطلب الأمر تقسيم الورقة البحثية إلى محورين إثنين :

المحور الأول : وينصب على استعراض تطور وضع الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر، وذلك بالتعرف على كميات الصادرات والواردات من الحبوب، وصافي الاستيراد منها الذي يمثل الفجوة الغذائية ؛

المحور الثاني : وكرس للدراسة القياسية وعملية التنبؤ بقيمة الفجوة الغذائية للحبوب، وتختتم الورقة البحثية باستنتاجات وتوصيات.

6. مرجعية الدراسة :

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

- دراسة **عبد الرزاق بن الزاوي وحافظ أمين بوزيدي** (2016) [2]، في تقدير واستشراف الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر وذلك عن الفترة (1994-2013)، وبتطبيق تقنية التحليل الطيفي. وقد أشارت النتائج إلى أن الفجوة الغذائية للحبوب سوف تتسع عند أفق 2017 وعند حدود 1.23 مليون طن. وقد أشارت الدراسة إلى ضرورة إقامة شراكة عربية قوية، والتركيز على الإنتاج الزراعي، والاهتمام بالصناعات الغذائية والصناعات المساندة.
- دراسة **امولاي علي هواري وتسابت عبد الرحمان وعدوكة لخضر** (2016) [3]، والذي استهدف دراسة تأثير الدعم الحكومي للقطاع الفلاحي على نمو الانتاج الفلاحي في الجزائر باستخدام بيانات سنوية خلال الفترة 1970-2011 . ويستند هذا التحليل إلى نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة ARDL. نتائج الدراسة تشير إلى أن الدعم الفلاحي يؤثر ايجابيا على النمو الفلاحي في الجزائر في المدى القصير، وله أثرا سلبيا على الانتاج الفلاحي في المدى الطويل.
- دراسة **عامر عامر أحمد** (2010) [4] في محاولة نمذجة وتقدير الفجوة الغذائية في الجزائر، حيث تطرق إلى تطور العجز الغذائي، ثم صياغة نموذج للفجوة الغذائية وتقدير معالمه والتنبؤ بمساره في المستقبل بطريقة الانحدار ثم بطريقة ARIMA . وخلصت الدراسة إلى تمهيد سلسلة الفجوة الغذائية عن طريق النموذج التنبؤي ARIMA(0,1,2)، كما أشارت النتائج إلى أن الإنتاج الزراعي لا يزال قاصرا على تلبية الطلب المحلي المتزايد على الغذاء، الأمر الذي يعني أن المشكلة الغذائية تتطور نحو الأسوأ.
- دراسة **فوزية غربي** (2008) [5]، في الزراعة الجزائرية بين الاكتفاء والتبعية، وتمحورت الاشكالية حول قدرة الزراعة الجزائرية على تحقيق الاكتفاء الذاتي - النسبي في المواد ذات الاستهلاك الواسع، بما يضمن لها استقلالا اقتصاديا. وخلصت الدراسة إلى أن القطاع الزراعي يبقى غير مستقر، ويعرف حالة من التذبذب في مستويات الإنتاج الزراعي الغذائي ؛ بحيث يعجز عن تلبية الطلب المحلي، إلا باللجوء للخارج، وذلك باستيراد ما يعادل 75% من الاحتياجات المحلية. وفي هذا الصدد، تُعد الجزائر من أوائل دول العالم المستوردة للغذاء. وتبقى الزراعة الجزائرية تعرف عجزا مزمنا في تلبية احتياجات الطلب المحلي وبخاصة في مجال الحبوب ؛ لتستمر بذلك تبعيتها للخارج. وبالتالي سوف تكون مهمة القطاع الزراعي، ليس تحقيق الاكتفاء الذاتي في مجال الغذاء الذي يستحيل بلوغه في ظل المعطيات الراهنة، بقدر اهتمامه بتحسين مستوى الأمن الغذائي.
- دراسة **عيسى بن ناصر** (2005) [6]، في مشكلة الغذاء في الجزائر وسياسات علاجها، حيث خلصت الدراسة إلى أن الجزائر تواجه في الوقت الراهن 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. ويمكن أن تزداد الوضعية خطورة بسبب أي تدهور في عائدات المحروقات بفعل انخفاض الأسعار العالمية وحجم الطلب العالمي.

نرى من الدراسات السابقة أن الباحثين حاولوا من خلال أعمالهم معرفة الوضع العام لقطاع الزراعة الجزائرية وأهم السياسات المتبعة لتحقيق الاكتفاء الذاتي والحد من اتساع هوة الفجوة الغذائية في الجزائر، وهذه الدراسة ستكون لبنة إضافية للمساهمة في هذا المنحى. وقبل الحديث عن التطورات التي شهدتها الفجوة الغذائية في الجزائر، سنحاول التطرق إلى مفهوم الفجوة الغذائية.

I- وضع الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر:

أولا – مفهوم الفجوة الغذائية :

تُعبر الفجوة الغذائية على مدى كفاية الانتاج المحلي من الغذاء لمواجهة متطلبات الاستهلاك المحلي، وهي مقياس لمدى المشكلة الغذائية التي يواجهها 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[7]. أي أنها صافي الواردات من السلع الغذائية الرئيسية، أي الفرق بين الكميات المنتجة محليا ومجمل الكميات اللازمة للاستهلاك المحلي[8]. ويتم تأمين مقدار العجز عن طريق الإستيراد[9]. وهناك نوعين من الفجوة ؛ فجوة غذائية ظاهرية وأخرى حقيقية[10] :

- الفجوة الغذائية الظاهرية : وهي القيمة الصافية التي يتم استيرادها من مصادر خارجية لاستكمال احتياجات بلد ما من الغذاء ؛
- الفجوة الغذائية الحقيقية (المعيارية) : وهي التي تعبر عن مدى كفاية الغذاء للفرد كما ونوعا، أي الفرق بين المتطلبات الأساسية من السعرات الحرارية والسعرات الحرارية الفعلية.

ثانيا – تطور وضع الفجوة الغذائية في الجزائر :

1. تطور الفجوة الغذائية الاجمالية :

تختلف مساهمة الدول العربية في قيمة الفجوة الغذائية العربية وفقاً لأعداد السكان ومستويات الدخول، والأنماط والعادات الاستهلاكية السائدة، هذا بجانب حجم الموارد الزراعية الطبيعية المتاحة وكفاءة استخدامها[11]. ويتضح من إحصاءات المنظمة العربية للتنمية الزراعية، أن الجزائر تأتي في المرتبة الثانية من حيث مساهمتها في قيمة الفجوة الغذائية العربية بنسبة 15.9% كمتوسط للفترة (2013-2015). ويبدو جليا أن مساهمة الجزائر في قيمة الفجوة الغذائية العربية في نمو متواصل ؛ فقد سجلت السنوات : 2013 ؛ 2014 و 2015 على التوالي النسب : 12.2% ؛ 16.8% و18.8%.[12] وهذا مؤشر خطير على اتساع الفجوة الغذائية، وهو ما سينجر عنه اشكالية في الأمن الغذائي، بالرغم من التحسن الظاهر في معدل الناتج الزراعي كنسبة من قيمة الناتج الاجمالي، أين عرفت السنوات 2013 ؛ 2014 و 2015 النسب التالية : 9.83% ؛ 10.31% و10.43% على الترتيب[13].

وعلى الرغم من أن الجزائر قد خطت خطوات مقدرة في مجالات زيادة الانتاج الزراعي، إلا أن هذا الانتاج يتعرض إلى فقد جزء كبير منه من مختلف المنتجات خلال سلسلة الامداد، حيث قُدرت كمية الفاقد والمهدر من السلع الغذائية الرئيسية في الجزائر عام 2015 بنحو 15% من إجمالي ما يتم انتاجه سنويا من الغذاء الموجه للاستهلاك، وهو ما ساهم في تدنئة مؤشر الأمن الغذائي في الجزائر عام 2015 إلى مستوى 54.3 نقطة من مجموع 100 نقطة كاملة[14]، وبذلك احتلت الجزائر المرتبة 66[15] ضمن 113 دولة شملها المسح عالميا في مؤشر الأمن الغذائي لسنة 2015. كما رتبت الجزائر في المرتبة 71 عالميا لسنة 2014 من حيث انتاج الحبوب[16].

وأصبحت الجزائر بذلك تستورد حوالي نصف احتياجاتها من السلع الغذائية الرئيسية، على الرغم من توفر الموارد الطبيعية من الأرض والمياه والموارد البشرية. فالبيانات الاحصائية تشير إلى أن أرقام الواردات الغذائية للجزائر في عام 2014 سجلت ما قيمته 9427.49 مليون دولار[17]، في حين أن الصادرات الغذائية للجزائر في 2014 بلغت 323.15 مليون دولار[18]. بمعنى أن الصادرات الغذائية لا تغطي سوى نسبة 3.42% من الواردات الغذائية. لهذا تعتبر الجزائر من الدول المستوردة الصافية للغذاء، حيث تعاني من فجوة غذائية في معظم السلع الغذائية وخاصة الاستراتيجية منها، وقد أدى ذلك إلى ارتفاع معدل التبعية الاقتصادية للخارج، وأحيانا عدم استقرار اجتماعي وسياسي.

2. تطور الفجوة الغذائية للحبوب :

لتحليل وضع الفجوة الغذائية للحبوب يتعين الوقوف عند تطورات الكميات المستوردة والكميات المصدرة من الحبوب.

1.2. الكميات المستوردة من الحبوب :

تعتبر الجزائر من المشترين الرئيسيين للمواد الغذائية عامة والحبوب خاصة من السوق العالمية، إذ صنفت من ضمن الدول العشر الأولى المستوردة للقمح والحبوب الثانوية في العالم خلال الفترة (1988-1991)[19]. وبالنظر إلى الملحق (1) نشاهد ارتفاعا في واردات الحبوب من 16.83 مليون قنطار كمتوسط سنوي للفترة (1970-1979) إلى 45.39 مليون قنطار كمتوسط سنوي للفترة (1980-1989)، و 57.62 مليون قنطار كمتوسط سنوي للفترة (1990-1999)، و 76.66 مليون قنطار كمتوسط سنوي للفترة (2000–2009) و 103.03 مليون قنطار كمتوسط سنوي للفترة (2010–2014) وكانت أكبر هذه الارتفاعات هي من الفترة (1970-1979) إلى الفترة (1980-1989) أين بلغ معدل نمو واردات الحبوب بنحو 169.69% بصورة عامة.

ويرجع التطور السريع في الكميات المستوردة من الحبوب إلى ثبات معدل الإنتاج الوطني منها، وإلى ارتفاع استهلاكها الإجمالي بفعل عامل الزيادة السكانية، وتحسن القدرة الشرائية، وتنوع استهلاك مشتقات الحبوب في عقدي السبعينيات والثمانينيات، وكذلك تركيز المستهلك (وخاصة الفئات محدودة الدخل) على استهلاك مشتقات الحبوب منذ أوائل التسعينيات، بسبب ارتفاع أسعار المنتجات الحيوانية والفواكه، وأسعار الخضر إلى حد ما، وضعف القدرة الشرائية من جراء تبني الجزائر للإصلاحات الاقتصادية، وخاصة برنامجي الاستقرار والتصحيح الهيكلي، والأزمة السياسية والأمنية[20].

نلاحظ من الملحق (1) أن كميات واردات الحبوب السنوية، يتحكم في حجمها مستوى الإنتاج الوطني منها، فمثلا انخفضت كميات واردات الحبوب من 61.4 مليون قنطار في سنة 1995 إلى 39.4 مليون قنطار في سنة 1996 لأن مستوى إنتاج الحبوب في سنة 1996 كان قياسيا حيث بلغ 49 مليون قنطار، مقارنة بسنة 1995 التي لم تتجاوز 21.4 مليون قنطار. وانخفضت أيضا كميات واردات الحبوب من 75.08 مليون قنطار في سنة 2000 إلى 66.82 مليون قنطار في سنة 2001 بسبب ارتفاع مستوى الإنتاج في سنة 2001 مقارنة بمستواه في سنة 2000. ومن جهة أخرى، وعلى سبيل المثال ارتفعت كميات واردات الحبوب من 101.71 مليون قنطار في سنة 2013 إلى 124 مليون قنطار في سنة 2014 بسبب ارتفاع مستوى الإنتاج في سنة 2013 والذي سجل نحو 49 مليون قنطار ، مقارنة بمستواه في سنة 2014 التي سجلت 34.58 مليون قنطار.

2.2. الكميات المصدرة من الحبوب :

عرفت صادرات الحبوب انخفاضا وتراجعا متواصلا بشكل ملفت للنظر، سواء من حيث الكمية، أو القيمة، والأهمية النسبية لإجمالي صادرات الحبوب، وخاصة خلال عقدي السبعينيات والثمانينيات، بل توقف تصدير البعض منها تماما خاصة في الفترة (1977-1990). ويعزى هذا الانخفاض أو التوقف شبه التام عن التصدير إلى عدم منح المكانة المناسبة للزراعة في استراتيجية التنمية الجزائرية، وهو ما أدى إلى ركود أو تدهور في مستوى الإنتاج الزراعي، هذا من جهة، ومن جهة أخرى، زيادة استهلاك الحبوب ومشتقاتها بسبب ارتفاع عدد السكان وتحسن المستوى الغذائي.

3.2. واقع الفجوة الغذائية للحبوب :

بالرجوع إلى بيانات الواردات والصادرات من الحبوب في الملحق (1)، يتضح أن الجزائر 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 الإستجابة للطلب بسبب ضعف

المرونة الإنتاجية. وفي المقابل عرفت صادرات الحبوب انخفاضا حادا من حيث الكمية والقيمة والأهمية بالنسبة لإجمالي الصادرات، وهو ما أدى إلى أن تكون نسبة تغطية قيمة الصادرات للواردات من الحبوب ضعيفة جدا، وفي تدهور مستمر، وأصبح تمويل استيراد الحبوب عبئا تئن تحت وطأته 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 ثبات مستوى إنتاج الحبوب من جهة، وارتفاع الاستهلاك والميل نحو مشتقات الحبوب بشكل عام. وبهذا شكلت التجارة الخارجية لقطاع الحبوب متاعب اقتصادية وسياسية للجزائر.

II- الدراسة القياسية :

أولا – التحليل الإحصائي لسلسلة الفجوة الغذائية للحبوب (NCE) :

إن الخطوة الأولى في عملية تحليل السلسلة الزمنية هو رسم مشاهداتها لمعرفة الاتجاه العام لها، ويمثل الشكل (1) السلسلة الزمنية للفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر. ويتبين من قيم المتغيرة (NCE) أن الفجوة الغذائية للحبوب خلال فترة الدراسة كانت محصورة بين أقل قيمة 243444 طن مُسجَّلة سنة 1970 وأعلى قيمة 12430500 طن مُسجَّلة سنة 2014، بمتوسط بلغ 5506383 طن وبانحراف معياري 2928148 طن، وبالتالي فإن درجة التقلب 53.17% التي تؤشر على تذبذب في قيم هذه المتغيرة، نظرا لارتباط منتوج الحبوب الاستراتيجي بالتغيرات المناخية خاصة كمية الأمطار المتساقطة. تبين المعادلة أدناه تطور الفجوة الغذائية للحبوب كمتغير تابع لمتغير الزمن، حيث يمكن التعبير عنه بكثير حدود من الدرجة الثالثة :

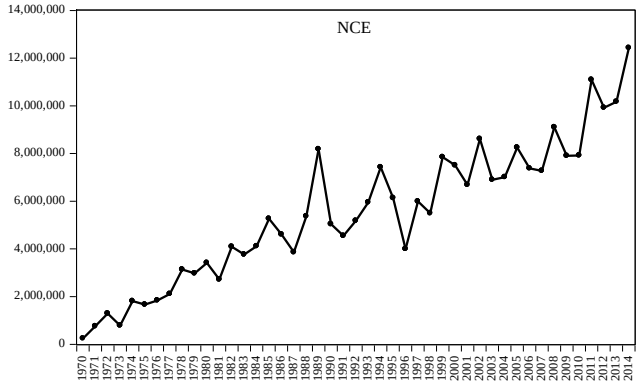
$$NCE = 248.36t^3 - 17293t^2 + 535207t - 650657$$

$$R^2 = 0.9024$$

وتفيد هذه البيانات من خلال المعادلة المقدرة وكما يبينه الشكل (1)، بأن هناك اتجاها متذبذبا ويؤول إلى التزايد لحركة (NCE)، حيث أن ميل الاتجاه يكون بمقدار مرتبط بعنصر الزمن في شكل كثير حدود من الدرجة الثانية كما يلي :

$$745.08t^2 - 34586t + 535207$$

الشكل (1): تطور الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر خلال الفترة (1970-2014)



المصدر : إعداد الباحث اعتمادا على بيانات الـ FAO.

من خلال الشكل (1) يتبين أن هناك تغيرات في الفجوة الغذائية للحبوب من سنة لأخرى ؛ فقيم هذا المتغيرة تأخذ شكلا نمطيا يؤول إلى التزايد، و الطابع العام يدل على زيادة في الفجوة، حيث ترتفع قيمتها تقريبا سنة بعد سنة، حيث نلاحظ أن السلسلة NCE أخذت ميلا موجبا خلال كل فترة الدراسة. وعليه، نتوقع زيادة في السنوات القادمة لقيم السلسلة الزمنية، و هذا من شأنه أن يؤثر على استقرارية السلسلة محل الدراسة. إن بيانات السلسلة المعنية هي مجموعة القياسات المسجلة للمتغيرة NCE مرتبة حسب زمن وقوعها، ورياضياً نقول أن كل قيمة في الزمن t تقابلها قيم مناظرة لها للمتغير التابع NCE ، أي : $NCE = f(t)$.

ثانيا – دراسة استقرارية السلسلة NCE :

غالبا ما تتميز السلاسل الزمنية التي تصف المتغيرات الإقتصادية الكلية بعدم الإستقرار, وذلك لأن معظمها يتغير وينمو مع الزمن، مما يجعل من متوسطها وتباينها غير مستقرين ومرتبطين بالزمن, لذلك من الضروري إختبار استقرارية السلاسل الزمنية ومعرفة درجة تكاملها. ويهدف اختبار الإستقرارية إلى فحص خواص السلسلة الزمنية التي تمثل الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر خلال الفترة (2014-1970)، والموضحة في الشكل (1) والتأكد من مدى سكونها، وتحديد رتبة تكاملها.

– فحص معاملات الارتباط الذاتي للسلسلة NCE :

من بين طرق اختبار استقرارية السلاسل الزمنية هو فحص معاملات الارتباط الذاتي لها، حيث " تكون السلسلة مستقرة إذا تذبذبت حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن"[21]. و بمعنى آخر إذا كانت معاملات دالة ارتباطها ρ_k معنويا لا تختلف عن الصفر من أجل كل $k > 0$. والجدول (1) يبين دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للسلسلة NCE.

الجدول (1) : دالة الإرتباط الذاتي البسيطة و الجزئية للسلسلة NCE

Sample: 1970 2014
Included observations: 45

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.795	0.795	30.413	0.000
		2	0.700	0.184	54.538	0.000
		3	0.672	0.201	77.304	0.000
		4	0.554	-0.161	93.143	0.000
		5	0.534	0.162	108.24	0.000
		6	0.487	-0.052	121.07	0.000
		7	0.374	-0.135	128.85	0.000
		8	0.345	0.027	135.65	0.000
		9	0.328	0.090	141.99	0.000
		10	0.270	-0.034	146.41	0.000
		11	0.245	-0.028	150.13	0.000
		12	0.189	-0.077	152.41	0.000
		13	0.129	-0.023	153.52	0.000
		14	0.102	-0.045	154.23	0.000
		15	0.037	-0.102	154.33	0.000
		16	-0.007	-0.003	154.33	0.000
		17	-0.011	0.068	154.34	0.000
		18	-0.084	-0.138	154.89	0.000
		19	-0.052	0.192	155.11	0.000
		20	-0.036	0.004	155.21	0.000

المصدر : مخرجات برنامج EViews9.

إن دالة الإرتباط الذاتي للسلسلة **NCE** المبينة في الجدول (1) تسمح لنا باستنتاج سريع بأن السلسلة ذات مركبة إتجاه عام، كما يتبين من هذا الجدول أن السلسلة لا تمثل سيرورة ذات تشويش أبيض، كما أن دالة الارتباط الذاتي للسلسلة تبين أن المعاملات المحسوبة من أجل الفجوات K التي تساوي : 1، 2، 3، 4، 5، 6، 7، 8، 9، معنويا تختلف عن الصفر، أي أنها تقع خارج مجال الثقة، أي أن السلسلة الزمنية (NCE) غير مستقرة، ولتدعيم هذه النتيجة استخدمنا اختبار Ljung-Box.

– اختبار Ljung-Box :

لدراسة المعنوية الكلية لمعاملات دالة الارتباط الذاتي ذات الفجوات الأقل من 20، حيث توافق إحصائية الاختبار المحسوبة LB آخر قيمة في العمود $Q-Stat$ في الجدول (1)، أي :

$$LB = n(n+2)\sum_{k=1}^{20}\frac{\hat{P}_k^2}{n-k} = 45(45+2)\sum_{k=1}^{20}\frac{\hat{P}_k^2}{45-k} = 155{,}21 > \chi^2_{0.05;20} = 31{,}41$$

بما أن الاحصاءة المحسوبة أكبر من الاحصاءة المجدولة وكذلك الاحتمالات الحرجة (Les Probabilités Critiques) للاحصاءة $Q-Stat$ كلها تقترب أو تؤول إلى الصفر، فإننا نرفض فرضية العدم القائلة بأن كل معاملات دالة الارتباط الذاتي P_K مساوية للصفر، وبالتالي فإن السلسلة الزمنية (NCE) غير مستقرة.

– اختبار ديكي فوللر الموسع وفيليب بيرون :

لتأكيد النتائج السابقة أو نفيها، يتطلب الأمر استخدام اختبارات جذر الوحدة. ورغم تعدد اختبارات جذر الوحدة، إلا أننا سوف نعتمد في هذه الدراسة على اختبارين، وهما : اختبار ديكي . فوللر الموسع (Augmented Dickey-Fuller) واختبار فيليب . بيرون (Phillips Perron)، لاختبار فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة. ويعتمد اختبار ADF في دراسة استقرارية السلسلة X_t على تقدير النماذج التالية بطريقة المربعات الصغرى[22]:

$$\text{mod}[1]: \quad \Delta x_t = \rho.x_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{mod}[2]: \quad \Delta x_t = \rho.x_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

$$\text{mod}[3]: \quad \Delta x_t = \rho.x_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

حيث النموذج الثاني يختلف عن الأول في احتوائه على حد ثابت، والنموذج الثالث يختلف عن الأول والثاني في احتوائه على حد ثابت ومتغير اتجاه زمني. ولتحديد طول الفجوات الزمنية P المناسبة يتم عادة استخدام أقل قيمة لمعياري AIC و SC. وبعد حساب الفروق الأولى $\left(\Delta x_{t-1} = x_{t-1} - x_{t-2}\right)$ والفروق الثانية $\left(\Delta x_{t-2} = x_{t-2} - x_{t-3}\right)$ وتقدير النموذج بطريقة المربعات الصغرى، يتم اختبار الفرضيتين : $H_0 : \phi = 1$ ضد الفرضية $H_1 : |\phi| < 1$. فإذا كانت فرضية العدم مقبولة، فهذا يعني وجود جذر وحدوي، وبالتالي تكون السلسلة الزمنية غير ساكنة. أما بالنسبة لاختبار فيليب . بيرون فيعتمد تقديره على نفس نماذج ديكي . فوللر DF، إلا أنه يختلف عن اختبار DF في أنه يأخذ بعين الاعتبار الأخطاء ذات التباين غير المتجانس (Les erreurs heteroscedastiques)، وذلك عن طريق عملية تصحيح غير معلمية لإحصاءات ديكي . فوللر، وقبل هذا يتعين تحديد عدد فترات الإبطاء **l** المحسوبة بدلالة عدد المشاهدات : $l \approx 4(n/100)^{2/9}$

ومن المعلوم أن اختبار ADF قائم على فرضية أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية الانحدار الذاتي Autoregressive AR، بينما اختبار PP قائم على افتراض أكثر عمومية، وهي أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية Autoregressive Integrated Moving Average ARIMA، ولذا فإن اختبار PP له قدرة 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 فيليب بيرون PP[23]. ويُجرى هذا الاختبار في أربعة مراحل[24] :

1. التقدير بواسطة OLS للنماذج الثلاثة القاعدية لاختبار ديكي . فوللر مع حساب الإحصائيات المرافقة ؛
2. تقدير التباين قصير المدى : $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_t^2$ ، حيث $\hat{\varepsilon}_t$ تمثل البواقي ؛
3. تقدير المعامل المصحح s_1^2 المسمى التباين طويل المدى والمستخرج من خلال التباينات المشتركة لبواقي النماذج السابقة، حيث :

$$s_1^2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_t^2 + 2\sum_{i=1}^{l}\left(1 - \frac{i}{l+1}\right)\frac{1}{T}\sum_{t=i+1}^{T} \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-i}$$

4. حساب إحصائية فيليب . بيرون : $t_{\hat{\phi}}^* = \sqrt{k} \times \frac{\left(\hat{\phi} - 1\right)}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}} + \frac{T(k-1)\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}}{\sqrt{k}}$ مع $k = \frac{\hat{\sigma}^2}{s_1^2}$ والذي يساوي 1 في الحالة التقاربية عندما تكون $\hat{\varepsilon}_t$ تشويشا أبيضا. هذه الإحصائية تقارن مع القيمة الحرجة لـ Mackinnon.

وفيما يلي النتائج الإحصائية التي تم الحصول عليها من جراء تطبيق الاختبارين السابقين :

الجدول (2) : نتائج اختبارات جذر الوحدة لسكون السلسلة الزمنية الأصلية (في المستوى) والمحولة (الفروق من الدرجة الأولى)

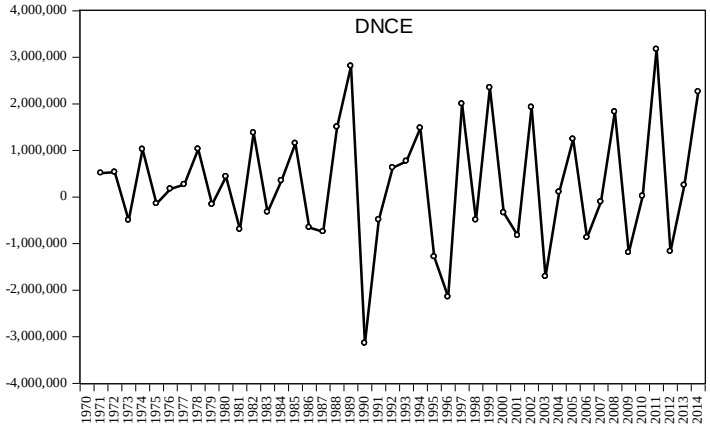
	نوع الاختبار	نوع النموذج	**NCE** القيمة المحسوبة القيمة الحرجة الاحتمال الحرج	**DNCE** القيمة المحسوبة القيمة الحرجة الاحتمال الحرج
السلسلة الأصلية والمحولة	اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF) H_0 : يوجد جذر وحدة	(1)	2.477888 -1.948886 0.9962	-7.759070 -1.948886 0.0000
		(2)	-0.043444 -2.933158 0.9489	-8.867992 -2.933158 0.000
		(3)	-5.374001 -3.515523 0.0004	-5.850957 -3.526609 0.0001
	اختبار فيليب بيرون (PP) H_0 : يوجد جذر وحدة	(1)	2.035778 -1.948495 0.9889	-8.811929 -1.948686 0.0000
		(2)	-0.821147 -2.929734 0.8031	-14.26928 -2.931404 0.0000
		(3)	-5.297572 -3.515523 0.0004	-14.27141 -3.518090 0.0000

المصدر : إعداد الباحث، بناء على مخرجات برنامج EViews9.

من خلال نتائج الاختبارات السابقة، يتضح أن القيم المحسوبة بالقيمة المطلقة بالنسبة للسلسلة الزمنية **NCE** أقل تماما من القيم الحرجة لـ Mackinnon بالنسبة للنموذجين (1) و (2) في اختبار ADF وكذا في اختبار PP، وما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال الحرج الأكبر من 5%، وهذا يقود إلى أن السلسلة غير مستقرة، وتحتوي على جذر وحدوي. ولكن بالنسبة للنموذج (3) نجد العكس، أين قيمة t الجدولية هي أصغر من القيمة المحسوبة لاختبار ADF واختبارPP، كما يعزز هذه النتيجة قيمة الاحتمال الحرج التي هي أصغر من 5%، وهذا ما يؤدي بنا إلى رفض فرضية العدم القائلة بوجود جذر وحدوي، وبالتالي فالنموذج (3) يؤكد على استقرارية السلسلة NCE. وبما أن مبدأ الاختبارات الإحصائية ينص على أنه إذا كان في إحدى النماذج الثلاثة جذر وحدوي، فهذا دليل على أن السلسة تحتوي على جذر وحدوي ومنه فهي غير مستقرة. إذن نستطيع أن نؤكد على أن السلسلة NCE هي غير مستقرة.

بعد تطبيق الاختبارين السابقين عند الفروق من الدرجة الأولى للسلسلة المعنية، نلاحظ أن السلسلة المحولة (DNCE) مستقرة، وذلك باعتبار أن القيم المحسوبة أكبر تماما من القيم الحرجة لـ Mackinnon، وما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال الحرج الأصغر من 5%. وبالتالي هذه النتائج تنسجم مع النظرية القياسية التي تفترض أن أغلب المتغيرات الاقتصادية الكلية تكون غير ساكنة في المستوى ولكنها تصبح ساكنة في الفرق الأول. وبمشاهدة الشكل البياني التالي تتأكد هذه النتيجة، حيث نلاحظ أن السلسلة المحولة في الشكل (2) تتذبذب حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن.

الشكل(2): سلسلة الفجوة الغذائية للحبوب بعد أخذ الفروق الأولى



المصدر : مرسوم اعتمادا على برنامج EViews9

ثالثا – التعرف على النموذج:

بعد ضمان الإستقرارية للسلسلة ∇NCE نصل إلى مرحلة تحديد المراتب (p,d,q) للنموذج المختلط *ARIMA* لهذه السلسلة. ومن أجل تحديد النموذج للسلسلة المستقرة ∇NCE سنحاول تفحص منحنيات دوال الإرتباط (البسيطة و الجزئية) للسلسلة ∇NCE .

الجدول (3) : دالة الإرتباط الذاتي البسيطة و الجزئية للسلسلة ∇NCE

Sample: 1970 2014
Included observations: 44

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.341	-0.341	5.4607	0.019
		2	-0.309	-0.481	10.074	0.006
		3	0.269	-0.076	13.634	0.003
		4	-0.156	-0.293	14.870	0.005
		5	0.103	0.038	15.423	0.009
		6	0.194	0.215	17.436	0.008
		7	-0.259	0.073	21.106	0.004
		8	-0.023	-0.008	21.135	0.007
		9	0.087	-0.104	21.576	0.010
		10	-0.041	-0.101	21.676	0.017
		11	0.087	-0.034	22.145	0.023
		12	-0.075	-0.084	22.497	0.032
		13	-0.028	0.051	22.548	0.047
		14	0.111	0.140	23.375	0.054
		15	-0.082	0.061	23.843	0.068
		16	-0.052	-0.080	24.036	0.089
		17	0.222	0.158	27.736	0.048
		18	-0.247	-0.179	32.494	0.019
		19	0.066	0.005	32.846	0.025
		20	0.064	-0.175	33.192	0.032

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

من الجدول السابق سوف نفاضل بين النماذج الأربعة التالية : *ARIMA*(1,1,0) ، *ARIMA*(2,1,0) ، *ARIMA*(0,1,1) ، *ARIMA*(0,1,2) ، وهذا بحسب أقل قيمة لمعياري *Akaike* و *Schwarz*. النتائج تبين أن النموذج الأمثل والأفضل بتطبيق المعيارين السابقين هو نموذج *ARIMA*(2,1,0) . نلاحظ من الجدول (3) أن معامل الإرتباط الجزئي $\hat{r}(k)$ من أجل $k=2$ معنويا يختلف عن الصفر، أي أن $\hat{r}(2) \notin \left[\pm \frac{1.96}{\sqrt{T}}\right]$ (خارج مجال الثقة)، و هي الحالة التي توافق نموذج *AR*(2) . و طبقا لذلك تكون الصيغة الرياضية لهذا النموذج من الشكل :

$$\nabla NCE_t = \phi_0 + \phi_1 \nabla NCE_{t-1} + \phi_2 \nabla NCE_{t-2} + \varepsilon_t$$

أي أن : $NCE_t \sim ARIMA(2,1,0) = AR(2)$

رابعا – تقدير نموذج السلسلة NCE :

لتقدير معالم النموذج $ARIMA(2,1,0)$ يمكن تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية، و ذلك لتقدير معالم هذا النموذج ϕ_0 و ϕ_1 و ϕ_2 . و باستعمال البرنامج الإحصائي EViews9 تحصلنا على نتائج التقدير التالية:

الجدول (4) : نتائج تقدير نموذج $ARIMA(2,1,0)$

Dependent Variable: D(NCE)
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 05/05/17 Time: 12:12
Sample: 1971 2014
Included observations: 44
Convergence achieved after 11 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	249022.4	81317.46	3.062348	0.0039
AR(1)	-0.538172	0.142366	-3.780210	0.0005
AR(2)	-0.503245	0.113916	-4.417673	0.0001
SIGMASQ	1.11E+12	2.21E+11	5.026340	0.0000

R-squared	0.350454	Mean dependent var	276978.5
Adjusted R-squared	0.301738	S.D. dependent var	1323650.
S.E. of regression	1106070.	Akaike info criterion	30.77342
Sum squared resid	4.89E+13	Schwarz criterion	30.93562
Log likelihood	-673.0153	Hannan-Quinn criter.	30.83358
F-statistic	7.193809	Durbin-Watson stat	2.078124
Prob(F-statistic)	0.000567		

Inverted AR Roots	-.27+.66i	-.27-.66i

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

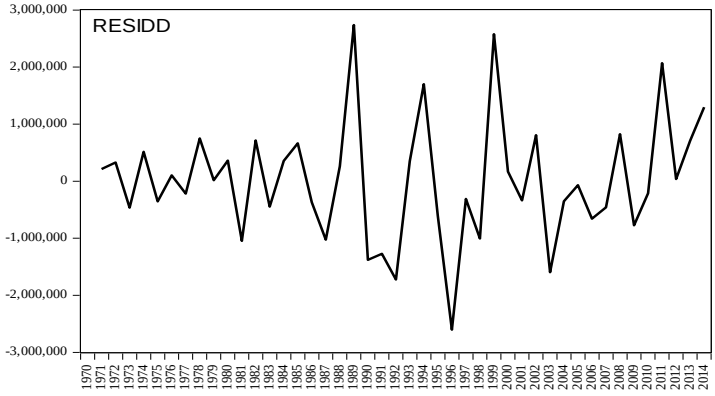
خامسا – إختبار صلاحية النموذج :

نهدف من خلال هذه المرحلة إلى إختبار قوة النموذج الإحصائي المختار، عبر النقاط التالية :

1. تحليل دالة الإرتباط الذاتي للبواقي :

بتفحص المنحنى البياني لبواقي التقدير يمكن استنتاج أن سلسلة البواقي مستقرة، على اعتبار أن المنحنى يوازي محور الفواصل، بمعنى أنها تتذبذب حول وسط حسابي ثابت مع تباين ليس له علاقة بالزمن.

الشكل (3) : سلسلة البواقي لنموذج $ARIMA(2,1,0)$



المصدر : مخرجات برنامج EViews9

ولتأكيد ذلك نتفحص معالم دالتي الإرتباط الذاتي الكلية و الجزئية لبواقي التقدير في الجدول (5)، حيث نجد أنها تقع داخل مجال الثقة المعبر عنه بخطين متوازيين، و هذا يعني أن سلسلة البواقي مستقرة.

و لإختبار ما إذا كانت البواقي تتوزع توزيعا عشوائيا و ذات تشويش أبيض يمكن استعمال الإختبار التالي :

أ) إختبار Ljung Box-Pierre: يكون الإختبار على الشكل التالي :

H_0 : تشويش أبيض

H_1 : تشويش غير أبيض

و إحصاءة الإختبار هي : $Q = T\sum_{i=1}^{k}\hat{\rho}^2(i) \sim \chi^2_{\alpha}(k-p-q)$

من أجل $k=20$ ، $p=2$ ، $q=0$ لدينا: $Q^* = 19.184 < \chi^2_{20-2,0.05} = 28.87$ ، أي أن إحصائية Ljung Box أقل تماما من القيمة الحرجة لتوزيع χ^2_{18} ، و هذا دليل على أن السلسلة تتوزع توزيعا عشوائيا، و منه فإننا نقبل H_0 ، أي البواقي ذات تشويش أبيض (بمعنى أن معاملات دالة الإرتباط الذاتي للبواقي معدومة) و بالتالي النموذج مقبول إحصائيا.

الجدول(5): معاملات الإرتباط الذاتي لسلسلة بواقي التقدير

Sample: 1970 2014
Included observations: 44
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.057	-0.057	0.1505	
		2	-0.215	-0.219	2.3864	
		3	-0.143	-0.180	3.3974	0.065
		4	-0.047	-0.133	3.5079	0.173
		5	0.259	0.184	6.9908	0.072
		6	0.146	0.148	8.1192	0.087
		7	-0.261	-0.178	11.841	0.037
		8	-0.161	-0.113	13.299	0.039
		9	0.017	-0.032	13.316	0.065
		10	0.057	-0.087	13.506	0.096
		11	0.117	-0.009	14.347	0.111
		12	-0.008	0.066	14.351	0.158
		13	-0.005	0.160	14.352	0.214
		14	0.018	0.061	14.374	0.277
		15	0.034	0.035	14.455	0.343
		16	-0.116	-0.160	15.421	0.350
		17	0.104	0.063	16.226	0.367
		18	-0.195	-0.292	19.174	0.260
		19	0.007	-0.045	19.178	0.318
		20	-0.008	-0.069	19.184	0.381

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

2. تحليل دالة الإرتباط الذاتي لسلسلة مربعات البواقي:

عند ملاحظتنا لتطور معاملات الإرتباط الذاتي لسلسلة مربعات البواقي نجد أنها تنتمي لمجال الثقة، و هذا يعني أنها مستقرة، و ما يدعم ذلك إحصاءة Ljung Box التي تساوي 25.086 و هي أقل من القيمة الحرجة لتوزيع χ^2 بدرجة حرية 18.

الجدول (6): معاملات الإرتباط الذاتي لسلسلة مربعات البواقي

Sample: 1970 2014
Included observations: 44

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.094	-0.094	0.4176	0.518
		2	0.100	0.092	0.8984	0.638
		3	0.268	0.290	4.4484	0.217
		4	0.053	0.110	4.5894	0.332
		5	0.107	0.076	5.1890	0.393
		6	-0.138	-0.237	6.1983	0.401
		7	0.341	0.273	12.572	0.083
		8	-0.077	-0.043	12.901	0.115
		9	-0.033	-0.010	12.966	0.164
		10	0.080	-0.106	13.350	0.205
		11	-0.175	-0.183	15.234	0.172
		12	0.004	-0.084	15.235	0.229
		13	-0.179	-0.061	17.334	0.184
		14	-0.116	-0.187	18.243	0.196
		15	0.009	0.090	18.249	0.250
		16	-0.219	-0.125	21.716	0.153
		17	-0.120	-0.134	22.802	0.156
		18	-0.126	-0.051	24.036	0.154
		19	-0.066	0.015	24.384	0.182
		20	-0.091	0.048	25.086	0.198

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

3. إختبار المعنوية الفردية للمعالم المقدرة :

من النموذج المقدر نلاحظ أن المعالم المقدرة $\hat{\phi}_0$ ، $\hat{\phi}_1$ و $\hat{\phi}_2$ تمتاز بالمعنوية الإحصائية، كون الإحصاءات المحسوبة للستيودنت أكبر من الإحصاءات المجدولة لتوزيع ستيودنت عند مستوى معنوية 5%، وهذا يقود إلى رفض الفرضيات الصفرية $(H_0 : \hat{\phi}_0 = 0)$ ؛ $(H_0 : \hat{\phi}_1 = 0)$ و $(H_0 : \hat{\phi}_2 = 0)$ ومنه فإن المعلمات المقدرة $\hat{\phi}_0$ ، $\hat{\phi}_1$ و $\hat{\phi}_2$ ذات دلالة إحصائية.

4. إختبار المقدرة التفسيرية للنموذج :

لدينا $R^2 = 0.35$ و هذا يعني أن النموذج له قدرة تفسيرية مقبولة و يمكننا استعماله في عملية التنبؤ.

5. إختبار المعنوية الكلية للنموذج :

إن إحصاءة إختبار فيشر $F_c = 7.19$ أكبر من القيمة الحرجة لمستوى معنوية 5%، والتي تساوي $F_{0.05,(2,41)} = 3.23$ ، ومن هنا نرفض انعدام المعلمات المقدرة في آن واحد.

6. إختبار الإرتباط الذاتي بين الأخطاء :

لدينا إحصاءة داربين واتسون $DW = 2.07$ ، و هذا يعطي دليلا على عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء.

7. اختبار تأثير ARCH على البواقي :

الجدول (7): إختبار مدى تأثير ARCH على السلسلة

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.369989	Prob. F(1,41)	0.5464
Obs*R-squared	0.384566	Prob. Chi-Square(1)	0.5352

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

بما أن : $LM = nR^2 = 43 \times 0.008943 = 0.3845 < \chi^2_{0.05}(1) = 3.841$ ، فإننا نقبل الفرضية الصفرية التي تنص على عدم وجود تأثير ARCH على السلسلة.

8. اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي :

- **اختبار Skewness :** لإختبار فرضية التناظر (Symétrie): $H_0 : \nu_1 = 0$ ، نقوم بحساب الإحصائية:

$$\nu_1 = \frac{|S-0|}{\sqrt{6/n}} = \frac{|0.374097|}{\sqrt{6/44}} = 1.01 < 1.96$$

و بما أن $\nu_1 \leq 1.96$ فإننا نقبل H_0 ، و منه سلسلة البواقي متناظرة.

- **اختبار Kurtosis:** لإختبار فرضية التسطح الطبيعي (aplatissement normal): $H_0 : \nu_2 = 0$ ، نقوم بحساب الإحصائية:

$$\nu_2 = \frac{|K-3|}{\sqrt{24/n}} = \frac{|3.7288-3|}{\sqrt{24/44}} = 0.98 < 1.96$$

بما أن $\nu_2 \leq 1.96$ فإننا نقبل H_0 ، أي نقبل فرضية التسطح الطبيعي لسلسلة البواقي.

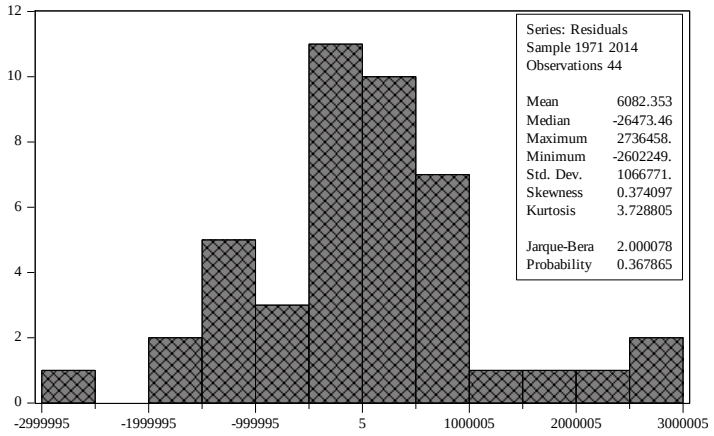
- **إختبار جارك–بيرا (Jarque-Bera) :**

من أجل إختبار فرضية العدم (سلسلة البواقي ذات توزيع طبيعي: H_0) نقوم بحساب إحصائية Jarque-Bera التالية:

$$J.B = \frac{T-K}{6}\left[S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2\right] = 2.00 < \chi^2_{0.05}(2) = 5.99$$

و منه نقبل فرضية التوزيع الطبيعي لسلسة البواقي عند مستوى معنوية 5%.

الشكل (4): معاملات التوزيع الطبيعي للبواقي



المصدر : مخرجات برنامج EViews9

من المراحل السابقة نستنتج أن النموذج $ARIMA(2,1,0)$ للسلسلة NCE_t له معنوية إحصائية و هو صالح لعملية التنبؤ.

سادسا – التنبؤ و مجال الثقة لقيم الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر :

بعد تحديد النموذج و اختبار صلاحيته سنتطرق إلى المرحلة الأخيرة وهي مرحلة التنبؤ. وللقيام بهذه العملية سنستخدم البرنامج الاحصائي **GRETL 1.9.9**، أين تحصلنا على قيم التنبؤ على المدى القصير لمدة 6 سنوات. والنتائج مبينة في الجدول التالي :

الجدول (8) : الاستشراف المستقبلي لقيم الفجوة الغذائية للحبوب لست سنوات قادمة من (2015–2020)

Pour l'intervalle de confiance à 95%, z(.0.025) = 1.96

	v1	prédiction	erreur std.	intervalle de 95%
2009	7904270.00	8334617.27		
2010	7921676.00	7679812.74		
2011	11091688.00	8406527.73		
2012	9921075.00	9681952.45		
2013	10171855.00	9133302.12		
2014	12430500.00	10543066.16		
2015		11327871.83	1161304.044	9051757.72 - 13603985.93
2016		10885405.66	1329611.483	8279415.04 - 13491396.28
2017		11535339.80	1387469.427	8815949.70 - 14254729.91
2018		11430026.71	1562783.896	8367026.56 - 14493026.86
2019		11208918.41	1704232.944	7868683.22 - 14549153.60
2020		11350125.20	1795229.827	7831539.39 - 14868711.00

المصدر : مخرجات برنامج GRETL 1.9.9

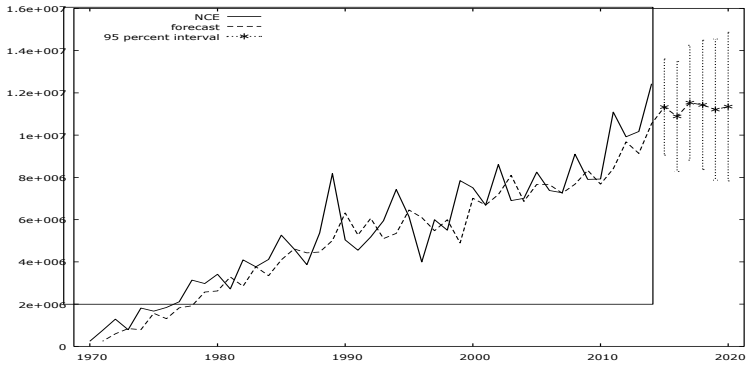
الجدول(9):قيم الفجوة الغذائية للحبوب المتنبأ بها إلى غاية 2020

السنة	قيمة الفجوة (طن)	مجال الثقة 95%	
2015	11327871.83	9051757.72	13603985.93
2016	10885405.66	8279415.04	13491396.28
2017	11535339.80	8815949.70	14254729.91
2018	11430026.71	8367026.56	14493026.86
2019	11208918.41	7868683.22	14549153.60
2020	11350125.20	7831539.39	14868711.00

المصدر : مخرجات برنامج GRETL 1.9.9

و بيانيا يمكن إظهار قيم التنبؤ في الشكل البياني الآتي :

الشكل (5): قيم الفجوة الغذائية للحبوب المتنبأ بها إلى غاية 2020



المصدر : مخرجات برنامج GRETL 1.9.9

خلاصة:

حاولنا في هذه الدراسة الوقوف على أوضاع الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر، والاستشراف بمستوياتها في آفاق 2020، حيث تبين لنا بعد الدراسة والتحليل أن الإنتاج الزراعي لا يزال قاصرا على تلبية الطلب المحلي المتزايد على الغذاء، وهذا منذ عدة سنوات خلت، ولهذا فإن الجزائر تعاني اليوم من إنكشاف خطير وخصوصاً في مجال الغذاء، الأمر الذي يعني أن المشكلة الغذائية يُتوقع لها أن تتطور نحو الأسوأ، إذا ما بقيت الأمور كما هي عليه. وبالتالي، فإن نتائج التنبؤ العلمي بقيم الفجوة الغذائية للحبوب تبين أنها فعلا تتزايد وتتضاعف في الآفاق المستقبلية 2020، حيث ستصل إلى قرابة **11.35** مليون طن من الحبوب سنة 2020، وهو ما يثبت صحة الفرضية الأساسية للبحث. من هنا فإن مشكلة الأمن الغذائي في الجزائر سوف تتحول في السنوات القادم ربما إلى أزمة، وهذا مع تواصل اتساع هوة الفجوة على نفس المنوال الذي يتبعه حاليا. فإذا ما صاحب الطلب المرتفع على الغذاء ندرة في العملات الأجنبية للاستيراد، وما يتبع ذلك من أعباء اقتصادية وسياسية ومالية – خاصة وأن أسعار النفط تعرف تقلبات حادة وعدم استقرار – فإنه يمكن تصور المشكلة الغذائية التي ستحدث، وما تنطوي عليه هذه المشكلة من مضمون بالنسبة للأمن الغذائي. وعليه فإنه من الواجب تدارك الأمور للتخفيف من حدة مشكلة الفجوة الغذائية في الجزائر، وفي هذا الاطار سنقدم مجموعة من التوصيات التي نراها هامة ومصيرية، نذكر منها:

- إعادة الاعتبار للقطاع الزراعي ضمن السياسة الاقتصادية، ويكون بإعطاء القطاع الزراعي الدور الريادي في الاقتصاد، ومنح الأولوية لتحسين وتكثيف الإنتاج الزراعي الغذائي، وخاصة الحبوب، ويعتبر ذلك هو المدخل الصحيح لتفادي مخاطر التبعية الغذائية، والاستعداد لمرحلة ما بعد البترول والغاز التي لا يمكن الاستمرار في الاعتماد عليها لتمويل الواردات والتنمية ؛
- زيادة الاستثمارات في المساحات المزروعة سنويا من محاصيل الحبوب، خصوصا في الهضاب العليا وفي المناطق الصحراوية، واتخاذ التدابير والإجراءات اللازمة التي تساعد في رفع الإنتاج وتحسن من معدلات الإنتاجية ؛
- تكوين مخزون طوارئ إستراتيجي من الحبوب يغطي احتياجات ستة أشهر على الأقل، نظرا لأهميته في تنظيم واستقرار المتاح للاستهلاك، كما أنه يساعد على تفادي التقلبات الحادة في الأسواق العالمية بسبب الظروف الطارئة ؛
- اتخاذ التدابير والإجراءات الكفيلة بترشيد استهلاك المواد الغذائية لكافة السكان، بهدف تقليص الفجوة الغذائية ؛
- –تطوير البحث العلمي، وتعميم الخبرات في مجال الإرشاد والتوجيه، و دعم الزراعات الإستراتيجية ؛
- استشعار الأهمية الملحة للتصدي لمشكلة فقد وهدر الغذاء، وبضرورة أن تتخذ الدولة التدابير الكفيلة للحد منها، من خلال تحسين ظروف الانتاج وعمليات ما بعد الحصاد، وترشيد الاستهلاك لوضع حدد للهدر غير المبرر، وبالتالي التقليص من حجم الفجوة الغذائية، وبالتالي زيادة القدرة على توفير الغذاء الآمن للسكان، وتوفير الأمن الغذائي وضمان وجود أنماط استهلاك وانتاج مستدامة.

الملحق (1) : تطور الصادرات و الواردات والفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر خلال الفترة (1970–2014)

السنوات	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
الصادرات(طن)	115899	10845	0	71547	2355	432	15676	0	0	0
الواردات (طن)	359343	766519	1289330	860187	1815611	1668520	1857550	2110210	3136503	2974390
الفجوة(طن) *	**243444**	**755674**	**1289330**	**788640**	**1813256**	**1668088**	**1841874**	**2110210**	**3136503**	**2974390**

السنوات	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
الصادرات(طن)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
الواردات (طن)	3413807	2719256	4094762	3766459	4115566	5266101	4610553	3865329	5368038	8179169
الفجوة(طن)*	**3413807**	**2719256**	**4094762**	**3766459**	**4115566**	**5266101**	**4610553**	**3865329**	**5368038**	**8179169**

السنوات	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
الصادرات(طن)	0	3571	695	0	0	14	52	0	0	11
الواردات (طن)	5039750	4554804	5180022	5947509	7425984	6140587	3994471	5994401	5499877	7845617
الفجوة(طن)*	**5039750**	**4551233**	**5179327**	**5947509**	**7425984**	**6140573**	**3994419**	**5994401**	**5499877**	**7845606**

السنوات	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
الصادرات(طن)	1	1	64	17	6617	13975	7123	7221	12394	5982
الواردات (طن)	7508927	6682305	8610899	6900637	7013842	8263008	7384494	7277845	9112489	7910252
الفجوة(طن)*	**7508926**	**6682304**	**8610835**	**6900620**	**7007225**	**8249033**	**7377371**	**7270624**	**9100095**	**7904270**

السنوات	2010	2011	2012	2013	2014
الصادرات(طن)	8357	5	1089	462	30
الواردات (طن)	7930033	11091693	9922164	10172317	12430530
الفجوة(طن)*	**7921676**	**11091688**	**9921075**	**10171855**	**12430500**

SOURCE: https://knoema.com/FAOTSJUL2016/trade-statistics-crops-livestock-products-live-animal

الكتاب السنوي للاحصاءات الزراعية العربية، المجلد رقم 35، بالنسة لبيانات 2014. *: قيم محسوبة من طرف الباحث.

الهوامش و المراجع المعتمدة :

[1] - FAO (2002b). "World agriculture towards 2015/2030. Summary report. "Food and Agriculture Organization (FAO), Rome. 02/03/2017, En ligne: http://www.fao.org/fileadmin/user_upload/esag/ddddocs/y3557e.pdf

[2]- عبد الرزاق بن الزاوي و حافظ أمين بوزيدي، "تقدير واستشراف الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر– دراسة اقتصادية قياسية للفترة (1994–2013)"، مجلة الباحث، جامعة ورقلة، العدد 2016/16، ص ص 73–80.

[3]- امولاي علي هواري وتسابت عبد الرحمان وعدوكة لخضر، "دراسة قياسية لأثر الدعم الحكومي على نمو الانتاج الفلاحي في الجزائر"، مجلة البحوث الاقتصادية والمالية، جامعة أم البواقي، العدد6/ ديسمبر 2016. ص ص 373–391.

[4]- عامر عامر أحمد، "محاولة نمذجة وتقدير الفجوة الغذائية في الجزائر"، مجلة الباحث، جامعة ورقلة، العدد 2010/8، ص ص 25–36.

[5]- فوزية غربي، "الزراعة الجزائرية بين الاكتفاء والتبعية"، (أطروحة دكتوراه الدولة في العلوم الإقتصادية، غير منشورة)، جامعة منتوري قسنطينة، الجزائر، 2008.

[6]- عيسى بن ناصر، "مشكلة الغذاء في الجزائر دراسة تحليلية وسياسات علاجها"، (أطروحة دكتوراه الدولة في العلوم الإقتصادية، غير منشورة) جامعة منتوري قسنطينة، الجزائر، 2005.

[7] - عبد الغفور أحمد، نظرة اقتصادية لمشكلة الغذاء في العراق، دار الهدى للنشر والتوزيع، 2008، ص157.

[8]– المعهد العربي للتخطيط، "الفجوة الغذائية في العالم العربي"، الكويت، ص2.

[9] - عبد القادر رزيق المخادمي، "الأزمة الغذائية العالمية"، دار الفجر للنشر والتوزيع، القاهرة 2009، ص216.

[10] - عبد الغفور أحمد، مرجع سبق ذكره، ص159.

[11]- المنظمة العربية للتنمية الزراعية، "أوضاع الأمن الغذائي العربي"، الخرطوم – السودان، 2014، ص28.

[12]– المنظمة العربية للتنمية الزراعية، "أوضاع الأمن الغذائي العربي"، الخرطوم – السودان، 2015، ص30.

[13]– محسوبة من طرف الباحث بناء على احصاءات المنظمة العربية للتنمية الزراعية، "أوضاع الأمن الغذائي العربي 2015"، ص35.

[14]- المرجع السابق، ص37.

[15]- The Economist Intelligence Unit , "Global Food Security Index", 03/04/2017, en ligne, http://foodsecurityindex.eiu.com/Country/Details#Algeria

[16]- World Data Atlas; "Cereal production"; 02/04/2017; en ligne: https://knoema.com/atlas/ranks/Cereal-production?baseRegion=DZ

[17]– المنظمة العربية للتنمية الزراعية، "الكتاب السنوي للإحصاءات الزراعية العربية"، المجلد رقم 35، الخرطوم – السودان، 2015، ص117.

[18]– المنظمة العربية للتنمية الزراعية، "الكتاب السنوي للإحصاءات الزراعية العربية"، المجلد رقم 34 ، الخرطوم – السودان، 2014، ص196.

[19] - عيسى بن ناصر، مرجع سبق ذكره، ص146.

[20] - عيسى بن ناصر، مرجع سبق ذكره، ص147.

[21] - MELARD Guy, "Méthodes de prévision à court terme", Edition Ellipses, Bruxelles, 1990, P282.

[22] - Régis bourbonnais, "exercices pédagogiques d'économétrie", 2éme édition, économica, paris, 2012, p164

[23] عابد العبدلي،"محددات الطلب على واردات المملكة السعودية في إطار التكامل المشترك"، مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الإسلامي، جامعة الأزهر، عدد32، 2007، ص20.

[24]– محمد شيخي، "طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات"، ط1، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان . الأردن، 2012، ص212.