

واقع إنتاج الحبوب في الجزائر-دراسة قياسية خلال الفترة (1980-2020)- The reality of cereals production in Algeria econometric study during the period (1980 -2020)

مبرك إبراهيم^{1*}، جامعة غليزان، الجزائر، ibrahim.mebrek@univ-relizane.dz

تاريخ قبول المقال: 01/01/2024

تاريخ إرسال المقال: 05/08/2023

الملخص: تهدف هذه الدراسة إلى قياس العلاقة بين كمية إنتاج الحبوب في الجزائر وأهم العوامل المؤثرة فيه، باستخدام نموذج (ARDL) للفترة (1980-2020)، وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة توازنية طويلة وقصيرة الأجل بين متغيرات الدراسة، كما أكدت النتائج وجود علاقة موجبة ومعنوية بين مساحة الأراضي الزراعية وإنتاج الحبوب في الجزائر في المدى القصير والطويل، أما بالنسبة للعتاد الفلاحي فقد بينت الدراسة على وجود علاقة موجبة ومعنوية بينه وبين إنتاج الحبوب في المدى القصير والطويل، أما كمية تساقط الأمطار فقد أكدت النتائج وجود علاقة موجبة ومعنوية في المدى الطويل، وبالنسبة لمتغير درجة الحرارة فالعلاقة موجبة وغير معنوية في المدى الطويل وعكسية وغير معنوية في المدى القصير.

الكلمات المفتاحية: حبوب؛ دالة إنتاج؛ مساحة مزروعة؛ تساقط مطري؛ نموذج ARDL.

Abstract: This study aims to measure the relationship between the quantity of cereal production in Algeria and the most important factors that affect it, using the autoregressive model of distributed time intervals (ARDL) for the period (1980-2020), The study concluded that there is a long-term and short-term equilibrium relationship between the study variables, and the results confirmed the existence of a positive (direct) and significant relationship between the area of agricultural land and cereal production in Algeria in the short and long term, as for agricultural equipment, the study showed a positive and significant relationship between it and cereal production in the short term, while there is a positive and insignificant relationship in the short and long term As for the amount of precipitation, the results confirmed the existence of a positive and significant relationship in the long term, and with regard to the temperature variable, the relationship is positive and not significant in the long term, and negative (inverse) and not significant in the short term.

Key words: cereals; Production function; cultivated area; precipitation; ARDL model.

المقدمة:

تعتبر الحبوب من أكثر المحاصيل زراعة في العالم، لكونها مصدرا غذائيا رئيسيا للسكان، ولأهميتها الاستراتيجية في توفير الأمن الغذائي، وتحتل مجموعة محاصيل الحبوب مكانة هامة في القطاع الزراعي بشكل خاص وفي الاقتصاد الوطني للجزائر بشكل عام، ويبرز ذلك من خلال مساهمتها في تكوين الناتج الزراعي، واستقطابها لعدد كبير من العمالة الزراعية ونسبة مساحتها الزراعية مقارنة بالمساحة الكلية، يضاف إلى ذلك أنها تعتبر المدخلات الرئيسية لكثير من الصناعات الغذائية ذات الاستهلاك الواسع، إن هذه الأهمية الاقتصادية لمجموعة محاصيل الحبوب دفع بالدولة إلى تعزيز مكانتها وإعطاءها عناية خاصة ضمن البرامج التنموية الزراعية.

على الرغم من الأهمية الاقتصادية للقطاع الزراعي والإمكانات المتاحة للجزائر في هذا المجال، إلا أنها لا تزال تعاني العديد من المشاكل كعدم تحقيق الاكتفاء الذاتي والتبعية الغذائية المفرطة، حيث تشير الأرقام المحصل عليها إلى عدم قدرة الإنتاج المحلي تغطية الحاجيات الاستهلاكية المتزايدة من سنة إلى أخرى، مما يؤدي إلى لجوئها للسوق العالمية لتغطية هذا العجز، هذا ما دفعها إلى توجيهها نحو استيراد كميات كبيرة من الحبوب، وهو ما انعكس في الزيادات الهائلة في الفاتورة الغذائية الجزائرية من حيث القيمة والكمية، وتعتبر الجزائر من بين الدول الأكثر استيرادا للحبوب في العالم، حيث لا يغطي إنتاج الحبوب أكثر من 50% من حاجيات الاستهلاك في أحسن المواسم¹.

من خلال ما سبق، ارتأينا أن تكون إشكالية الدراسة على النحو الآتي:

"ما هي أهم محددات دالة إنتاج الحبوب في الجزائر؟ وكيف يمكن تقديرها؟"

فرضيات الدراسة:

- توجد علاقة طردية ذات دلالة إحصائية بين المساحة المزروعة والكمية المنتجة من الحبوب.
- توجد علاقة طردية ذات دلالة إحصائية بين كمية العتاد الفلاحي والكمية المنتجة من الحبوب.
- توجد علاقة طردية ذات دلالة إحصائية بين كمية تساقط الأمطار والكمية المنتجة من الحبوب.
- توجد علاقة عكسية ذات دلالة إحصائية بين درجة الحرارة والكمية المنتجة من الحبوب.

أهمية الدراسة: تكمن أهمية الدراسة فيما يلي:

- تقديم أفضل دالة يمكن التنبؤ بحجم إنتاج الحبوب في الجزائر، حيث تعتبر الحبوب من السلع المهمة.

¹ العقاب محمد، شيبوط سليمان، وسالت محمد مصطفى، إنتاج القمح ومدى مساهمته في تحقيق الاكتفاء الذاتي في الجزائر خلال الفترة 1980-2016، الملتقى الدولي السابع اقتصاديات الإنتاج الزراعي في ظل خصوصيات المناطق الزراعية في الجزائر والدول العربية، جامعة الوادي، 30 أكتوبر 2019، ص99-111.

-إظهار الأثر الذي تسببه المساحات المزروعة والعتاد الفلاحي وكميات الأمطار ودرجة الحرارة على الكميات المنتجة من الحبوب وبيان ذلك في نموذج قياسي.

أهداف الدراسة: تهدف هذه الدراسة إلى:

- التعرف على أهم العوامل المؤثرة على إنتاج الحبوب في الجزائر.

- تصميم نموذج قياسي لتقدير دالة إنتاج الحبوب في المدى القصير والمدى الطويل.

منهج الدراسة: لدراسة هذا الموضوع اتبعنا المنهج الوصفي التحليلي والقياسي، حيث سيتم استخدام المنهج الوصفي للتعرف على معالم المشكلة وتحديد أسبابها ووصف العلاقات بينها، كما يعتمد البحث على التحليل القياسي من خلال بناء نموذج قياسي لدالة إنتاج الحبوب في الجزائر باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL خلال الفترة (1980-2020).

المبحث الأول: إنتاج الحبوب في الجزائر والعوامل المؤثرة فيه

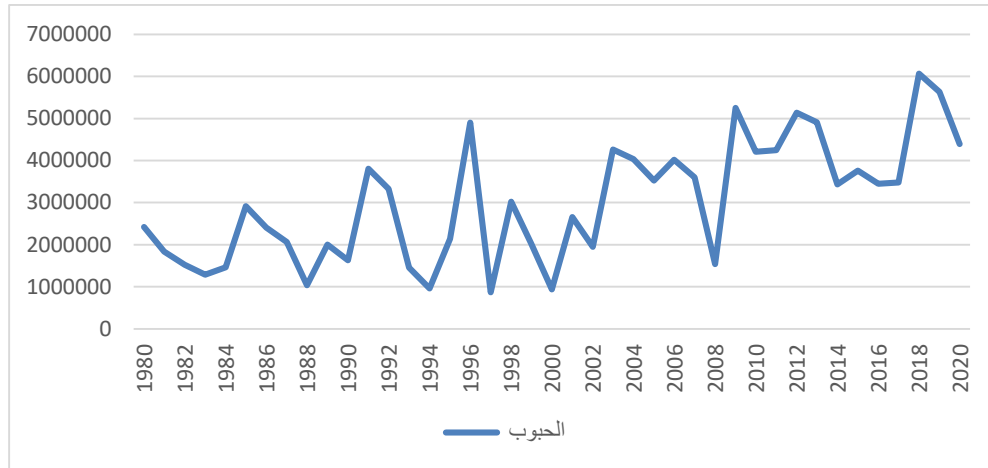
إن أهم ما يميز إنتاج الحبوب في الجزائر هو الضعف المسجل في الكمية وركود المساحات المزروعة مع تذبذب كبير في مستويات الإنتاج بالرغم من جهود التكتيف والتطوير، مما يبقيه عاجزا على تغطية حاجيات الاستهلاك المحلي، وتعتبر الجزائر من أكبر الدول المستوردة للحبوب في العالم، بنسبة استهلاك فردي يقدر في المتوسط 220كغ سنويا، كما تمثل الحبوب 50% من الميزانية الكلية المخصصة للغذاء، حيث يقدر الطلب الوطني على الحبوب ب 7.5 مليون سنويا، وهو بذلك لا يغطي سوى 25% من الاحتياجات الوطنية²، ويتميز إنتاج محاصيل الحبوب بالتذبذب الحاد، مما يشير إلى ضعف التحكم في التقنيات الزراعية من جهة وإلى التغيرات المناخية من جهة أخرى.

المطلب الأول: إنتاج الحبوب في الجزائر

تشكل الحبوب من أهم المنتجات الغذائية في الجزائر، لما تحتله من مكانة هامة من حيث كميات الإنتاج والمساحات الزراعية المخصصة لها، ولتكوين صورة عن تطور إنتاج الحبوب في الجزائر خلال الفترة (1980-2020)، يمكن ملاحظة الشكل التالي:

² حدادة فريدة، وسعادي عماد، واقع ومتطلبات إعادة هيكلة وتأهيل تنافسية شعبة تحويل الحبوب ومشتقاتها في الجزائر، مجلة اقتصاديات شمال افريقيا، 2022، المجلد 19 (العدد 29)، ص 295-316.

الشكل رقم (01): تطور إنتاج الحبوب في الجزائر (الوحدة: طن)



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على معطيات البنك الدولي.

(www.albankaldawli.org/ar/country/algeria. Consulté le 02/07/ 2023)

من خلال هذا الشكل يتضح جليا، أن كميات إنتاج الحبوب عرفت عدة تذبذبات متأرجحا بين الانخفاض والارتفاع وعدم الانتظام من خلال الكمية المنتجة وهذا راجع للتأثر بالتغيرات المناخية وخاصة تساقط الأمطار وارتفاع درجات الحرارة، وقد سجلت كميات الإنتاج من محاصيل الحبوب سنة 1980 حوالي 2419074 طن لتتجه إلى الانخفاض المستمر إلى غاية سنة 1983 أين بلغت 1290834 طن، ثم شهد تذبذبا بين الارتفاع والانخفاض حيث وصل الإنتاج سنة 1996 إلى 4901678 طن ثم انخفض إلى أدنى مستوى له سنة 1997 ليصل إلى 870017 طن، وشهدت الفترة من 1998-2008 تذبذبا في الإنتاج، ليرتفع في سنة 2009 إلى حوالي 5253472 طن ويحافظ على مستوى شبه مستقر في الفترة من 2009 إلى غاية 2018 والتي شهدت مستوى قياسي قدر ب 6066235 طن وهو أحسن مستوى إنتاج لم تصل له الجزائر من قبل خلال فترة الدراسة، أما سنتي 2019 و2020 فنلاحظ أن هناك انخفاض طفيف في إنتاج الحبوب وهذا راجع إلى انخفاض تساقط الأمطار خلال هذه الفترة وما انعكس سلبا على كميات الإنتاج من هذه المحاصيل، وإلى سوء استخدام الأسمدة الكيميائية بطريقة علمية، بالإضافة إلى ارتفاع تكاليف الإنتاج.

المطلب الثاني: العوامل المؤثرة في إنتاج القمح في الجزائر

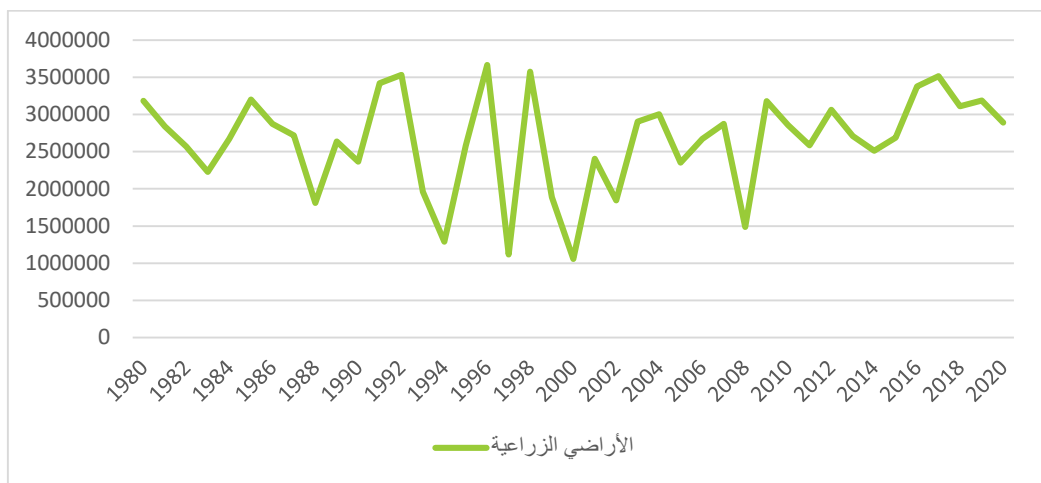
إنتاج الحبوب في الجزائر له عدة متغيرات تؤثر في كمية إنتاجه وجودته بدرجات متفاوتة، وتتمثل فيما يلي:

يلي:

أولاً: تطور المساحة المزروعة للحبوب

يحتل محصول الحبوب المرتبة الأولى من حيث المساحة الزراعية الكلية، حيث تقدر حجم المساحات الزراعية في الجزائر ب 8.5 مليون هكتار³، والشكل التالي يوضح تطور المساحة الزراعية المخصصة لمحاصيل الحبوب:

الشكل رقم(02): تطور المساحة المزروعة للحبوب في الجزائر (الوحدة: هكتار)



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على معطيات البنك الدولي.

(www.albankaldawli.org/ar/country/algeria. Consulté le 02/07/ 2023)

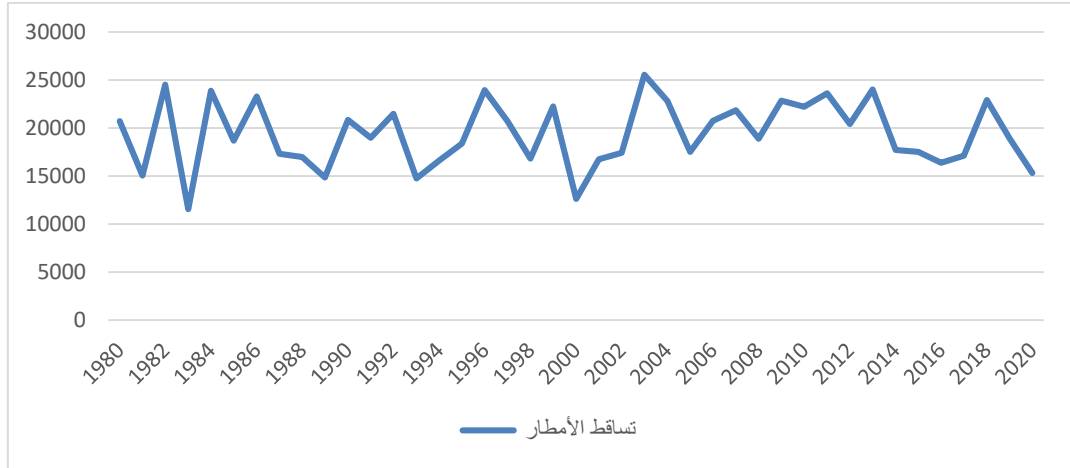
من خلال هذا الشكل البياني والذي يمثل تطور المساحة المزروعة للحبوب في الجزائر للفترة 1980-2020 يتضح أن متوسط المساحة المزروعة للحبوب يقدر ب 2642 ألف هكتار، وتراوح المساحة ما بين 3181 ألف هكتار سنة 1980 و 3530 ألف هكتار سنة 1992 لتشهد انخفاض كبير سنة 1994 يقدر ب 1287 ألف هكتار، لترتفع إلى أقصى مساحة مخصصة للحبوب سنة 1996 تقدر ب 3663 ألف هكتار وتواصل في التذبذب بالارتفاع والانخفاض ويرجع السبب للظروف المناخية والمتمثلة انخفاض تساقط الأمطار، حتى سنة 2009 لتصل إلى مستوى يقدر ب 3176 ألف هكتار وهي سنة نهاية الاستراتيجية الوطنية للتنمية الريفية المستدامة (2004-2009)، أما خلال الفترة 2010 إلى 2020 فقد بلغت متوسط المساحة لهذه الفترة ما يقارب 2952 ألف هكتار وهذا راجع إلى بداية تنفيذ سياسات التجديد الفلاحي.

ثانياً: تطور كمية الأمطار المتساقطة في الجزائر

³ بن عزيز أسامة، ويوعديلي ياسين، مساهمة الإنتاج الفلاحي في تحقيق الأمن الغذائي في الجزائر: شعبة القمح نموذجاً، مجلة المنتدى للدراسات والأبحاث الاقتصادية، 2022، 6 (2)، ص 138-153.

إنتاج محاصيل الحبوب في الجزائر مرهون بالتغيرات المناخية وخاصة تساقط الأمطار والشكل المولي يوضح كمية الأمطار المتساقطة في الجزائر من 1980 إلى 2020:

الشكل رقم (03): كمية الأمطار المتساقطة في الجزائر (الوحدة: ملم)



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على معطيات البنك الدولي.

(www.albankaldawli.org/ar/country/algeria. Consulté le 02/07/ 2023)

من خلال الشكل البياني والذي يمثل كمية التساقط المطري في الجزائر خلال الفترة 1980-2020 نلاحظ أن هناك تذبذب في تساقط الأمطار خلال السنة حيث بلغت سنة 1980 حوالي 20718 ملم وانخفضت سنة 1983 إلى أدنى مستوى له بحوالي 11571 ملم، وسجلت أعلى قيمة لها سنة 2003 بحوالي 25581 ملم، وشهدت خلال الفترة 2003-2018 تذبذبا في كمية تساقط الأمطار حيث بلغت سنة 2018 حوالي 22925 ملم لتتخف في السنتين الموليتين بشكل كبير، وللأمطار تأثير كبير على نمو المحاصيل الزراعية لأنها المصدر الرئيسي للمياه العذبة اللازمة للنبات، وإذ المهم أن تسقط في الوقت المناسب وهو فصل النمو، وكما تكون الأمطار مفيدة للزراعة فأحيانا تكون ضارة كما يحدث في الفيضانات والسيول.

المبحث الثاني: نمذجة دالة إنتاج الحبوب في الجزائر

تم الاعتماد في دراسة إنتاج الحبوب في الجزائر على المتغيرات المتمثلة في كل من المساحة الإجمالية لإنتاج الحبوب والعتاد الفلاحي وكمية الأمطار المتساقطة ودرجة الحرارة، أما فيما يخص البيانات السنوية

(1980-2020) فقط تم الحصول عليها من البنك الدولي⁴، والكتاب السنوي للإحصائيات الزراعية للمنظمة العربية للتنمية الزراعية⁵.

المطلب الأول: تحديد نموذج الدراسة

أولاً: متغيرات ونموذج الدراسة

لتقدير دالة إنتاج الحبوب في الجزائر تم استخدام دالة كوب دوغلاس Cobb-Douglas. ويمكن صياغة دالة إنتاج الحبوب كما يلي:

$$QC = \alpha LA^{B_1} ME^{B_2} RA^{B_3} TA^{B_4}$$

حيث أن:

QC: تمثل الكمية المنتجة من الحبوب.

LA: تمثل المساحة المخصصة لزراعة الحبوب.

ME: تمثل العتاد الفلاحي.

RA: تمثل التساقط المطري.

TA: درجة الحرارة.

B_1, B_2, B_3, B_4 : تمثل مرونة عوامل الإنتاج

α : ثابت الدالة.

وبما أن شكل العلاقة يأخذ الشكل الأسّي، فلا بد من إدخال اللوغاريتم الطبيعي للمعادلة فنحصل على:

$$\ln QC = \ln \alpha + B_1 \ln LA + B_2 \ln ME + B_3 \ln RA + B_4 \ln TA$$

عملياً تعتبر نماذج ARDL من التي قام بتطويرها (Pesaran et al (2001) من أفضل النماذج الديناميكية لدراسة العلاقة طويلة الأجل وقصيرة الأجل بين متغيرات الدراسة وذلك بأخذ العدد الكافي من فترات الانبطاء الزمني للحصول على أفضل مجموعة من البيانات، كما أن هذا النوع من النماذج يحتوي عدة مزايا من بينها لا يشترط نفس درجة التكامل بين المتغيرات، أي يمكن أن تكون المتغيرات متكاملة من الدرجة صفر $I(0)$ أو

⁴ banque mondiale. <https://www.albankaldawli.org/ar/country/algeria>. Consulté le 02/07/ 2023

⁵ aoad, <https://www.aoad.org/> Consulté le 02/07/ 2023

متكاملة من الدرجة الواحد (1) أو مزيج من الاثنين، كم أن نماذج (ARDL) تمكننا أيضا من حساب معلمات الأجل الطويل والأجل القصير بالاعتماد على معادلة واحدة خلاف للنماذج الديناميكية الأخرى.⁶

حيث أن هذا الأسلوب مستند إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير مقيد UECM ويمتاز هذا الأسلوب على النوع التقليدي لتقنيات التكامل المشترك من خلال تقدير المركبات القصيرة الأجل وطويلة الأجل بشكل آني وبالوقت نفسه، كما يساعد على التخلص من المشكلات المتعلقة بحذف المتغيرات ومشكلات الارتباط الذاتي للمقدرات الناتجة عن هذه الطريقة تكون غير متحيزة لأنها تساهم في منع حدوث الارتباط الذاتي، كما يمكن تطبيقه في حالة إذا كان حجم العينة صغير وهذا عكس معظم الاختبارات التكامل المشترك التقليدية التي تتطلب أن يكون حجم العينة كبير لكي تكون النتائج أكثر كفاءة.⁷

وعليه يمكن صياغة نموذج ARDL الذي يقدر دالة إنتاج الحبوب في الجزائر كما يلي:

$$\begin{aligned} \Delta \ln QC_t = & c + B_1 \ln QC_{t-1} + B_2 \ln LA_{t-1} + B_3 \ln ME_{t-1} + B_4 \ln RA_{t-1} \\ & + B_5 \ln TA_{t-1} + \sum_{i=0}^q \mu_{1,i} \Delta \ln QC_{t-1} + \sum_{i=0}^{P_1} \mu_{1,i} \Delta \ln LA_{t-1} \\ & + \sum_{i=0}^{P_2} \mu_{2,i} \Delta \ln ME_{t-1} + \sum_{i=0}^{P_3} \mu_{3,i} \Delta \ln RA_{t-1} + \sum_{i=0}^{P_4} \mu_{4,i} \Delta \ln TA_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

حيث أن:

B_5, B_4, B_3, B_2, B_1 : تمثل معلمات العلاقة الطويلة الأجل،

$\mu_{5,i}, \mu_{4,i}, \mu_{3,i}, \mu_{2,i}, \mu_{1,i}$: تمثل معلمات العلاقة القصيرة الأجل،

P_4, P_3, P_2, P_1, q : تمثل درجة الابطاء للمتغير التابع وكل من المتغيرات المستقلة على التوالي،

C: الحد الثابت،

⁶ Pesaran, M. H. **Bounds testing approaches to the analysis of level relationships**. Journal of applied econometrics, 2001, 16 (3), P 289-326.

⁷ شيخي محمد، وسلامي أحمد، اختبار السببية والتكامل المشترك بين الادخار والاستثمار في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة 1970-2011، مجلة الباحث، 2013، 13 (13)، ص 121-134.

ε_t : حد الخطأ العشوائي،

Δ : الفرق من الدرجة الأولى.

ثانيا: اختبار استقرارية السلاسل الزمنية (اختبار جذر الوحدة حسب Dickey – Fuller)

من أجل معرفة إستقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج، نستخدم اختبار جذر الوحدة المتمثل في اختبار ديكي فولر الموسع ADF، كما يوضحه الجدول التالي:

الجدول (01): نتائج اختبار ديكي فولر الموسع (ADF) لاختبار الإستقرارية

الفرق الاول			المستوى			المتغيرات
None	C	T and C	None	C	T and C	
-7.6373	-7.6034	-7.4966	0.6035	-4.0997	-6.4826	Ln QC
-9.4293	-9.2990	-9.2218	0.0653	-6.3580	-6.4487	Ln LA
-5.6166	-5.8663	-6.0896	2.1508	-5.0710	-4.4795	Ln ME
-13.4462	-13.2680	-13.1315	-0.0690	-7.2357	-7.3133	Ln RA
-9.2396	-9.1717	-9.0550	0.4621	-3.1653	-4.9173	Ln TA
-2.6272	-3.6155	-4.2191	-2.6272	-3.6055	-4.2050	الدرجة الثانية
-1.9498	-2.9411	-3.5330	-1.9498	-2.9369	-3.5266	
-1.6114	-2.6090	-3.1983	-1.6114	-2.6068	-3.1946	

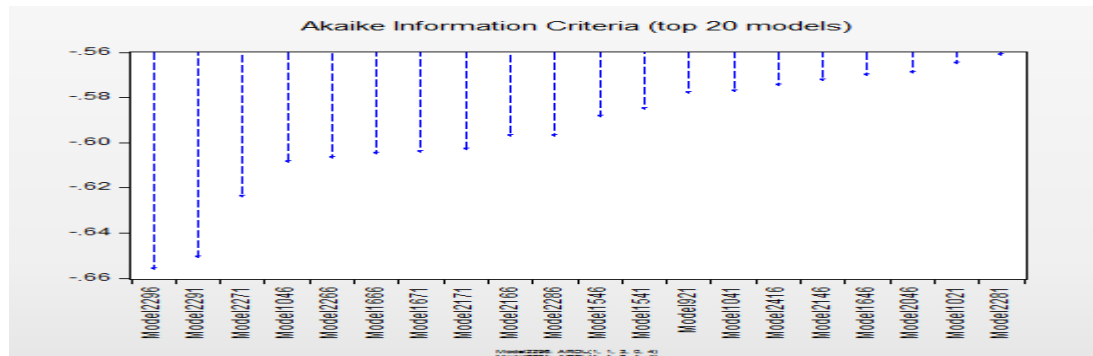
المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews12.

من خلال نتائج اختبارات جذر الوحدة والمتمثلة في اختبار ADF، تبين أن المتغيرات الخمسة يستقرون بالنماذج الثلاثة (الثابت والاتجاه، الثابت فقط، من غير الثابت ومن غير الاتجاه) المتعلقة بالاختبار عند الفرق الأول، حيث يمكن رفض فرضية عدم الثبات التي تشير إلى وجود جذر الوحدة بالمتغيرات عند الفرق الأول، ولا يستقر التابع عند المستوى، مما يسمح لنا بتطبيق منهجية ARDL.

ثالثا: اختبار النموذج الأمثل

بعد تحديد درجة تكامل متغيرات الدراسة والتأكد من أنها غير متكاملة من الدرجة الثانية نقوم بتحديد عدد فترات الإبطاء المثلى بناء على معيار المعلوماتية AIC مع تحديد فترات الإبطاء 4 كحد أعلى وهذا في إطار النموذج العام ل ARDL.

الشكل رقم(04): فترة الإبطاء المثلى لنموذج ARDL



المصدر: من مخرجات برنامج Eviews12

من خلال هذا الشكل رقم نلاحظ أنه اختير نموذج $ARDL(1, 1, 3, 0, 4)$ كأفضل نموذج من بين 2500 نموذج تم تقييمه، وسيتم إجراء اختبار الحدود انطلاقاً من هذا النموذج.

رابعاً: اختبار التكامل المشترك (اختبار الحدود F)

من أجل التأكد من وجود علاقة طويلة الأجل في إطار نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM يقدم Pesaran et All (2001) منهجاً حديثاً لاختبار مدى تحقق العلاقة التوازنية طويلة الأجل وتسمى بـ Bounds Testing ونتائج اختبار الحدود Bounds Test موضحة في الجدول التالي:

الجدول (02): اختبار الحدود (Bounds test)

ARDL Bounds Test		
Null Hypothesis: No long-run relationships exist		
Test Statistic	Value	K
F-statistic	4.232235	4
Critical Value Bounds حدود القيمة الحرجة		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.2	3.09
5%	2.56	3.49
2.5%	2.88	3.87
1%	3.29	4.17

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews12

من خلال نتائج اختبار التكامل المشترك يتضح لنا أن إحصائية فيشر المحسوبة $F_{statistic}=4.232235$ أكبر من القيم الحرجة للحد الأعلى عند مستوى معنوية 5%، وهو ما يجعلنا نرفض الفرض العدم القاضي بعدم وجود تكامل مشترك ونقبل الفرض البديل والذي ينص على أن هناك علاقة توازن طويلة المدى بين متغيرات الدراسة.

المطلب الثاني: تقدير معاملات المدى الطويل وال المدى القصير

أولاً: تقدير معاملات الأجل الطويل:

انطلاقاً من النتائج التي أكدت وجود علاقة طويلة الأجل تحصلنا على القيم التالية:

الجدول (03): تقدير المعلمات في المدى الطويل

Long Run Coefficients				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
Ln LA	1.015350	0.280895	3.614701	0.0015
Ln ME	1.114044	0.674024	1.652826	0.1120
Ln RE	1.014246	0.424487	2.389345	0.0255
Ln TE	11.87395	6.232862	1.905055	0.694
C	-60.48192	14.10605	-4.287658	0.0003

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews12

تشير نتائج تقدير العلاقة طويلة الأجل إلى معنوية وطردية معامل مساحة الأراضي الإجمالية المخصصة لإنتاج الحبوب على متغير كمية إنتاج الحبوب بمستوى معنوية 5%، ففي هذه الحالة يكون لمساحة الأراضي المزروعة أثر موجب على إنتاج الحبوب، حيث أن ارتفاع معدل المساحة المزروعة بـ 1% يؤدي إلى ارتفاع إنتاج الحبوب إلى 1.015%، وهي نتيجة تتوافق بما جاء في النظرية الاقتصادية لأن الزيادة في مساحة الأراضي المخصصة للحبوب سيزيد من كمية إنتاجه والعكس صحيح. أما بالنسبة لمعلمة كمية الأمطار المتساقطة تشير نتائجها على وجود علاقة طردية ومعنوية عند مستوى معنوية 5%، حيث أن زيادة كمية الأمطار المتساقطة بـ 1% يؤدي إلى ارتفاع إنتاج الحبوب إلى 1.014%، وهي نتيجة تتوافق بما جاء في النظرية الاقتصادية. أما بالنسبة لمعلمتي الآلات الزراعية ودرجة الحرارة تشير نتائجهما على وجود علاقة طردية وغير معنوية عند مستوى معنوية 5%.

ثانيا: تقدير نموذج تصحيح الخطأ لـ ARDL:

بعد التأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل وفق اختبار الحدود ينبغي تقدير المعلمات في الأجل القصير ومعلمة تصحيح الخطأ (ECM).

الجدول (04): نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ

المتغير التابع ΔQC				
variable	coefficient	Std.Error	T.Statistic	Prob.
D(Ln LA)	1.189505	0.055817	21.31095	0.0000
D(LnME)	1.628718	0.416382	3.911594	0.0007
D(Ln ME(-1))	-0.769530	0.418740	-1.837726	0.0791
D (Ln ME(-2))	-1.026475	0.380489	-2.697781	0.0128
D((Ln TE)	-4.034346	2.347949	-1.718243	0.0992
D((Ln TE(-1))	-9.168820	2.487147	-3.686481	0.0012
D((Ln TE(-2))	-3.569633	2.697201	-1.323459	0.1987
D((Ln TE(-3))	-6.299436	2.207177	-2.854069	0.0090
CointEq(-1)*	-0.604597	0.108740	-5.560011	0.0000
المؤشرات الإحصائية				
R-Squared	AdjR-Squared	SE Regression	D-W	
0.9633	0.9528	0.1372	1.75	

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews12

تشير نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ أن معلمة تصحيح الخطأ (-0.60) ذات معنوية ($\text{prob}=0.00<0.05$) وإشارتها سالبة تزيد من صحة ودقة العلاقة التوازنية في المدى الطويل وأن آلية تصحيح الخطأ موجودة بالنموذج وتقيس المعلمة سرعة العودة إلى وضع التوازن في الأجل الطويل، وبالتالي تحقق الشرط اللازم والكافي، وهذا يدل على أن كمية إنتاج الحبوب تتعدل نحو قيمتها التوازنية في كل فترة زمنية من اختلال التوازن المتبقي في الفترة (t-1) بما يعادل 60 %، كما نلاحظ أن: $R^2 = 0.96$ و $\bar{R}^2 = 0.95$ أي 95 % من التغيرات الحاصلة في إنتاج الحبوب تفسرها المتغيرات المستقلة (المساحة المزروعة، العتاد الفلاحي، تساقط الأمطار، درجات الحرارة).

كما يتضح من خلال معادلة نموذج تصحيح الخطأ بالنسبة لمعلمتي المساحة المخصصة لإنتاج الحبوب والآلات الزراعية بوجود علاقة طردية ومعنوية عند مستوى معنوية 5 %، أما فيما يخص معلمة درجة الحرارة فتوجد علاقة عكسية وغير معنوية عند مستوى معنوية 5 %.

المطلب الثالث: اختبارات التشخيص (اختبار صلاحية النموذج)

أولاً: اختبار الارتباط الذاتي للبواقي

للكشف عن مدى وجود ارتباط ذاتي بين بواقي النموذج نستخدم اختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

الجدول (05): نتائج اختبار الارتباط الذاتي للبواقي

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
إختبار الارتباط الذاتي للبواقي			
F-Statistic	1.915817	Prob. F(2,21)	0.1721
Obs* R - Squared	5.709269	Prob. Chi-Squar (2)	0.0576

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews12

من خلال الجدول نلاحظ أن القيمة الإحصائية المحتسبة لفيشر لاختبار الارتباط التسلسلي للبواقي بلغت (1.915817) بقيمة احتمالية 0.1721 وهي أكبر من 5%، وهذا ما يشير إلى قبول فرضية عدم الارتباط التسلسلي للبواقي التي تنص على عدم وجود ارتباط ذاتي بين بواقي النموذج ورفض الفرضية البديلة.

ثانياً: اختبار عدم ثبات التباين

يشير الجدول رقم يلاحظ أن القيمة الإحصائية المحتسبة لفيشر لاختبار عدم ثبات التباين المشروط بالانحدار الذاتي بلغت (0.318423) بقيمة احتمالية 0.9819 وهي أكبر من 5%، وعليه نقبل فرضية عدم الثبات التي تنص على عدم ثبات التباين ورفض الفرضية البديلة.

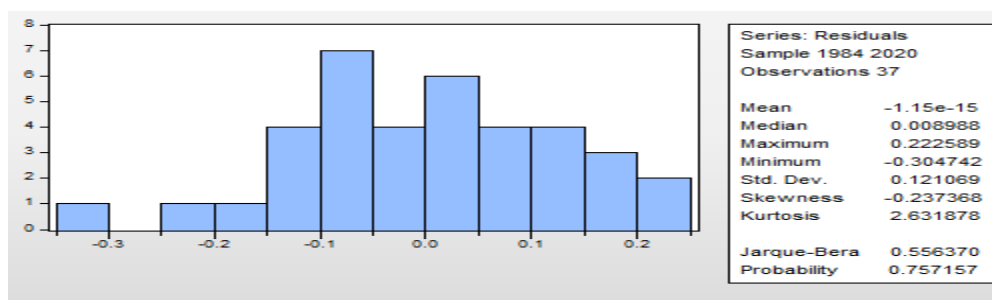
الجدول (06): نتائج اختبار عدم ثبات التباين

Heteroskedasticity Test : Breusch-Pagan-Godfrey			
اختبار عدم ثبات التباين			
F - Statistic	0.318423	Prob.F (13 ; 23)	0.9819
Obs* R - Squared	5.643488	Prob.Chi-Square (13)	0.9582
Scaled explained SS	1.779334	Prob.Chi-Square (13)	0.9999

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews12

ثالثا: اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي

الشكل رقم (05): نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي



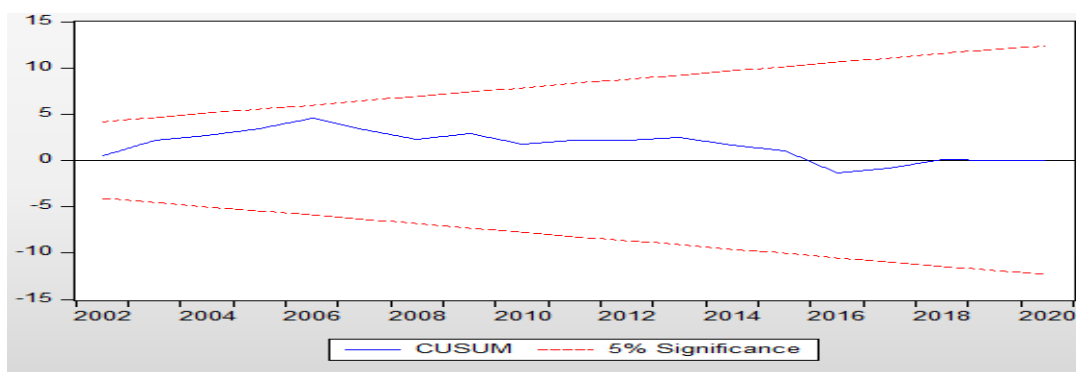
المصدر: مخرجات برنامج Eviews12

للتحقق من التوزيع الطبيعي للبواقي نستخدم اختبار Jarque-Bera ، حيث تشير النتائج في الشكل أعلاه إلى قبول فرضية العدم التي تنص على التوزيع الطبيعي للبواقي.

رابعا: اختبار استقرار النموذج

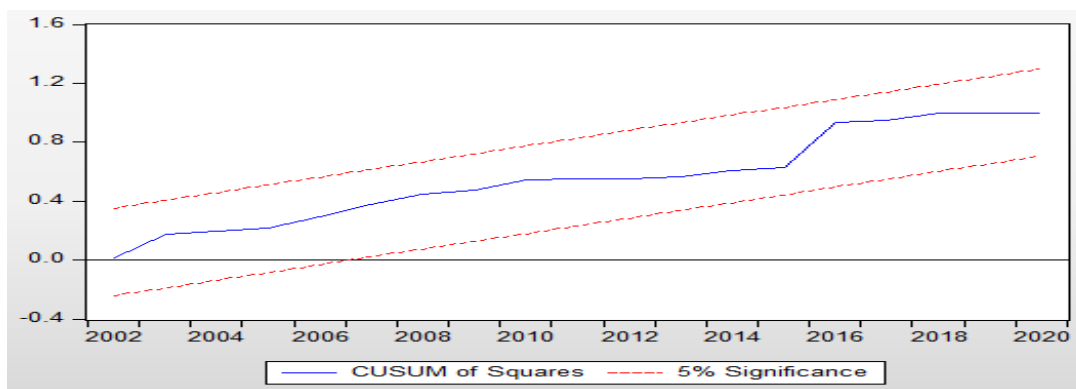
للتأكد من خلو البيانات المستخدمة في الدراسة من أي تغيرات هيكلية فيها لابد من استخدام أحد الاختبارات المناسبة مثل: اختبار المجموع التراكمي للبواقي (CUSUM) واختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المتتابة (CUSUMQ) ويعدان هذان الاختباران مهمان لأنهما يوضحان وجود أي تغير هيكلية في البيانات ومدى استقرار وانسجام المعلمات طويلة الأجل مع قصيرة الأجل.

الشكل رقم(06): اختبار (CUSUM)



المصدر: مخرجات برنامج Eviews12

الشكل رقم(07): اختبار (CUSUMQ)



المصدر: مخرجات برنامج Eviews12

من خلال الشكلين السابقين وبما أن المنحنيين واقعيين داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5% فيمكن القول أن من كل النموذجين الطويل والقصير الأجل لا يحتويان على أي تغير هيكلي.

الخاتمة:

حاولنا في هذه الدراسة نمذجة دالة إنتاج الحبوب في الجزائر خلال الفترة 1980-2020، وبالاعتماد على منهج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL تم تقدير النموذج وذلك بالاعتماد على سلاسل زمنية لمتغيرات كمية إنتاج الحبوب كمتغير تابع، والمساحة المزروعة، العتاد الفلاحي، كمية تساقط الأمطار، درجات الحرارة، كمتغيرات مستقلة وتم التوصل إلى النتائج التالية:

- معامل تصحيح الخطأ (ECM) كان سالبا ومعنويا عند (5%) أي أنه ذو دلالة إحصائية، مما يضمن آلية تصحيح الخطأ ووجود علاقة طويلة الأجل ف بين متغيرات الدراسة إضافة إلى نموذج تصحيح الخطأ مقبول.

- توجد علاقة موجبة (طردية) ومعنوية بالنسبة لمساحة الأراضي الإجمالية المخصصة لإنتاج الحبوب في المدى الطويل، وهذا يتوافق مع النظرية الاقتصادية وذلك أن زيادة المساحة المزروعة ب 1% يؤدي إلى ارتفاع إنتاج الحبوب إلى 1.015%. وكذلك توجد علاقة موجبة ومعنوية بالنسبة لمساحة الأراضي الإجمالية المخصصة لإنتاج الحبوب في المدى القصير.

- توجد علاقة موجبة (طردية) وغير معنوية بالنسبة العتاد في المدى الطويل، حيث أن زيادة عدد حجم العتاد الفلاحي ب 1% يؤدي إلى ارتفاع إنتاج الحبوب إلى 1.14%، وتوجد علاقة موجبة (طردية) ومعنوية بالنسبة للعتاد الفلاحي في المدى القصير.

-توجد علاقة موجبة (طرديّة) ومعنوية بالنسبة لكمية تساقط الأمطار في المدى الطويل، وهذا يتوافق مع النظرية الاقتصادية، وذلك أن زيادة كمية الأمطار ب 1% يؤدي إلى ارتفاع إنتاج الحبوب إلى 1.014 %، كما تبين عدم وجود تأثير لكمية الأمطار في المدى القصير بالنظر لغياب المعنوية الإحصائية لها.

-توجد علاقة موجبة (طرديّة) وغير معنوية بالنسبة لدرجة الحرارة في المدى الطويل، وهذا يتوافق مع النظرية الاقتصادية، وتوجد علاقة سالبة (عكسية) وغير معنوية بالنسبة لدرجة الحرارة في المدى القصير.

ومن خلال هذه النتائج يمكن تقديم التوصيات التالية:

- ضرورة زيادة المساحات المزروعة حبوبا (استصلاح الأراضي الصحراوية) لتغطية العجز في إنتاج الحبوب بهدف تحقيق الاكتفاء الذاتي.

- تشجيع وتحفيز الدولة للمزارعين لزيادة الإنتاج وذلك من خلال رفع من سعر شراء محاصيل الحبوب.

- توفير مدخلات الإنتاج والتمويل اللازم في الوقت المناسب.

- الاهتمام بطرق تسيير الموارد المائية وعدم الاعتماد كلياً على تساقط الأمطار.

- الاستفادة من التطور التكنولوجي خاصة في مجال العتاد الفلاحي.

- أهمية إجراء بحوث علمية لدراسة العلاقة بين إنتاج الحبوب والمتغيرات الأخرى التي لم تشملها الدراسة (التمويل، استخدام الأسمدة والمبيدات، تكاليف الإنتاج، أسعار المنتجات ...) هذه المتغيرات لها تأثير على الإنتاج الزراعي.

قائمة المصادر والمراجع:

1. بن عزيز أسامة، وبوعبدلي ياسين، مساهمة الإنتاج الفلاحي في تحقيق الأمن الغذائي في الجزائر: شعبة القمح نموذجا، مجلة المنتدى للدراسات والأبحاث الاقتصادية، 2022، 6 (2).
2. حدادة فريدة، وسعادي عماد، واقع ومتطلبات إعادة هيكلة وتأهيل تنافسية شعبة تحويل الحبوب ومشتقاتها في الجزائر، مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا، 2022، المجلد 19 (العدد 29).
3. شيخي محمد، وسلامي أحمد، اختبار السببية والتكامل المشترك بين الادخار والاستثمار في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة 1970-2011، مجلة الباحث، 2013، 13 (13).

4. العقاب محمد، شيبوط سليمان، وسالت محمد مصطفى، إنتاج القمح ومدى مساهمته في تحقيق الاكتفاء الذاتي في الجزائر خلال الفترة 1980-2016. الملتقى الدولي السابع اقتصاديات الإنتاج الزراعي في ظل خصوصيات المناطق الزراعية في الجزائر والدول العربية، جامعة الوادي، 30 أكتوبر 2019.

5. Pesaran, M. H. **Bounds testing approaches to the analysis of level relationships**. Journal of applied econometrics, 2001, 16 (3).

6. <https://www.albankaldawli.org/ar/country/algeria>.

7. <https://www.aoad.org>.

الملاحق:

الملحق رقم 01: نتائج تقدير نموذج ARDL(1,1,3,0,4)

Dependent Variable: LNQC
Method: ARDL
Date: 04/03/23 Time: 15:05
Sample (adjusted): 1984 2020
Included observations: 37 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): LNLA LNME LNRE LNTE
Fixed regressors: C
Number of models evaluated: 2500
Selected Model: ARDL(1, 1, 3, 0, 4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LNQC(-1)	0.395403	0.162487	2.433448	0.0231
LNLA	1.189505	0.103351	11.50932	0.0000
LNLA(-1)	-0.575627	0.235988	-2.439218	0.0228
LNME	1.628718	0.747113	2.180016	0.0397
LNME(-1)	-1.724700	0.790884	-2.180725	0.0397
LNME(-2)	-0.256945	0.685459	-0.374850	0.7112
LNME(-3)	1.026475	0.481021	2.133950	0.0437
LNRE	0.613210	0.202880	3.022522	0.0061
LNTE	-4.034346	3.138630	-1.285385	0.2115
LNTE(-1)	2.044480	2.730092	0.748869	0.4615
LNTE(-2)	5.599187	2.767076	2.023503	0.0548
LNTE(-3)	-2.729802	3.171283	-0.860788	0.3982
LNTE(-4)	6.299436	2.712710	2.322193	0.0294
C	-36.56720	14.57356	-2.509146	0.0196
R-squared	0.950526	Mean dependent var	14.83680	
Adjusted R-squared	0.922562	S.D. dependent var	0.544306	
S.E. of regression	0.151467	Akaike info criterion	-0.655560	
Sum squared resid	0.527674	Schwarz criterion	-0.046023	
Log likelihood	26.12786	Hannan-Quinn criter.	-0.440670	
F-statistic	33.99151	Durbin-Watson stat	1.757393	
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS12

الملحق رقم 02: نتائج اختبار منهج الحدود وفق منهجية ARDL

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	4.232235	10%	2.2	3.09
k	4	5%	2.56	3.49
		2.5%	2.88	3.87

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS12

الملحق 03: تقدير معاملات الأجل الطويل

Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNLA	1.015350	0.280895	3.614701	0.0015
LNME	1.114044	0.674024	1.652826	0.1120
LNRE	1.014246	0.424487	2.389345	0.0255
LNTE	11.87395	6.232862	1.905055	0.0694
C	-60.48192	14.10605	-4.287658	0.0003

$$EC = LNQC - (1.0154*LNLA + 1.1140*LNME + 1.0142*LNRE + 11.8739*LNTE - 60.4819)$$

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS12

الملحق رقم 04: نموذج تصحيح الخطأ

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(LNQC)
Selected Model: ARDL(1, 1, 3, 0, 4)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 04/03/23 Time: 15:26
Sample: 1980 2020
Included observations: 37

ECM Regression Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNLA)	1.189505	0.055817	21.31095	0.0000
D(LNME)	1.628718	0.416382	3.911594	0.0007
D(LNME(-1))	-0.769530	0.418740	-1.837726	0.0791
D(LNME(-2))	-1.026475	0.380489	-2.697781	0.0128
D(LNTE)	-4.034346	2.347949	-1.718243	0.0992
D(LNTE(-1))	-9.168820	2.487147	-3.686481	0.0012
D(LNTE(-2))	-3.569633	2.697201	-1.323459	0.1987
D(LNTE(-3))	-6.299436	2.207177	-2.854069	0.0090
CointEq(-1)*	-0.604597	0.108740	-5.560011	0.0000
R-squared	0.963305	Mean dependent var		0.033103
Adjusted R-squared	0.952821	S.D. dependent var		0.632019
S.E. of regression	0.137279	Akaike info criterion		-0.925830
Sum squared resid	0.527674	Schwarz criterion		-0.533985
Log likelihood	26.12786	Hannan-Quinn criter.		-0.787686
Durbin-Watson stat	1.757393			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS12

الملحق رقم 05: نتائج اختبار الارتباط الذاتي للبواقي

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	1.915817	Prob. F(2,21)	0.1721
Obs*R-squared	5.709269	Prob. Chi-Square(2)	0.0576

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS12

الملحق رقم 06: نتائج اختبار عدم ثبات التباين

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.318423	Prob. F(13,23)	0.9819
Obs*R-squared	5.643488	Prob. Chi-Square(13)	0.9582
Scaled explained SS	1.779334	Prob. Chi-Square(13)	0.9999

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS12