



وقائع مؤتمرات جامعة سبها
Sebha University Conference Proceedings

Conference Proceeding homepage: <http://www.sebhau.edu.ly/journal/CAS>



اختبار مدى فاعلية نموذج ARDL لتقدير أثر سعر الصرف لدينار الليبي والناتج المحلي الإجمالي على الواردات من القمح في ليبيا للفترة (2017-1980)

إيمان الرفاعي على و عبدالله إبراهيم نور الدين

كلية الزراعة، جامعة سبها، سبها، ليبيا

الكلمات المفتاحية:

دالة الطلب
التكامل المشترك
الانحدار الذاتي
جذر الوحدة
اختبار الحدود
سعر الصرف
نموذج ARDL

الملخص

تناولت هذه الورقة تقدير دالة الطلب للواردات من القمح في ليبيا وتحديد أهم المحددات التي تؤثر فيها. فكمما هو معلوم فإن القمح يعد من أهم المواد الغذائية التي يعتمد عليه كمكون أساسي في الاستهلاك الغذائي اليومي لغالبية السكان في ليبيا، ولتحقيق أهداف هذه الدراسة تم تبني منهجية اختبار الحدود لاختبار التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ في الإطار العام لنموذج (ARDL). لتحقق من مدى وجود علاقة توازنه في المدى الطويل بين الكميات المستوردة من القمح ومتغيرات الدراسة استخدمت بيانات ثنائية سنوية التي تم نشرها من قبل السلطات الحكومية الليبية ومنظمة الأغذية والزراعة الفاو خلال الفترة 1980-2017م. ولتأكد من مدى صلاحية استخدام نموذج (ARDL) من عدمه في هذه الدراسة ثم استخدام اختبار جد الوحدة للكشف عن مدى استقرار المتغيرات والذي بين بأن جميع المتغيرات لم تكن مستقر عند المستوى ولكنها جميع استقرت بعد أخذ الفروق الأولى، وكما أن اختبار الحدود للنموذج أكد وجود علاقة توازنه بين المتغيرات المستقلة والتي تمثلت في (سعر الصرف الحقيقي والناتج المحلي الحقيقي، وعدد السكان بالإضافة إلى سعر القمح وسعر السلعة البديلة للأرز) مقابل الكميات المستوردة من القمح في المدى الطويل نتائج التحليل أظهرت وجود تكامل مشترك معنوي وعلاقة توازنه حيث بلغت قيمة تصحيح الخطأ (-0.74) وهي تتطابق مع مفهوم الاقتصاد القياسي التحليلي بما أن قيمته هي أقل من الواحد الصحيح وبإشارة سالبة، وهذا يعني بأن التغير الحاصل من هذه المتغيرات في المدى القصير على الكمية المستوردة يتم إصلاحه في المدى الطويل بنسبة 74% إذا ما تعرضت هذه المتغيرات الداخلة في النموذج لصدمة خارجية، حيث تستغرق فترة تصل إلى سنة و3 أشهر لتصل لحالة التوازن مرة أخرى. كما قدرة المرونة السعرية والمرونة الداخلية للنموذج فتيين بأن قيمتهما 0.71%، 0.22% على التوالي وهذا يعني بأن المرونة السعرية لطلب على القمح يعتبر مرن في المدين الطويل والقصير، وبما أن المرونة الداخلية أقل من الواحد في المدى القصير فأن الكمية القمح تعتبر سلعة ضرورية للمستهلك، وكما أن المرونة السعرية للطلب على الواردات من القمح في الزمن الطويل أكبر من المرونة الداخلية للقمح في المدى الطويل فأن ذلك يدل بأن القمح يعتبر سلعة ضرورية للمستهلك الليبي في المدين القصير والطويل على حد سواء.

The impact of the real exchange rate of the Libyan dinar on grain imports for the period 1980-2017

Eman Elrofaei, Abdullah Nuraldeen

Faculty of Agriculture, Sebha University, Sebha, Libya

Keywords:

Import equation
Wheat
Unit root
Autoregressive distributed lag
Cointegration
bounds testing

ABSTRACT

The paper aimed to estimate the demand function for wheat imports and identify the most important factors affecting it in Libya. Wheat is one of the most important food products that Libyan people mainly relies on their daily consumption. On order to achieve its objectives, in this study we adopt to use the Bounds Testing Approach to test (cointegration, and the Error Correction Model), within the framework of the Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL). In order to verify the existence of an equilibrium relationship in the long run for the quantity of wheat imports and its determinants, the analysis based on annual secondary data issued by the Libyan authority and (FAO) during the period 1980 -2017. To apply the (ARDL) approach, the unit root test was used to detect it's exist in

*Corresponding author:

E-mail addresses: im.alkashkari@sebhau.edu.ly , (A. Nuraldeen) Abd. NurAldeen@sebhau.edu.ly

Article History : Received 10 March 2026 - Received in revised form 15 April 2026 - Accepted 16 May 2026

the variables. The results of bounds test indicated the existence of a long-run equilibrium relationship between the variables of the model mainly (price of wheat, real exchange rate, real income and population), which indicates the presence of co-integration, and the value of the error correction factor equal to **(-0.74)**. The estimated error correction coefficient indicates that 74% percent deviation of the variables from its long run equilibrium level is corrected each period where such correction rate for wheat import is equivalent to **1.3** (one year and 3 month) when the model expos to external shock). Furthermore, the elasticity of price and income are respectively **(-0.71)** and **(0.22)**, that means demand of wheat import is elastic, and the long-run price elasticity is greater than in the short run. While the income elasticity of wheat import is less than one in the short run, which means that wheat is consider as normal and necessary commodity for Libyan consumers. The results also showed a large size of the price elasticity of demand in the long run, with regard to the elasticity of income, it mean that wheat is consider necessary commodity in the short run as will as long run for the Libyan consumers

1- المقدمة

العربية للتنمية الزراعية إلى جانب بعض البيانات المنشورة وغير المنشورة في الأبحاث والدراسات السابقة ذات الصلة بموضوع البحث.

الاسلوب البحثي

اعتمدت الدراسة على التحليل الوصفي والتحليل الكمي لبيانات السلاسل الزمنية، وتم استخدام أسلوب التحليل القياسي، واختبارات المعنوية باستخدام البرنامج الإحصائي EViews13 والنسب المئوي للتعرف على تطور الظواهر التي تناولتها الدراسة والوصول إلى النتائج التي انتهى إليها البحث كما تناولت الدراسة بعض المؤشرات والمعايير الإحصائية.

الإطار النظري والدراسات السابقة

نموذج الطلب على الواردات في النظرية الاقتصادية مماثل لنماذج الطلب التقليدية المعروفة في الاقتصاد الكلي وتأخذ دالة الطلب التقليدية على الواردات النموذج العام التالي (Asseery و Perdiki، 1990) [1].

$$IM_t = f(Y_t, P_t, Z_t, e_t)$$

حيث أن:-

الطلب من الواردات القمح في السنة؛

الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في السنة؛

الأسعار النسبية لواردات القمح في السنة؛

المتغيرات التفسيرية الأخرى في السنة؛

حد الخطأ العشوائي في السنة؛

ويفترض بأن :-

$$\partial M / \partial Y > 0$$

$$(\partial M / \partial P) < 0$$

أي أن الواردات الحقيقية هي دالة في كل من الدخل الحقيقي والأسعار النسبية (نسبة مؤشر أسعار الواردات إلى مؤشر الأسعار المحلية) ومتغيرات تفسيرية أخرى إضافة إلى المتغيرات الصورية التي تأخذ بنظر الاعتبار خصوصيات الطلب على الواردات. وبناءً على ذلك فإن الطلب على الواردات يعتمد نظرياً على عدد من المتغيرات ذات الأثر الإيجابي والسلبي على حجم الواردات، وتكون مرونة الطلب السعرية سالبة للواردات، فعند ارتفاع أسعار الواردات الأجنبية وثبات الأسعار المحلية يرتفع السعر النسبي للواردات وتصبح أعلى نسبياً من البدائل المحلية وعند ذلك يتقلص حجم الواردات والعكس صحيح [1].

في حين أن العلاقة بين الدخل والواردات يمكن أن تكون موجبة أو سالبة، حيث يرتبط الطلب على الواردات بعلاقة طردية مع الدخل القومي وذلك لأن زيادة الدخل تؤدي إلى زيادة القدرة الشرائية للمستهلكين ومن ثم زيادة الطلب الكلي، غير أن بعض الدراسة الحديثة بينت

تصنف دول شمال أفريقيا من الدول النامية ومنها ليبيا التي تعتمد بدرجة كبيرة في سد عجز احتياجها من الحبوب من الخارج. ففي تعدد من الدول المستوردة لي أغلب المواد الاستهلاكية الغذائية ومن ضمن هذه السلع الاستهلاكية محاصيل الحبوب بجميع أصنافها ومن بينها القمح والتي تدخل في النمط الاستهلاكي اليومي للمواطن الليبي يعد محصول القمح مصدراً هاماً وغنياً بالبروتين وتعتبر محاصيل الحبوب أرخص مصادر الطاقة، حيث تغطي 50% من احتياجات الإنسان من الطاقة والبروتين وتوفر حوالي 75% من احتياجات الإنسان من الأسعار الحرارية عند استعمالها كغذاء، حيث إن محاصيل الحبوب لها أهمية اقتصادية كبيرة حيث تمثل أكثر من 50% من إجمالي غذاء الإنسان، ومحاصيل الحبوب توفر حوالي 20% من العليقة الحيوانية [1]. ويستعمل في الغذاء اليومي بجميع صوره. والذي له دور مهم في نمط الاستهلاك الليبي. ولتوفيرها فكان من الضروري الاعتماد على السوق العالمية كمصدر لتوفير الاحتياجات من الحبوب من خلال إبرام عقود فورية أو طويلة الأجل مع عدد من الدول المتخصصة في الإنتاج الحبوب حول العالم بدءاً من دول أوروبا الغربية القريبة نسبياً من ليبيا (أوكرانيا وهولندا) وصولاً إلى دول أمريكا اللاتينية (الارجنتين والبرازيل) [1].

2- المشكلة البحثية:

إن الواردات من السلع الغذائية بصورة عامة تعكس الطلب على السلع الأجنبية مما يزيد الطلب على العملات الأجنبية، ونظراً لعدم استقرار المستمر في سعر الصرف المتزايد، مما تضطر لاستيراد كميات كبيرة منه وبأسعار مرتفعة، ولهذا كان لابد من دراسة وتحديد المتغيرات التي تؤثر في الواردات على القمح للوقوف على أهم هذه العوامل ومعرفة اتجاه العلاقة مع المتغيرات المستقلة وقياس مدى تأثيرها من خلال بناء نموذج قياسي يحتوي على عدد من المتغيرات المستقلة التي تمثل محددات واردات القمح في ليبيا، وهي سعر الواردات من القمح، الناتج المحلي الإجمالي، سعر الصرف، عدد السكان.

3- أهداف الدراسة:

تهدف هذه الدراسة التعرف على أثر سعر الصرف على الواردات من القمح في ليبيا وكذلك دراسة أهم المتغيرات التي تؤثر على واردات القمح وكما تهدف إلى اختبار مدي فاعلية نموذج ARDL والناتج المحلي الجمالي في ليبيا خلال الفترة 1980-2017، ولنتائج هذه الدراسة التوصيات مهمة في مجال وضع السياسات الغذائية اللازمة.

4- مصادر البيانات

اعتمدت الدراسة على بيانات سنوية للفترة من 1980 إلى 76 التي أمكن الحصول عليها من مصادرها المختلفة المحلية والدولية وشملت مصلحة الإحصاء والتعداد ومصرف ليبيا المركزي ومنظمة الأغذية والزراعة والمنظمة

إبراهيم نورالدين وتم استخدام اختبار التكامل المشترك ل جرانج هانسن و ثد تبيين وجود علاقة عكسية في المدي الطويل بين سعر الصرف الحقيقي و واردات القمح وأن سعر القمح له تأثير سلبي على الواردات من القمح. وأظهر متغير الناتج المحلي الإجمالي بعدم وجود علاقة معنوية على الواردات، وأن المتغير الصوري في النماذج الهيكلية كان له تأثير ايجابي نتيجة الارتفاع الذي حدث في أسعار النفط للفترة من عام 2007 الي نهاية الدراسة.

في دراسة لجابر عبدالعاطي، 2019 [1] لدالة الطلب على الواردات المصرية من القمح.

استخدم فيها نموذج الانحدار الذاتي للمتباطئات الموزعة (ARDL) واختبارات الاستقرار (Unit (Root Tests) وذلك في إطار التكامل المشترك (Cointegration Test – Bounds Test) لتحديد العلاقة طويلة الأجل بين الواردات والأسعار والدخل وتحليل المرونات السعريّة والدخليه للطلب على الواردات من القمح.

حيث أظهرت النتائج بأن أسعار القمح المحلية والعالمية تؤثر سلباً على حجم الواردات، أي أن ارتفاع الأسعار يقلل الطلب على الاستيراد. والدخل القومي أو الناتج المحلي الإجمالي له تأثير إيجابي على واردات القمح، أي أن زيادة الدخل تعزز الطلب على الاستيراد من القمح. كما بينت النتائج بأن العلاقة طويلة الأجل بين الأسعار والدخل والواردات كانت مستقرة، حيث أن تغيرات الأسعار والدخل تؤثر بشكل دائم على حجم الواردات من القمح، كما أن التحليل في الأجل القصير أظهر استجابة متأخرة للواردات لتغير في الأسعار والدخل مما يعكس فترة تأقلم الأسواق مع التغيرات الاقتصادية.

كما أن المرونة السعريّة للواردات كانت أكبر تجاه الأسعار العالمية مقارنة بالأسعار المحلية، ما يشير إلى اعتماد السوق المصري على الأسعار الدولية في تحديد كميات الاستيراد من القمح.

في دراسة اقتصادية لأثر الأزمة العالمية على إنتاج و واردات القمح في مصر ل الدالي، الوكيل، و القوي، 2022 [1].

أستخدم فيها نماذج الانحدار الخطي المتعدد (Multiple Regression) لتحديد أثر الأزمة على الإنتاج والواردات، كما اعتمد فيها تحليل المرونات (Elasticity Analysis) لقياس حساسية الإنتاج والواردات تجاه تغير الأسعار والأزمات العالمية وذلك من خلال مقارنة البيانات قبل وبعد وقوع الأزمات لتقدير أثرها المباشر على السوق المحلي، حيث تبين بأن الأزمات العالمية كان لها أثر سلبي مباشر على إنتاج القمح المحلي في مصر وذلك بسبب ارتفاع أسعار المدخلات وتقلبات الأسعار العالمية. وتبين بأن هنالك ازدياد في الواردات المصرية من القمح خلال فترات الأزمات لتعويض النقص في الإنتاج المحلي، مما يؤدي إلى ارتفاع أسعار الاستيراد. وان العلاقة بين الأزمات العالمية والواردات أظهرت مرونة مرتفعة، أي أن أي أزمة عالمية تؤدي إلى زيادة كبيرة في الطلب على الاستيراد، كما أن الأسعار العالمية كانت تمثل عاملاً رئيسياً في تحديد حجم الواردات، حيث أن ارتفاع الأسعار العالمية يرفع تكلفة الاستيراد ويؤثر على الكميات المستوردة.

المواد وطرق البحث

تم استخدام منهجية الانحدار الذاتي ذوا الفجوات الموزعة Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) للتكامل المشترك التي طورها (Pesaran, 2001) في قياس محددات دالة الطلب على واردات الحبوب من القمح في ليبيا. وذلك لما تتمتع به هذه المنهجية من خصائص قياسية تميزها عن بقية المنهجيات الأخرى مثل اختبار التكامل المشترك ل (Johansen, 1988)، و

بأن هذه العلاقة قد تكون عكسية في حالت ما إذا كان للعرض المحلي مرونة دخلية أكبر من مرونة الاستهلاك المحلي.

وبالنسبة للعلاقة بين سعر الصرف الحقيقي وإجمالي الواردات فهي علاقة عكسية، فزيادة سعر الصرف يؤدي إلى انخفاض قيمة العملة المحلية مما يؤدي الي ارتفاع أسعار السلع في الأسواق الخارجية مما يدفع المستهلكين إلى زيادة الطلب على السلع المحلية وبذلك ينخفض حجم الواردات.

تطرق العديد من الدراسات التطبيقية بالبحث في دالة الطلب على أنواع الحبوب المختلفة، وذلك بتناولها عدد من المتغيرات المختلفة كالدخل الحقيقي، الأسعار النسبية، سعر الصرف الحقيقي، الناتج المحلي من السلعة، إجمالي السكان والواردات المتباطئة، وتختلف المحددات أو المتغيرات التي تم تناولها في تلك الدراسات من دولة إلى أخرى. ونورد منها على سبيل المثال لدراسة [1] لدوري و العبيدي، 2014) التي هدفت إلى إجراء تحليل اقتصادي لاستيراد القمح في العراق، حيث أظهرت النتائج أن لعدد السكان والدخل القومي تأثير معنوي إيجابي في حين كان لكل من الإنتاج المحلي والسعر المحلي والسعر العالمي أثر سلبي على الواردات كما بينت الاختبارات الإحصائية إن الدالة اللوغاريتمية هي الأفضل من بين الصيغ الخطية ونصف اللوغاريتمية. ففي دراسة أجرتها حنان 2014 [1] على الواردات من محصول القمح في مصر افترضت فيها بأن العوامل المؤثرة على كمية الواردات من القمح هي الاستهلاك، سعر الاستيراد، سعر الصرف للدولار بالجنيه المصري، الإنتاج المحلي والمخزون النهائي في العام السابق، فأظهرت نتائج الدراسة بأن كمية الواردات القمح المستورد تأثرت معنويًا بكل من كمية الاستهلاك وكمية الإنتاج المحلي والمخزون للعام السابق والسعر العالمي للقمح.

أعتمد في هذه الدراسة نموذج الانحدار الذاتي ذو الفجوات الموزع

Distributed Lag Model Autoregressive

المقترح من قبل (Pesaran, et al 2001) [1] والذي اقترح من خلاله أسلوب قياسي يعتمد على منهجية حديثة لاختبار مدى تحقق العلاقات التوازنية بين المتغيرات في ظل نموذج تصحيح الخطأ الغير مقيد (Unrestricted Error Correction Mode (UECM) وتعرف هذه الطريقة بطريقة اختبار الحدود (Approach Testing Bounds)، وسبب تفضيل هذا النموذج على ما سواه من النماذج القياسية الأخرى مثل اختبار التكامل المشترك (Johansen 1990) [1] وطريقة واختبار الخطوتين (Granger and Engle 1987) أو (Juselius 1990) and Johansen إلى مشكلة الا يقين وعدم التأكد من درجة استقرار السلاسل الزمنية التي غالباً ما تصاحب استخدامها في تقدير العلاقات الاقتصادية، الأمر الذي جعل استخدام نموذج (ARDL) لاختبار الحدود هو أفضل الخيارات والأكثر ملائمة في هذه الحالة، وذلك بسبب أن هذا الاختبار لا يتطلب أن تكون السلاسل الزمنية محل الدراسة متكاملة من نفس الرتبة بالإضافة إلى إمكانية استخدام هذا الاختبار في الحالات التي تكون فيه السلاسل الزمنية قصيرة لحد ما، كما أنه يمتاز أيضاً بتقدير للمعلمات في المدين القصير والطويل في معادلة واحدة، وتعتمد هذه الطريقة على اختبار (wald test) وإحصائية F-Statistic.

في دراسة سهام علي و عبدالله نور الدين، 2022 [1] بعنوان تقدير دالة الطلب على واردات القمح في ليبيا خلال الفترة (1980–2016): لدراسة العلاقة طويلة الاجل بين الواردات من حبوب القمح والناتج المحلي الإجمالي وسعر الاستيراد وسعر الصرف الحقيقي للدينار الليبي باستخدام المقاطع الهيكلية لاختبار Zivot- Andrews " لكل من سهام يوسف علي وعبد الله

-1.611339	-3.200320	-2.610263	%10		
0.199386	-2.316677	-1.450566	قيمة (t)	المستوى	LWP
-8.379779	-8.205240	-8.267201	قيمة (t)	الفروق الأولى	
-0.176218	-2.060562	-1.366964	قيمة (t)	المستوى	LRP
-6.433506	-6.567971	-6.334512	قيمة (t)	الفروق الأولى	
-1.304178	-2.265612	0.562515	قيمة (t)	المستوى	LREX
-5.188384	-7.128575	-7.029230	قيمة (t)	الفروق الأولى	
-0.834232	-1.342476	-1.114997	قيمة (t)	المستوى	LRGDP
-6.577472	-6.800304	-6.588965	قيمة (t)	الفروق الأولى	
6.539210	-1.520046	-0.971154	قيمة (t)	المستوى	LPOP2
-3.100520	-11.77316	-9.101466	قيمة (t)	الفروق الأولى	

من نتائج جذر الوحدة لـ Dickey-fuller (ADF) يتبين بأن جميع المتغيرات الداخلة في النموذج القياسي كانت غير مستقرة عند المستوى فيما عدا المتغير LQMR كان مستقرة عند المستوى مقابل Intercept وكذلك مقابل Trend and Intercept and غير أنه لم يكن مستقرا عند None، أما بقية المتغيرات فجميعها لم تكن مستقرة عند المستوى لكل مستويات المعنوية (1%)، (5%)، (10%) ولكنها استقرت عند أخذ الفروق الأولى لها مقابل Intercept وكذلك مقابل Trend and Intercept وأيضا مقابل None لجميع مستويات المعنوية (1%)، (5%)، (10%) وهذا يعني بأن جميع المتغيرات ساكنة عند الفرق الأول Stationary at First Level ويعني ذلك بأنها متكاملة من الدرجة الأولى، وهذا يمهد لنا الطريق بتضمينها في النموذج القياسي بعد ما أصبحت متكاملة مما يعني إمكانية وجود علاقة توازنية طويلة الأجل فيما بينها (تكامل مشترك).

نتيجة اختبار جذر الوحدة هذه المتحصل عليها من خلال اختبار Dickey-Fuller تتطابق مع فرضيات النظرية الاقتصادية التي مفادها بأن جميع المتغيرات الاقتصادية تكون غير ساكنة عند المستوى ولكنها تستقر بعد أخذ الفروق الأولى لها، فحالة الاستقرار (السكون) لجميع المتغيرات عند أخذ الفرق الأول يؤدي لتحقيق شرط التكامل المشترك بين المتغيرات مما يسمح لنا باستخدام نموذج Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) والذي من خلاله يمكن تطبيق اختبار الحدود وتحليل التكامل المشترك بين المتغيرات. ويتميز نموذج (ARDL) عن بقية النماذج القياسية بأنه يأخذ في الاعتبار درجات الإبطاء أو الفجوات الزمنية (Lag) بين المتغيرات التفسيرية والمتغير التابع ويتم توزيع تأثيرها على المتغير التابع في الأجلين الطويل والقصير بناءً على عدد المتغيرات التفسيرية وفترات الإبطاء لكلاهما، والذي يمكن من خلاله تقدير أثر المتغيرات التفسيرية على المتغير التابع في الأجلين الطويل والقصير وذلك من خلال تقدير معادلة واحدة فقط، حتى في حالة كون حجم العينة المستخدمة صغير نسبياً، وبغض النظر عن كون تلك المتغيرات متكاملة عند المستوى أو الفرق الأول وهذا ما يميزه عن بقية النماذج الأخرى التي تشترط بأن يكون حجم العينة كبيرة ومتكاملة عند المستوى أو الفرق الأول فقط، أي لا يمكن الجمع بينهما (التكامل عند المستوى والتكامل عند الفرق الأول) في نفس الوقت [1].

اختيار فترة الإبطاء المثلى لدالة الطلب على القمح

تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيدة لنموذج (ARDL-ECM)

يتمثل الإجراء الأول في اختيار فترة الإبطاء المثلى UECM وذلك باستخدام نموذج متجه انحدار ذاتي غير مقيد Vector Unrestricted Model Autoregressive ويتم ذلك باستخدام أربعة معايير مختلفة لتحديد هذه الفترة وهي: معيار

Final Prediction Error, Hannan and Quinn, Schwarz, Akaike

فكما هو مبين في الجدول التالي رقم (2) فإن فترة الإبطاء المثلى هي (1) حسب

اختبار التكامل ذوا الخطوتين لـ (Granger & Engle, 1987) وطريقة [1] (Juselius & Johansen, 1990) ومن ضمن هذه المميزات التي تمتاز به منهجية (ARDL) عن غيرها، هي أنها هذه الطريقة لا تتطلب فيها بأن يكون التكامل ما بين المتغيرات عند نفس الدرجة فمن الممكن أن يكون خليط من الدرجة الأولى (0) أو عند المستوى (0) و (لكن ليس من الدرجة الثانية)، كما أنه يمكننا من الحصول على تقدير للمعلومات في المدين القصير و الطويل من خلال تقدير معادلة واحدة [1].

ولأجراء هذا الاختبار للتكامل المشترك (ARDL) لابد من المرور بسلسلة من الخطوات لتحقيق من مدى صلاحية هذا الاختبار من عدمه وهذه الخطوات تبدأ بالتالي:-

إجراء اختبارات السكون لسلاسل الزمنية وتسمى هذه العملية بالاختبارات القبلية وذلك عن طريقة إجراء اختبارات جذر الوحدة Unit root test لتحقيق من مدى استقرار السلاسل الزمنية.

تحديد مكونات النموذج، وذلك لمعرفة هل النموذج القياسي يتضمن حد ثابت (Intercept) أو اتجاه زمني (Trend) أو جميعها حد ثابت واتجاه زمني (Intercept and Trend) أو لا يوجد لا حد ثابت ولا اتجاه زمني في النموذج (None).

تحديد درجة الإبطاء لمتغيرات نموذج ARDL أو ما يعرف برتبة النموذج من خلال أحد المعايير القياسية مثل معيار Akaike أو معيار Schwarz.

التحقق من مدى سلامة النموذج، وهذه الخطوة تجرى على (حد الخطأ المقدر للنموذج) ويهدف ذلك لتحقيق من عدم وجود ارتباط ذاتي أو تسلسلي Autocorrelation أو مشكلة تبين التجانس Heterosidasticity وغيرها من الاختبارات الأخرى.

إجراء اختبار الحدود F- Bounds test وكذلك اختبار T-Bound test لتحديد فيما إذا كان التكامل المشترك ما بين المتغير التابع والمتغيرات المفسرة منطقي أو غير منطقي؟

تفسير معلمة معامل تصحيح الخطأ، وهذه المرحلة يتم فيها تحديد فيما إذا ما كانت القيمة المقدرة لمعامل تصحيح الخطأ معنوية أي قيمة الاحتمالية Probability للمعامل أقل من 0.05 وأن تكون إشارة معامل التصحيح سالبة. وتحديد سرعة التعديل التي يمكن أن يحدثها معامل تصحيح الخطأ من الأجل القصير إلى الأجل الطويل.

نتائج اختبار (السكون) جذر الوحدة لمتغيرات النموذج

قبل تطبيق منهج التكامل المشترك (ARDL) للمتغيرات محل الدراسة يتطلب أولاً تحديد رتبة التكامل المشترك لهذه المتغيرات وذلك للتأكد من أن كل المتغيرات ليست ساكنة في الفروق الثانية بسبب أن هذا الاختبار (ARDL) يشترط أما أن تكون المتغيرات متكاملة من الرتبة صفر أي (0) أو متكاملة من الرتبة واحد صحيح أي (1) وتطبيقاً لذلك ثم اختبار الاستقرار لمتغيرات السلسلة الزمنية من خلال تطبيق اختبار ADF ونتائج التحليل مبينة في الجدول رقم (1).

جدول (1) اختبار ديكي فولر (ADF) لاستقرار سكون السلاسل الزمنية في

المستوى والفروق الأولى

الخصائص	مستوى المعنوية والاختبارات	Intercept	Trend and Intercept	NONE	المغغيرات
Critical values	%1	3.6210123	-4.226815	-2.628961	المغغيرات
ADF	%5	-2.943427	-3.536601	-1.950117	ADF

Date: 06/30/25 Time: 12:34

Sample: 1980 2017

Included observations: 34

Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 -0.097	-0.097	0.3501	0.554
		2 -0.246	-0.258	2.6588	0.265
		3 -0.193	-0.269	4.1347	0.247
		4 0.263	0.150	6.9520	0.138
		5 -0.178	-0.275	8.2950	0.141
		6 0.037	0.051	8.3540	0.213
		7 -0.028	-0.054	8.3899	0.299
		8 -0.170	-0.375	9.7555	0.283
		9 -0.046	-0.006	9.8604	0.362
		10 0.289	0.082	14.129	0.167
		11 0.068	-0.031	14.372	0.213
		12 -0.258	-0.100	18.064	0.114
		13 0.006	-0.013	18.066	0.155
		14 -0.022	-0.277	18.095	0.202
		15 0.043	-0.022	18.215	0.252
		16 0.017	0.002	18.235	0.310

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

اختبار الحدود (ARDL) Bounds Test

لتقدير وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات المدرجة في تقدير دالة الطلب على الواردات من القمح أستخدم منهج الحدود للتكامل المشترك استنادا على نموذج (ARDL-BoundsTest) للانحدار الذاتي للمتباطات الزمنية الموزعة باستخدام برنامج Eviews13. والذي نتضح نتائجه في الجدول رقم (3) حيث تشير النتائج إلى وجود تكامل مشترك وذلك بالاستناد على قيمة (F) المحسوبة 7.2154535 والتي هي أكبر من قيمة الحد الأعلى للقيم الحرجة في النموذج عند أعلى مستوى معنوية 1%، ومن هنا فأنا نرفض الفرض الأساسي الذي ينص على عدم وجود علاقة تكامل مشترك $\{H_0 : \text{No levels relationship}\}$ ونقبل الفرض البديل والذي ينص على وجود علاقة تكامل مشترك في المدى الطويل. وهذه النتيجة تبين وجود علاقة توازنه طويلة الأجل بين المتغيرات المدرجة في تقدير دالة الطلب للواردات من القمح خلال فترة الدراسة

No levels relationship Null hypothesis:	
5 Number of cointegrating variables:	
3Trend type: Rest. constant (Case	
37 Sample size:	
Test Statistic	Value
F-statistic	2154535.7

تحديد نوع التكامل المشترك والعلاقة طويلة الأجل

وتجرى هذه الخطوة من خلال تقدير قيمة Bounds-t-Statistic لتحديد نوع العلاقة هل هي مثالية (ساكنة عبر الزمن) أو غير مثالية (متدهورة عبر الزمن) بين المتغيرات التفسيرية والمتغير التابع.

فمن خلال نتائج تقدير هذا الاختبار بواسطة برنامج Eviews يتبين بأن قيمة Bounds t-Statistic بلغت -5.054385 وهي أعلى من قيم الحد الأعلى (1) لكل المستويات، لذلك يتم رفض فرضية العدم (بعدم وجود علاقة منطقية) وقبول الفرض البديل بوجود علاقة منطقية بين المتغيرات التفسيرية والمتغير التابع في النموذج المقدر في المدى الطويل كما هو مبين في

الجدول رقم (4)

جدول t- Bounds Test (4)

كل المعايير السابقة، وهي التي يشار لها بعلامة (*) مقابل كل معيار من تلك المعايير.

جدول (2) فترات الإبطاء المثلى لنموذج اختبار ARDL

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	119.2532	NA	6.23e-11	-6.471610	-6.204979	-6.379569
1	327.9324	333.8868*	3.34e-15*	-16.33900*	-14.47258*	-15.69471*
2	358.3323	38.21694	5.56e-15	-16.01899	-12.55278	-14.82245
3	393.8795	32.50028	1.00e-14	-15.99311	-10.92712	-14.24433

سلامة النموذج

ولتأكد من مدى خلو النموذج من مشاكل الارتباط الذاتي وعدم تجانس التباين للبواقي (حد الخطأ)، نجري اختبارين من خلال برنامج EViews هما اختبار عدم وجود ارتباط تسلسلي Serial Correlation من خلال تقدير قيمة إحصائية LM، فإذا ما تجاوزت قيمة ال Prop لهذا الاختبار 0.05 ذل ذلك بأن قيم البواقي لهذا النموذج خالية من مشكلة الارتباط التسلسلي.

والأمر كذلك ينطبق على اختبار تباين التجانس Heterosiditiy لكل من Breusch- Pagan- Godfrey من حيث قيمة Prop لكل من معامل F-Statistic, Obs*R-squared and Scaled explained SS أكبر من 0.05 كلما ذل ذلك على خلو البواقي من مشكلة عدم التجانس لقيم البواقي [1].

وبإجراء الاختبارين من خلال برنامج Eviews يتبين بأن البواقي لا تعاني من مشكلتي الارتباط التسلسلي وعدم التجانس حيث بلغت قيمة ال Prop لإحصائية LM المتعلقة باختبار الارتباط التسلسلي 0.344 لإحصائية F-Statistic، 0.249 لإحصائية Obs*R-squared وهي أكبر من 0.05. أما قيمهما لاختبار عدم تجانس التباين فقد بلغت 0.830 لإحصائية F-Statistic، 0.766 لإحصائية Obs*R-squared و 0.977 Scaled explained SS وهي جميعها أكبر من 0.05 مما يعني بأن النموذج لا يعاني من مشكلة تباين التجانس.

كما أن هذه النتيجة المتحصل عليها من خلال الاختبارات السابقة تم تأكيدها من رسم دالة الارتباط الذاتي والارتباطات الجزئية بين قيم البواقي كما هو موضح في الرسم لشكل دالة Q-statistic probabilities حيث يتبين بأن جمع القيم تقع داخل حدود الرسم لدالتي الارتباط الذاتي Autocorrelation ودالة الارتباط الجزئي Partial Correlation كما هو مبين في الشكل رقم (1)

الشكل رقم (1) Q-statistic probabilities

النموذج

Dependent Variable: LQMW				
Method: ARDL				
Date: 07/24/25 Time: 10:53				
Sample: 1981 2017				
Included observations: 37				
Dependent lags: 1 (Automatic)				
Automatic-lag linear regressors (1 max. lags): LWP LRP LREX LRGP LPOP2				
Deterministics: Restricted constant and no trend (Case 2)				
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)				
Number of models evaluated: 32				
Selected model: ARDL(1,1,1,1,0,1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LQMW(-1)*	-0.746640	0.147721	-5.054385	0.0000
LWP(-1)	-0.709782	0.300002	-2.365920	0.0257
LRP(-1)	0.722828	0.268491	2.692188	0.0123
LREX(-1)	0.807185	0.409077	1.973188	0.0592
LRGP**	0.220746	0.151871	1.453504	0.1580
LPOP2(-1)	5.703283	1.567682	3.63036	0.0012
D(LWP)	-1.000265	0.203181	-4.923018	0.0000
D(LRP)	0.241180	0.263849	0.914081	0.3691
D(LREX)	-1.449919	0.547649	-2.646099	0.0136
D(LPOP2)	-2.483738	3.654959	-0.679553	0.5028
C	-1.259134	1.416627	-0.888825	0.3822
R-squared	0.813927	Mean dependent var	0.017265	
Adjusted R-squared	0.742360	S.D. dependent var	0.275348	
S.E. of regression	0.139762	Akaike info criterion	-0.855981	
Sum squared resid	0.507868	Schwarz criterion	-0.377059	
Log likelihood	26.83565	Hannan-Quinn criter.	-0.687139	
F-statistic	11.37301	Durbin-Watson stat	2.201501	
Prob(F-statistic)			0.000000	
*Note: p-values and any subsequent test results do not account for model selection.				

Sam pls..	10%		5%		1%	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F-Statistic						
35	2.508	3.763	3.037	4.0443	4.257	6.040
	2.483	3.708	3.708	2.962	4.045	5.898
Asymptotic	2.260	3.350	3.350	2.620	3.410	4.680
T-Statistic						
Asymptotic	-	-	-	-4.190	-	-
	2.570	3.860	2.860		3.430	4.790

تقدير سرعة التعديل للنموذج Speed of Adjustment

وهذه العملية تتم عن طريق تقدير معامل التصحيح والذي كما أشرنا يجب أن تكون قيمته معنوية وتحمل إشارة سالبة، ولكي نحسب سرعة التعديل من المدى القصير إلى المدى الطويل فأنا نحسب مقلوبة النسبة لمعامل تصحيح الخطأ المقدر، وحيث أن من الشروط معامل تصحيح الخطأ بأن تكون قيمة معامل التصحيح سالبة ليتحقق التكامل المشترك، فإن مقلوب النسبة يأخذ على أساس القيمة المطلقة لمقلوب النسبة.

و من خلال برنامج Eviews13 تم تقدير معامل تصحيح الخطأ حيث بلغت قيمته -0.746640- مقابل 0.0000 Prop ل وهذا يبين بأن معامل التصحيح ذو دلالة معنوية عالية جدا بالإضافة إلى كونه يحمل إشارة سالبة، ولحساب سرعة التعديل نقسم القيمة (1) على قيمة المعامل بعد أخذ إشارة سالب للبسط بحيث تكون الإشارة لكل

$$\frac{-1}{-0.746640} = 1.3393335476$$

من البسط والمقام واحدة لأن معامل سرعة التعديل يكون بإشارة موجبة أي حوالي 1.34 بمعنى أن سرعة التعديل لنموذج عندما يتعرض لصدمة ليعود لمرحلة التوازن من المدى القصير إلى المدى الطويل تستغرق حوالي سنة وثلاثة شهور.

تحديد نوع علاقة التكامل المشترك

من خلال تقدير نموذج ARDL لتحديد فترات الإبطاء المثلي لكل من المتغير التابع والمتغيرات المستقلة في النموذج يمكن تتبع فترات الإبطاء الأولى لكلا من المتغير التابع والمتغيرات المستقلة، فإذا كانت فترة الإبطاء الأولى للمتغير التابع معنوية أي أن قيمة (أقل) $Prop < 0.05$ وكذلك قيمة (Prop) لجميع المتغيرات المستقلة معنوية أي أقل من 0.05 فإن علاقة التكامل هنا تعتبر علاقة (متجانسة) أو مثالية وغير متدهورة عبر الزمن، أما كانت القيم المعنوية لكل أو بعض المتغيرات تختلف عن القيم المعنوية للمتغير التابع فإن العلاقة التكاملية بينهم تكون متدهورة عبر الزمن.

ومن خلال تتبع نتيجة التقدير للنموذج من الجدول رقم (5) يتضح بأن العلاقة التكاملية بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية متدهورة عبر الزمن وذلك لي اختلاف قيمة Prop عند فترة الإبطاء الأولى للمتغير التابع أذ لم تكون معنوية في حين أن قيمة Prop لمتغير سعر الصرف والنتائج المحلي الإجمالي كانت معنوية وبقية المتغيرات التفسيرية كانت غير معنوية.

ولتحقق العلاقة التكاملية بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة الأخرى ينبغي أن تكون قيمة (Prop) للمتغير التابع متساوية مع كل بقية المتغيرات التفسيرية إذا تحقق ذلك تكون العلاقة التكاملية متجانسة، أما إذا حدث خلاف ذلك كما هو مبين في هذه العلاقة في الجدول رقم (5) فإن العلاقة التكاملية تكون غير متجانسة ويطلق عليها [Degenerate] 1.

جدول (5) تحديد نوع درجة التكامل بين المتغير التابع وبقية المتغيرات في

نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد والعلاقة القصيرة وطويلة الأجل لواردات القمح لنموذج ARDL

يفترض في نموذج تصحيح الخطأ بأن هنالك علاقة توازنه طويلة الأجل تتحدد على ضوءها العلاقة التوازنية لمتغيرات النموذج من أجل بلوغ تقدير سرعة التوازن طويل الأجل وتصحيح الاختلالات التي تحدث في الزمن القصير بين المتغيرات التفسيرية والمتغير التابع المراد اختباره.

وسرعة التعديل هذه تبين لنا مقدار الفرق الذي يحدث في النموذج نتيجة الصدمات التي يتعرض لها النموذج في المدى القصير حتى يمكن تجاوزها على المدى الطويل، أي بمعنى كم من الزمن يستغرقه النموذج ليصل لمرحلة التوازن التام نتيجة أي صدمة يتعرض لها النموذج [1].

ومعامل تصحيح الخطأ يشير إلى مقدار التغير في المتغير التابع نتيجة تغير قيم المتغيرات المستقلة في النموذج في الأجل القصير عن قيمته التوازنية في الأجل الطويل بمقدار وحدة واحدة، ومن المتوقع دائما بأن تكون قيمته ذات دلالة إحصائية معنوية ($Prop < 0.05$) وسالبة الإشارة (-)، فإذا لم تتحقق هذه الشروط فإن معامل تصحيح الخطأ هذا يكون غير ذا معنى إحصائياً وعلاقة التكامل تكون غير منطقية.

وهناك من يضيف شرطاً آخر (وهو بأن تكون قيمة معامل تصحيح الخطأ معنوية وسالبة وأقل من الواحد)، لكن ثبت عملياً بأن هذه الشرط الأخير غير صحيح في كثير من الدراسات العملية، ولعلنا في دراستنا هذه نستطيع تبين ذلك في أحد نماذج الطلب على الحبوب في هذه الدراسة كما سنرى لاحقاً.

أجراء اختبار التكامل المشترك باستخدام نموذج ARDL يمر أولاً من خلال تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM لنموذج ARDL كما هو

Number of models evaluated: 32				
Selected model: ARDL(1,1,1,0,1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINTEQ*	-0.746640	0.101927	-7.325231	0.0000
D(LWP)	-1.000265	0.120294	-8.315203	0.0000
D(LRP)	0.241180	0.178867	1.348371	0.1870
D(LREX)	-1.449919	0.401482	-3.611414	0.0010
D(LPOP2)	-2.483738	2.082903	-1.192440	0.2419
R-squared	0.813927	Mean dependent var	0.017265	
Adjusted R-squared	0.790668	S.D. dependent var	0.275348	
S.E. of regression	0.125980	Akaike info criterion	-1.180305	
Sum squared resid	0.507868	Schwarz criterion	-0.962614	
Log likelihood	26.83565	Hannan-Quinn criter.	-1.103559	
F-statistic	34.99388	Durbin-Watson stat	2.201501	
Prob(F-statistic)			0.000000	

* p-values are incompatible with t-Bounds distribution.

فحسب منطق النظرية الاقتصادية فإن سعر الطن من الكمية المستوردة من القمح و سعر البديل من كميات الأرز المستورد وكذلك عدد السكان، والناتج المحلي الإجمالي وهما في النموذج المقدر على التوالي LRP, LWP, LREX, LRGP2 و LPOP2، كانت معنوية و تحمل إشارة سالبة بالنسبة لسعر الاستيراد وهذا يعني بأن كمية القمح المستوردة تتأثر عكسيا بسعر الاستيراد كما أنه المعامل كان معنوي، في حين الكمية المستوردة من القمح تتناسب طرديا مع سعر السلعة البديلة (الأرز) وكذلك كانت عكسية مع سعر الصرف الحقيقي ليدار الليبي مقابل الدولار وأيضا مع عدد السكان وهذا لا يتطابق تماما مع النظرية الاقتصادية في حالة عدد السكان ولكن يتطابق مع سعر الصرف عندما يكون هنالك انخفاض في قيمة العملة مما يزيد من تكاليف الواردات.

ولكن معامل عدد السكان ورغم من أهميته في تحديد الطلب على الواردات من القمح إلا أنه لم يظهر معنوية إحصائية ناهيك عن تبدل الإشارة إلى سالبة وهذا مخالف لنظرية الاقتصادية.

ومن خلال معامل التحديد R2 ومعامل التحديد المعدل R-2 يضح بأن المتغيرات المستقلة الداخلة في النموذج جميعها أحدث تغير في الكميات المستوردة من القمح بنسبة 79% كون النموذج متعدد وليس بسيط، وأن حوالي 21% من التغيرات في الكمية المستوردة من القمح لم تفسر من خلال هذه المتغيرات المستقلة، وهذه النسبة 21% ربما تفسر بمتغيرات أخرى لم تدخل في النموذج أو من خلال صيغة رياضية أخرى للنموذج لنفس السلاسل الزمنية الحالية. وكون النموذج المقدر يعد نموذج متعدد فإن هذه القيمة المقدرة لمعامل التحديد المعدل $R^2 = 0.79$ تعد علاقة قوية جدا في تفسير العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة.

وفي المدى الطويل فإن نتائج نموذج الإبطاء الموزع ARDL المقدر لدالة الطلب على الواردات من القمح أظهرت النتائج التالية المبين في الجدول رقم (8) التالي:

- الطويل جدول (8) دالة الطلب لواردات القمح في المدى

[Dependent Variable: D(LQMW)]				
Method: ARDL Date: 07/24/25 Time: 10:53				
Sample: 1981 2017 Included observations: 37				
1 (Automatic) Dependent lags:				
Automatic-lag linear regressors (1 max. lags): LWP LRP LREX LRGP2 LPOP2				
Restricted constant and no trend (Case 2) Deterministics:				
Akaike info criterion (AIC) Model selection method:				
Number of models evaluated: 32				
Selected model: ARDL(1,1,1,0,1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LQMW(-1)*	-0.746640	0.147721	-5.054385	0.0000
LWP(-1)	-0.709782	0.300002	-2.365920	0.0257

موضح في المعادلة التالية للواردات من القمح:-

$$\Delta LQMW = \beta_0 + \sum_{i=0}^n \beta_1 \Delta LQMW_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_2 \Delta LWP_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_3 \Delta LRP_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_4 \Delta LREX_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_5 \Delta LGDP_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_6 \Delta LPOP_{t-1} + \beta_7 LQMW_{t-1} + \beta_8 LWP_{t-1} + \beta_9 LRP_{t-1} + \beta_{10} LREX_{t-1} + \beta_{11} LGDP_{t-1} + \beta_{12} LPOP_{t-1} + U_t$$

والفرض الأساسي والبديل لنموذج تصحيح الخطأ الغير مقيد يصاغ على النحو التالي:-

$$H_0: \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = \beta_{11} = \beta_{12} = 0$$

$$H_1: \beta_7 \neq \beta_8 \neq \beta_9 \neq \beta_{10} \neq \beta_{11} \neq \beta_{12} \neq 0$$

علما بأن: U_t تشير إلى حد الخطأ و Δ تشير إلى الفروق الأولى للمتغيرات محل الدراسة في نموذج تصحيح الخطأ.

ولاختبار التأكد من وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج تتم مقارنة قيمة إحصائية F المحسوبة و مقارنتها مع قيم (تاو) وليست قيم F الاعتيادية و قيم (تاو) تظهر بصورة مباشرة في برنامج EViews مقابل حد أدنى I(0) و أعلى I(1)، فإذا ما كانت قيمة F المقدرة أكبر من قيمة F مقابل الحد الأدنى و الحد الأعلى مقابل مستوى المعنوية المحدد 10%، 5%، 1% فإنه يجب رفض فرض العدم القائل (بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات)، و هنا يجب علينا قبول الفرض البديل في هذه الحالة والقائل (بوجود تكامل مشترك ما بين المتغيرات) بغض النظر عن معرفة رتبة التكامل بينهم. أما في حالة كانت قيمة F المقدرة واقعة ما بين الحدين الأعلى والأدنى فإنه لا نستطيع اتخاذ قرار بوجود أو عدم وجود تكامل مشترك، أما الحالة الأخيرة التي تكون فيها قيمة F المحسوبة أقل من قيمة الحد الأدنى فإنه لا نستطيع رفض فرض العدم أي بمعنى قبول فرضية العدم بعدم وجود تكامل مشترك.

وبمقارنة قيمة اختبار F المقدرة من خلال اختبار الحدود (Bounds Test) لتكامل المشترك مع قيمة (تاو) الدرجة الجدولية المقترحة من قبل (Pesaran, [1] 2001) يتضح بأن قيمتها بلغت (5.054385)

(وهي أكبر من الحدين الأعلى [I(1)] والأدنى [I(0)] لاختبار الحدود المبين في الجدول رقم (6) أدناه مقابل كل مستويات المعنوية.

لذلك نخلص إلى نتيجة مفادها (رفض فرضية العدم)، بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات الداخلة في النموذج القياسي وقبول الفرض البديل بوجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج.

Bounds Test جدول (6)

t-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signify.	I(0)	I(1)
		10%	-2.57	-3.86
		5%	-2.86	-4.19
		2.5%	-3.13	-4.46
t-statistic	-5.054385	1%	-3.43	-4.79

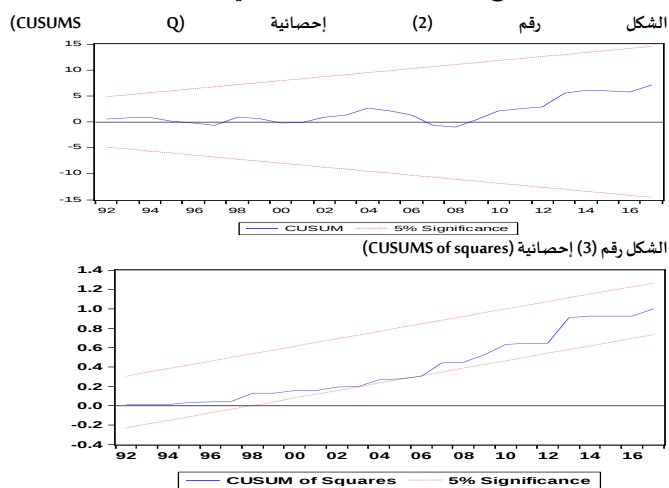
من خلال استخدام نموذج ARDL لتكامل المشترك لدالة الطلب على الواردات من القمح خلال فترة الدراسة تحصلنا على النتائج التالية في الدى القصير لمعادلة الطلب على القمح كما هو مبين في الجدول رقم (7) التالي:-

جدول (7) دالة الطلب لواردات القمح في المدى القصير

Dependent Variable: D(LQMW)				
Method: ARDL				
Date: 07/24/25 Time: 10:53				
Sample: 1981 2017				
Included observations: 37				
Dependent lags: 1 (Automatic)				
Automatic-lag linear regressors (1 max. lags): LWP LRP LREX LRGP2 LPOP2				
Deterministics: Restricted constant and no trend (Case 2)				
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)				

الكميات المستوردة من القمح خلال مدة الدراسة بأنها تتعدل سنويا بحوالي 75%، وبعد أخذ مقلوب معامل التصحيح فإن التغير في الكمية المستوردة أنجاه قيمتها التوازنية سيستغرق حوالي 1.33 أي حوالي سنة وثلاثة اشهر ليصل الي ذلك في حالة ما تعرض أحد المتغيرات المستقلة في النموذج الي صدمة ما.

اختبارات الاستقرار الهيكلي لنموذج ARDL المقدر للواردات من القمح من خلال اختبار المجموع التراكمي لقيم مربعات البواقي التراجمية Cumulative Sum of Mait of Recursive Residuals (CUSUMSQ) (Brown من المقترح من Evans, 1975) و Evans, 1975) تتلخص فكرة هذا الاختبار على أنه اذا ما وقع الخط البياني خارج تلك الحدود عند مستوى معنوية محدد عند أذا يمكن استخلاص عدم استقراره النموذج والعكس صحيح، اذا يمكن التأكد من استقرار النموذج من عدمه وذلك عن طريق الشكل البياني لهذا الاختبار، فمن خلال الشكل البياني رقم (2) و رقم (3) التالي نلاحظ وقوع الشكل البياني لإحصائية (CUSUMS Q) داخل الحدود الحرجة لهذا الاختبار عند مستوى 5%، مما يدل على أن النموذج مستقر مقابل مستوى معنوية 5% لهذا الاختبار.



الاستنتاجات

على ضوء ما أكدته الدراسات الاقتصادية من أهمية لكل من سعر الصرف الحقيقي والناتج المحلي الإجمالي وعدد السكان كأهم محددات رئيسية لدالة الطلب على الواردات من القمح، أجريت هذه الدراسة بهدف تحديد وتحليل أهم محددات الواردات على القمح وذلك من خلال أسلوب التكامل المشترك من خلال منهجية (ARDL) لتكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطاء (ECM)، حيث تبين وجود علاقة طردية واضحة بين تقلبات سعر الصرف الحقيقي لدينار الليبي وأسعار واردات القمح خلال الفترة محل الدراسة وهذا يعكس مدى تأثير انخفاض قيمة الدينار (أي ارتفاع سعر الصرف) الذي يؤدي إلى ارتفاع تكلفة الواردات، والعكس صحيح. فعلاقة سعر الصرف الحقيقي بواردات القمح تبين بأنها علاقة عكسية، وهذا يعني بأن زيادة في سعر الصرف الدينار الذي حدث خلال المدة التي تناولتها الدراسة قد أذا إلى انخفاض قيمة العملة المحلية وساهم ذلك في ارتفاع أسعار السلع في الأسواق الخارجية مما دفع المستهلكين إلى زيادة الطلب على السلع المحلية (والتي لم تلي هذا الطلب لقلّة المعروض منها) وبذلك (كان من المفترض بأن تنخفض الواردات القمح)، ولكن ما يلاحظ هنا بأن حجم الواردات من القمح في زيادة مستمرة برغم من ارتفاع تكاليفها، وذلك لكونها من السلع الضرورية فاعتماد ليبيا الكبير على الاستيراد يجعل الاقتصاد الليبي عرضة العملة الأجنبية، لذلك يظهر تأثير سعر الصرف بشكل قوي على تكاليف الواردات القمح حيث يتبين بأن ارتفاع

LRP(-1)	0.722828	0.268491	2.692188	0.0123
LREX(-1)	0.807185	0.409077	1.973188	0.0592
LRGDP**	0.220746	0.151871	1.453504	0.1580
LPOP2(-1)	5.703282	1.567682	3.638036	0.0012
R-squared	0.813927	Mean dependent var		0.017265
Adjusted R-squared	0.742360	S.D. dependent var		0.275348
S.E. of regression	0.139762	Akaike info criterion		-0.855981
Sum squared resid	0.507868	Schwarz criterion		-0.377059
Log likelihood	26.83565	Hannan-Quinn criter.		-0.687139
F-statistic	11.37301	Durbin-Watson stat		2.201501
Prob(F-statistic)	0.000000			

* p-values are incompatible with t-bounds distribution.

** Zero-lag variable.

ونلاحظ بأن سعر الاستيراد لكميات القمح أيضا معنوي ويحمل إشارة سالبة وكذلك السعر البديل من الكميات المستوردة من الأرز معنوي ويحمل إشارة موجبة، وكذلك سعر الصرف وعدد السكان خالفا للإشارة التي ظهرت في المدى القصير حيث تحولت الي إشارتهما الي موجبة في المدة الطويل. وتفسير ذلك فيما يتعلق بمعامل سعر الصرف الحقيقي فإن هذا التغير يتناسب مع النظرية الاقتصادية حيث أن ارتفاع قيمة سعر صرف الدينار الليبي مقابل الدولار يقلل من تكاليف الاستيراد، مما يعني ذلك ارتفاع الكميات المستوردة من القمح كلما زاد سعر الصرف والعكس صحيح في المدى القصير.

فمن خلال نتيجة نموذج ARDL في المدى الطويل المبينة في الجدول رقم (8) أعلاه فإن المتغيرات، LRP، LREX، LPOP، تظهر بفترة إبطاء واحدة في الزمن الطويل وهي معنوية وتحمل أشاره موجبة، بينما LWP يحمل إشارة سالبة وهذا يتطابق مع النظرية الاقتصادية. أما LRGDP متغير الناتج المحلي الإجمالي قد ظهر في النموذج مع عدم وجود فترة إبطاء داخل في التقديرات للمدى الطويل (حيث أن المتغير المقدر يحمل فترة إبطاء (0) بينما بقية المتغيرات لكل من الكمية وسعر الاستيراد والسعر البديل وسعر الصرف الحقيقي وعدد السكان لها فترة إبطاء (1).

فيما يتعلق بالمرنات في المدى القصير والطويل لكل من سعر الاستيراد والاسعار البديلة وسعر الصرف والناتج المحلي الإجمالي وعدد السكان، فنلاحظ بأن المرونة السعرية لطن القمح ارتفعت من -0.71% في المدى القصير الي حوالي -1.0 في المدى الطويل، كما أن المرونة السعرية لسلعة البديلة انخفضت من 0.72 الي 0.24 وذلك أيضا يتماشى مع النظرية الاقتصادية طالما مرونة السعر السلعة الرئيسية قد ارتفعت فإن هذا الانخفاض في مرونة السلعة البديلة يتطابق مع منطوق النظرية الاقتصادية.

وأیضا فإن مرونة سعر الصرف كانت مرتفعة في المدى القصير حيث بلغت حوالي 0.81% وواصلت الارتفاع في المدى الطويل ولكن بإشارة سالبة -1.45، أما مرونة عدد السكان فكانت كبيرة جدا في المدى الطويل حيث بلغت 5.7، ولكنها لم تكن منطقية حسب النظرية الاقتصادية حسب الإشارة السالبة التي تحملها في المدى القصير.

أما مرونة الناتج المحلي الإجمالي فقد بلغت 0.22 في المدى القصير وهي تعني بأن زيادة الدخل بمعدل 1% يؤدي ذلك لزيادة الكمية المستوردة من القمح 0.22%.

معامل نموذج تصحيح الخطأ

من خلال الجدول رقم (8) فإن معامل التصحيح يظهر بصورته صحيحة المفترضة في نموذج ARDL حيث بلغت قيمته -0.746640 كما كانت اشارته سالبة وأيضا معنوي حيث بلغت قيمة الـ Prop (0.000) وهذا يؤكد وجود علاقة توازنه طويلة الأجل، وتبين قيمة معامل تصحيح الخطاء المقدرة بأن

- [11] خ. م. م. العلوي، "تقدير العوامل المحددة للطلب على واردات ليبيا من اللحوم الحمراء خلال الفترة 1980-2020"، *سالة ماجستير غير منشورة، جامعة طرابلس كلية الزراعة، قسم الاقتصاد الزراعي، 2024.*
- [12] م. عبد القادر، الحديث في الاقتصاد القياسي، بين النظرية و التطبيق، 2004.
- [13] D. N. Gujarati and C. D. Porter, Basic Econometrics, McGraw-Hill/Irwin: New York, USA, 2009.
- [14] R. L. D. J. Brown and J. M. Evans, "Techniques for testing the constancy of regression relationships over time," *Journal of the Royal Statistical Society*, pp. Series B, 37(2), 149-192, 1975.
- [15] م. ع. حنان، "دراسة اقتصادية تحليلية للوضع الراهن ومستقبل الاكتفاء الذاتي من القمح في مصر"، *المجلة المصرية للبحوث الزراعية، 2014.*
- [16] ب. ف. ل. الدوري و ج. ن. العبيدي، "التحليل الاقتصادي والقياسي لاستيراد محصول القمح في العراق وسبل تحقيق الامن الغذائي"، *مجلة جامعة تكريت للعلوم الزراعية، 2014، 26-27، 3.*
- سعر صرف الدينار يؤدي لارتفاع تكلفة القمح المستوردة، مما يبرر النتيجة التي خلصت إليها الدراسة. واستنادا على ما تم عرضه في هذه الدراسة من دراسات سابقة التي تناولت دالة الطلب على الواردات القمح فأن نتائج هذه الدراسة تطابقت مع بعضها واختلفت مع البعض الآخر في النتائج، غير أن هذه الدراسة تؤكد على أهمية تلك النتائج أيضا من زاوية مهمة وهي، حيث بلغت قيمته في نموذج الواردات من القمح حوالي 0.74- وهي هنا أقل من الواحد الصحيح وسالبة وهي بذلك تعني بأن حالة التكامل المشترك بمنهجية تصحيح الخطأ في هذا النموذج هي علاقة تكاملية مستقرة ومنطقية.
- ### التوصيات
- رسم وتحديد سياسات مالية ونقدية تحافظ على استقرار سعر الصرف لدينار الليبي مقابل العملات العالمية لخفض تكاليف الاستيراد من الحبوب بجميع أنواعها.
- تنوع مصادر الدخل لتعزيز الناتج المحلي الإجمالي الحقيقية لرفع من مستوى الدخل للمواطنين لمجابهة الارتفاع المستمر في أسعار السلع الغذائية الرئيسية وعلى رأسها السلع الضرورية من الحبوب.
- ### المراجع
- [1] ر. م. الورفلي، س. ي. خيري و ا. ح. جادو، "محددات الطلب على الواردات في ليبيا"، *المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي، 325، p. 3، 2015.*
- [2] س. ي. علي و ع. إ. نور الدين، "تقدير دالة الطلب على واردات القمح في ليبيا خلال المدة (1980-2016)"، *مجلة الدراسات الاقتصادية، 2022.*
- [3] "An investigation of the demand for money in the United Kingdom: A cointegration approach", *Journal of Policy Modeling*, pp. 12(1), 125-140, 1990.
- [4] M. B. Adetunji and O. F. Egwaikhide, "Explaining Nigeria's Import Demand Behaviour: A Bound Testing Approach", *International Journal of Development Issues*, pp. 167-187, 2010.
- [5] ج. ع. محمد، "الطلب على الواردات المصرية من القمح"، *مجلة الجديد في البحوث الزراعية، 2015.*
- [6] ا. م. الدالي، ص. م. الوكيل و م. ف. القوي، "دراسة اقتصادية لأثر الازمة العالمية علي انتاج وواردات القمح في مصر"، *Advances in Agricultural Researche، 2022.*
- [7] S. S. Pesaran, "Autoregressive Distributed Lag Model," *Journal of Applied Econometrics*, 2001.
- [8] S. Johansen, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, pp. Vol. 12, Issues 2-3, pp. 231-254, 1988.
- [9] C. W. J. Granger and F. R. Engle, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, pp. Vol. 55, No. 2, pp. 251-276, 1987.
- [10] K. Juselius and S. Johansen, "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, pp. Vol. 52, No. 2, pp. 169-210, 1990.