دراسة اقتصادية لأثر الدعم الحكومي على انتاج محاصيل الحبوب الرئيسة (القمح ،الشعير، الرز) في العراق للمدة ١٩٩٥-٢٠١٥

م.م. وليد إبراهيم سلطان م. أحمد هاشم علي م. منى عبد القادر أحمد
كلية الزراعة والغابات/ جامعة الموصل
waleedsultan502@uomosul.edu.iq

الاستلام: ٢٠٢١/٨/٢ القبول: ٢٠٢١/٩/٢

مستخلص البحث

يهدف البحث دراسة وقياس أثر متغيرات الدعم الزراعي على معدل نمو الناتج لمحاصيل الحبوب الرئيسية في العراق للمدة (١٩٩٥-٢٠١٥)، واعتمد البحث على فرضية مفادها أن للسياسات الدعم أثار متباينة تنعكس بتأثيرها على انتاج هذه المحاصيل، وتم الاعتماد على البرنامج الاحصائي (Eviews10) لقياس وتفسير النتائج وباستخدام طريقة فليبس –بيرون في الكشف عن استقراريه البيانات وبالاعتماد على معامل الانحدار الذاتي المبطئ (ARDL)، تبين من خلال نتائج البحث أن الدعم الزراعي في العراق وخصوصا دعم مستلزمات الانتاج لم يكن بالمستوى المطلوب خلال مدة الدراسة بينما كان دعم المنتج النهائي ذو نتائج جيدة وايجابية، اذ توصي الدراسة على العمل لزيادة الدعم الزراعي للمزارعين مع مراعاة وضع جهاز رقابي قوي يلاحظ يراقب الاموال المصروفة في مجالات الدعم وان يكون للجهات الحكومية من خلال سياستها الزراعية مراعاة الحماية الكمركية لتجنب سياسات الاغراق وحماية المزارعين من اجل تحفيزهم في زيادة انتاجهم ووصول الى حالة الاكتفاء الذاتي مما يسهم في تخفيف الاعباء المالية على ميزانية الدولة.

الكلمات المفتاحية : الدعم الزراعي؛ معامل الحماية الفعال؛ معامل الحماية الاسمي .

Available online at https://regs.mosuljournals.com/, © 2020, Regional Studies Center, University of Mosul. This is an open access article under the CC BY 4.0 license (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)

An Economic Study of Effect of Government Subsidies on Production of Main Grain Crops (Wheat, Barley, Rice) in Iraq During 1995-2015

Asiss. Lect. Waleed I. Sultan Lect. Ahmad H. Ali Lect. Muna A. Ahmad
College of Agriculture and Forestry / University of Mosul
waleedsultan502@uomosul.edu.iq

Received: 2/8/2021 **Accepted: 2/9/2021**

Abstract

The research aims to study and measure the impact of agricultural subsidy variables on the growth rate of the main grain crops in Iraq for the period (1995-2015). The research was based on the hypothesis that supports policies have different effects on the production of these crops by using the statistical program (Eviews10) to measure and evaluate the results by the Philips-Peron method in detecting the stability of the data and based on the Autoregressive Distributed Lag (ARDL)). It was found that agricultural support in Iraq, especially the production requirements support was not at the required level during the study period, while the support for the final product was good and positive. The study recommends increasing agricultural support for farmers, taking into account the development of a strong supervisory body that monitors the money spent in this regard, and that the government agencies, through their agricultural policy, take into account customs protection to avoid dumping policies and protect farmers to motivate them to increase their production for self-sufficiency which contributes to alleviate the financial burden on the state's budget.

Keywords: Agricultural Subsidies; Effective Protection Coefficient; Nominal Protection Coefficient.

Available online at https://regs.mosuljournals.com/, © 2020, Regional Studies Center, University of Mosul. This is an open access article under the CC BY 4.0 license (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)

المقدمة

للقطاع الزراعي أهمية كبيرة في اقتصاديات الدول كافة، واقتصاديات الدول النامية خاصة، لذلك يعد من القطاعات المهمة في أي مجتمع من المجتمعات لما له من دور كبير وفاعل في اقتصاديات هذه الدول، لاسيما أنه يرتبط ارتباط وثيقا بالأمن الغذائي، ولما له من إسهامات في الناتج الإجمالي المحلي، كما أن هناك تشابكات واسعة بينه وبين النشاطات للقطاعات الاقتصادية المختلفة، لذا فإن السلع الزراعية ولمحاصيل الحبوب تحتل دوراً كبيراً في حياة المنتجين والمستهلكين، وأن الواقع الاقتصادي للبلدان النامية يشير إلى أنها تعاني من مشكلة الغذاء لمحاصيل الحبوب، وأن الفجوة بين الإنتاج الزراعي والاستهلاك المحلي منه أخذت بالتزايد عبر مرور الزمن، وسبب هذه المشكلة يكمن في وجود عدد من المعوقات الاقتصادية التي تحد من زيادة الإنتاجية والإنتاج لهذه المحاصيل وكذلك من سوء استخدام الموارد الاقتصادية وان الدعم لهذه المحاصيل يعد غير كافيا وعليه يعد موضوع الإنتاج والدعم الزراعي من المواضيع المهمة التي تستحق البحث والدراسة المستمرين وهذا ما أكدته العديد من الدراسات وركزت عليه الأدبيات الاقتصادية.

أهمية البحث: تأتي أهمية البحث لما لمحاصيل الحبوب الرئيسة من دور بالغ الاهمية في سد حاجة المجتمع من الغذاء بشكل عام ومن اهمية سياسة الدعم الحكومي للمحاصيل الزراعية الرئيسة (القمح ، الشعير والرز) في العراق خلال مدة البحث الممتدة من (١٩٩٥-٢٠١٥) ولكون سياسات الدعم اهمية كبيرة في زيادة معدلات انتاج هذه المحاصيل.

مشكلة البحث: تكمن مشكلة البحث في أن اقتصاديات البلدان العربية بعامة والعراق بخاصة تعاني من قصور في إنتاج محاصيل (القمح، الشعير، والرز) وإنتاجيتها، ووجود فجوات غذائية من هذه المحاصيل، وعدم تلبيتها للطلب المحلي في كثير من السنوات مما أدى إلى زيادة الاستيرادات من هذه المحاصيل لسد حاجة الاستهلاك

المحلي، وأن هناك مجموعة من العوامل الاقتصادية التي تحد من إنتاج هذه المحاصيل وعلى راسها الدعم الزراعي المقدم لهذه المحاصيل والتي يجب التعرف على مستوى تأثيراته .

فرضية البحث: يعتمد البحث على فرضية مفادها أن لسياسة الدعم الزراعي تأثيرات متباينة على انتاج لمحاصيل الزراعية الرئيسة في العراق خلال المدة (١٩٩٥ – ٢٠١٥) ويسعى البحث لأثبات الفرضية من عدمها.

هدف البحث: يهدف البحث إلى التعرف على مدى تأثير أسلوب الدعم السعري للمحاصيل الزراعية الرئيسة في توسيع أو انكماش العرض المحلي منها، من اجل الاسترشاد بقيمة المتغيرات الاقتصادية ومديات تأثيرها في رسم سياسة الدعم الحكومي الملائمة للزراعة العراقية

منهجية البحث: اعتمد البحث في على أسلوب الربط بين اتجاهين الأول (وصفي) يستند إلى الدراسات النظرية التي تناولت الموضوع نفسه، والثاني (كمي) يستند على طرائق وأساليب الاقتصاد القياسي، كما تم اعتماد المصادر المكتبية للحصول على بيانات البحث كالنشرات الإحصائية الخاصة بالجهاز المركزي للإحصاء وإحصائيات المنظمة العربية للتنمية الزراعية ومنظمة الأغذية والزراعة الدولية والبحوث والدوريات المرتبطة بهذا الموضوع ، فضلاً عن الرسائل والأطاريح والكتب المعنية بهذا الجانب، إذ اعتمد التحليل على بيانات سلسة زمنية أمدها واحد وعشرون عاماً للمدة (١٩٩٥ – ٢٠١٥) .

الدعم الزراعي ومعاييره الاقتصادية

ان التدخل الحكومي في القطاع الزراعي يهدف الى مساعدة المزارعين للتغلب على المعوقات التي تواجه المنتج الزراعي وذلك بهدف تحقيق الاكتفاء الذاتي من المنتجات الزراعية وان هذا التدخل يهدف الى تحسين استغلال الموارد المتاحة لتحقيق هذا الهدف عن طريق زيادة الانتاج (الجنابي ، ٢٠١٣: ١٢). يشير مفهوم الدعم بالمعنى المتداول إلى ما تتحمله الموازنة العامة للدول من مبالغ نقدية أو إعانات عينية في إطار مسؤوليتها الاقتصادية والاجتماعية لمواجهة الفروقات الحاصلة في مستوى الأسعار الزراعية بين قيمتها الحقيقية التي تعكسها الأسعار العالمية الحدودية، وتلك التي تعد محفزة لاستدامة الإنتاج الزراعي وتوسيعه من جانب، وحماية المستهلك من تقلبات الأسعار الزراعية التي تكون حساسة جداً للتغيرات في العرض والطلب على المنتجات الزراعية من جانب آخر. وقد أعطى هذا التعريف تبريراً لوجود سعر أدنى Floor Price يقترب من مستوى السعر الذي لا يحقق خسارة للمنتج الزراعي، ويعطي درجة معقولة من الضمانة والاستقرارية لأسعار Price Stabilization المنتجات الزراعية (عبدالله،٢٠٠٧ : ٥) اذ يمكن القول بأن الأسس المنطقية للتدخل الحكومي في الأسواق الزراعية تتمثل بالتدخل الحكومي في القطاع الزراعي يمكن أن يُسرع من معدل نمو الدخل (Income Growth) فسياسات الاستثمار لتوفير السلع الزراعية وإعادة توزيع الدخل Income Distribution .

إن انخفاض أسعار السلع الزراعية من العوامل المهمة والمؤثرة على رفاهية المستهلكين الفقراء ، وتصحيح أخفاق أو فشل السوق Market Failures وهو يمثل الأساس المنطقي الثاني لتدخل الحكومة في القطاع الزراعي، واخيرا الأمن الغذائي (Food security). لذلك فإن للزراعة دور كبير في تحقيق الأمن الغذائي والاعتماد على الذات من الإمدادات الغذائية الأساسية, وهذه من أهم أهداف السياسة الزراعية للبدان للأغذية المستوردة. ويتطلب تحقيق هذا الهدف التدخل الحكومي لزيادة الإنتاج

المحلي، وهذا التدخل يشمل تغيرات في أسعار المنتجات الزراعية أو أعانة مدخلات الإنتاج، والاستثمار في البنى التحتية للأنشطة الإنتاجية أو التسويق، أو القيود الكمية على إنتاج المحاصيل البديلة (Monke & Pearson , 1998 : 6) .

وهنالك نوعان من معايير الدعم الزراعي يمكن توضيحها بما يأتي:

١- معامل الحماية الاسمي Nominal Protection Coefficient (NPC)

يعد هذا المعامل من أبسط المعاملات المستخدمة في تقدير مستوى الحماية لمنتج والناتج عن تشوهات السوق، إذ يبين تأثيرات السياسة السعرية على المنتج والمستهلك سواء أكانت محفزة للمنتجين، ويأخذ بالاعتبار سعر الناتج فقط، وهو يقيس النسبة بين الأسعار المحلية التي يتلقاها المزارعون، والسعر الحدودي المكافئ للسلعة، وكلاهما محسوب عند بوابة المزرعة فاذا كان معامل الحماية اكبر من الواحد الصحيح فهذا يعني ان هناك حماية للمنتج على حساب المستهلكين اما اذا كان اقل فيكون العكس ويقاس بالقانون الآتي:

معامل الحماية الاسمي(NPC)=السعر المزرعي أو سعر المستهلك للسلعة/ سعر السلعة العالمي أو سعر الحدود **(الزوبعي،٢٠٢١:٤٩)**

معامل الحماية الفعال Effective Protection Coefficient (EPC)

وهو مقياس أكثر شمولية لأنه يبين تأثير السياسة السعرية على كل من المنتج والمستهلك، ولكنه يأخذ في الحسبان كلا من أسعار الناتج وأسعار المدخلات. اي ان الضرائب الكمركية لا تؤثر في أثمان السلع النهائية فحسب بل في نفقات السلعة أيضا، من خلال تأثيرها على أثمان المدخلات، وهي تعد أثر الحماية على القيمة المضافة، لذلك يرتبط مفهوم الحماية الفعالة Effective Protection بمفهوم القيمة المضافة Value Added والتي تمثل قيمة الإنتاج بعد استبعاد عوائد عناصر الإنتاج، ويمكن حسابه عبر القانون الآتي:

المعدل الفعال للحماية(ERP)=(القيمة المضافة بالأسعار المحلية- القيمة المضافة بالأسعار العالمية)/القيمة المضافة بالأسعار العالمية. (**الزوبعي**،٢٠٢١: ٥٠).

وفيما يأتي بعض الدراسات التي تطرقت الى هذا الموضوع:

- قام (محجوب) عام ٢٠٠٠ بدراسة الآثار الاقتصادية للسياسات السعرية لمحصول القمح في السودان لمشروع الجزيرة باستعمال مصفوفة تحليل السياسة (PAM), وبينت نتائج التحليل بأن الأربحية الخاصة والاجتماعية كانت إيجابية لمعظم مدة الدراسة مما يدل على أن زراعة محصول القمح في مشروع الجزيرة مجزية للمزارعين
- كما قام (**Summer**) في عام ٢٠٠٣ بقياس أثار سياسة التدخل الحكومي في إنتاج القطن في جمهورية أوزبكستان باستخدام مصفوفة تحليل السياسة لقياس أثر الفروق الناجمة عن السياسات المشوهة وفشل السوق، وأكدت قيم معاملات الحماية أن سياسة التدخل هي سياسة داعمة.
- وتقدم (Pearson2006) بدراسة حول أثر التدخل الحكومي في الولايات المتحدة الامريكية على محصولي الرز وفول الصويا، إذ وجدوا أن صافي التحويلات (L) المتحققة من سياسة التدخل الحكومي هي (١.٦١) و (٣٨١.٠١٧) للمحصولين على التوالي مما يؤشر على وجود أعانة للمنتج من سياسة التدخل الحكومي على حساب المستهلكين.

-أوضحت دراسة كل من (مضحي وآخرون ٢٠٠٩) حول الآثار المترتبة لتدخل الدولة في تسعير محاصيل الحبوب الرئيسة في العراق واستخدم فيها مصفوفة تحليل السياسة اذ أكدت نتائج التحليل ومن خلال معاملات الحماية على عدم وجود دعم حقيقي للمنتج وإعانة لمدخلات الإنتاج، كما أظهرت النتائج على الميزة النسبية أن العراق لا يتمتع بميزة نسبية وليس له قدرة تنافسية على المستوى العالمي لإنتاج محصول الذرة .

– قام (shahzed2019) بدراسة حول اثر اسعار الدعم لمحصول القمح في جمهورية باكستان الاسلامية اذ اشارت النتائج الى ان ارتفاع سعر الدعم المنتج النهائي مهم في ارتفاع الناتج الا ان ذلك قد ادى في السنوات الاخيرة إلى الاضرار بالمستهلكين وكما قلل من فرصة منافسة الدولة في التصدير بسبب ارتفاع سعر هذا المحصول مقارنة بالدول المنتجة الاخرى لنفس المحصول.

تطور الكمي للمساحة والإنتاج والإنتاجية والكميات المتاحة للاستهلاك والفجوة الغذائية ونسبة الاكتفاء الذاتي لمحاصيل الاستراتيجية في العراق للمدة (١٩٩٥– ٢٠١٥) .

تعد محاصيل الحبوب الرئيسة (الاستراتيجية) في العراق (القمح، الشعير والرز) من محاصيل الحبوب الغذائية التي تشكل المادة الغذائية للفئات والطبقات الاجتماعية كافة من خلال استخدامها وبشكل كبير في الغذاء اليومي، اذ انه ونظراً لأهمية هذه المحاصيل فقد استخدمته الدول المنتجة له لاسيما الولايات المتحدة الأمريكية بوصفه سلاحاً ضد بلدان العالم على وفق استراتيجيات تنطلق من مصالحها الهادفة إلى استغلال الشعوب وتحقيق المكاسب الاقتصادية والسياسية، ومن الجدول (١،٢،٣) على التوالي نوضح تطور الإنتاج والإنتاجية والمساحات المزروعة من محاصيل الحبوب المختارة في المدة من (١٩٩٥–٢٠١٥) وعلى النحو الآتي:

جدول (١)

تطور المساحة والإنتاج وإلانتاجيه والمتاحة للاستهلاك والفجوة الغذائية ونسبة الاكتفاء الذاتي لمحصول القمح في العراق للمدة (1995- ٢٠١٥)

السنوات	المساحة (دونم) (١)	الإنتاج (طن) (٢)	الإنتاجية (كغم / دونم) (٣)	المتاح للاستهلاك (طن) (٤)	الفجوة الغذائية (طن) (٥)	نسبة الاكتفاء الذاتي % (٦)
1995	٥٧٠٢٠٠٠	1091400	191	1256400	(165000)	86.86
1996	٥٥٦٩١٠٠	1150000	207	1714000	(564000)	67.09
1997	٥٤٩٨٥٠٠	946700	172	2300700	(1354000)	41.14
1998	٥٧٨٢٠٠٠	1474900	255	2550900	(1076000)	57.81
1999	٥٩٥٠٧٠٠	1101600	185	3201600	(2100000)	34.41
2000	٤٣٠٨١٠٠	1040300	242	3756300	(2716000)	27.69
2001	٥٢١٨٩٠٠	2219400	425	3910400	(1691000)	59.75
2002	٦٥٩٤٩٠٠	2589500	392	3964500	(1375000)	65.31
2003	٦٨٥٤٩٠٠	2329200	340	3484200	(1155000)	66.85
2004	٦١٥٩٤٠٠	1832100	298	2442100	(610000)	75.02
2005	٦٤١٠٦٠٠	2228400	348	2523400	(295000)	88.31
2006	٦٠٥٤١٠٠	2286300	378	4019300	(1733000)	56.88
2007	٦٢٧٩٦٠٠	2202800	351	4125800	(1923000)	53.39
2008	٥٧٤١٢٠٠	1255000	219	2944000	(1689000)	42.62
2009	٥٠٤٩٨٠٠	1700400	337	3001400	(1301000)	56.65
2010	٥٥٤٣٩٠٠	2748800	496	2820800	(72000)	97.44
2011	٦٥٤٢٧٠٠	2808800	429	2827800	(19000)	99.32
2012	٦٩١٤٤٠٠	3062300	443	3083300	(21000)	99.31
2013	٧٣٧٦٣٠٠	4178400	566	4223400	(45000)	98.93
2014	٨٥٢٨٠٠٠	5055000	593	5223000	(168000)	96.78
2015	٤١٤٦٧٠٠	2645000	638	2696000	(51000)	98.11

المصدر: العمود (٢، ١،٣) وزارة الزراعة، دائرة البحوث الزراعية، قسم بحوث الاقتصاد الزراعي، كانون الاول ٢٠١٦ ، اما فيما يخص. والاعمدة (6، 5، ٤) من أعداد الباحث بالاعتماد على القوانين الآتية: (الفجوة الغذائية) = الإنتاج المحلي – الكميات المتاحة للاستهلاك.

نسبة الاكتفاء الذاتي = $\frac{\text{الانتاج}}{\text{الاستهلاك}} \times ١٠٠$، والأقواس تشير إلى الإشارة السالبة .

يلاحظ من الجدول (١) ان الكميات المنتجة لمحصول القمح لعام ١٩٩٥ بلغت (1091400) طن ، فيما كان مقدار الكميات المتاحة للاستهلاك بمقدار (1256400) طن إذ يمكن ملاحظة الفجوة الغذائية للقمح انخفضت والتي قدرت بـ (-51000) طن في حين كانت نسبة الاكتفاء الذاتي من هذا المحصول الى

(86.86) ويلاحظ تذبذب مقدار الفجوة الغذائية في العراق بسبب تذبذب اعتماده على الزراعة الديمية وارتفاع نسبة المخاطرة واللايقين فيها إذ تزرع أكثر من نصف المساحات المزروعة في المناطق الشمالية التي تعتمد على الزراعة الديمية مما يسبب تذبذب الإنتاج، اما في عام ٢٠١٥ يلاحظ ان الكميات المنتجة بلغت (2645000) طن ، فيما كان مقدار الكميات المتاحة للاستهلاك بمقدار (2696000) طن إذ يمكن ملاحظة الفجوة الغذائية للقمح التي قدرت بـ (-165000) طن وان نسبة الاكتفاء الذاتي من هذا المحصول كانت قد ارتفعت لتصل الى بنسبة (98.11%).

جدول (٢)

تطور المساحة والإنتاج والإنتاجيه والمتاحة للاستهلاك والفجوة الغذائية ونسبة الاكتفاء الذاتي لمحصول الشعير في العراق للمدة (1995- ٢٠١٥) .

السنوات	المساحة (الف دونم) (١)	الإنتاج (الف طن)(٢)	الإنتاجية (كغم/دونم)(٣)	المتاح للاستهلاك (الف طن)(٤)	الفجوة الغذائية (الف طن) (٥)	نسبة الاكتفاء الذاتي % (٦)
1995	٤٦٧٥	٧١٢	١٥٢.٣	٧٦٥.٦	(٥٣.٦)	٩٢.٩٩
1996	٤١٧٤	٦٤٧	١٥٥	٧٦٧.٧	(١٢٠.٧)	٨٤.٢٧
1997	٢٩٣٩	٤٩٢	١٦٧.٤	٤٩٢	٠	١٠٠
1998	٣٥٩٩	٦٢٩	١٧٤.٨	٦٢٩	٠	١٠٠
1999	١٣٥٦	٢٨٢	٢٠٨	٢٨٢	٠	١٠٠
2000	٨٣٨	١٩٣	٢٣٠.٣	٣٩٢.٩٥	(١٩٩.٩٥)	٤٩.١١
2001	٢١٦٠	٧١٣	٣٣٠.١	٣١٨.٥٨	٣٩٤.٤٢	٢٢٣.٨٠
2002	٣٧٤٢	٨٣٣	٢٢٢.٦	٥٩١.٠٦	٢٤١.٩٤	١٤٠.٩٣
2003	٤٢٢٤	٨٦٠	٢٠٣.٦	٧٥٨.٠٦	١٠١.٣	١١٣.٣٥
2004	٣٧٦٧	٨٠٥	٢١٣.٧	٤٩٦.٧٧	٣٠٢.٢٣	١٦٢.٠٤
2005	٣٨٧٥	٧٥٤	١٩٤.٦	٧٥٤	٠	١٠٠
2006	٤٠٥٧	٩١٩	٢٢٦.٥	٩١٩	٠	١٠٠
2007	٤٠٤٨	٧٤٨	١٨٤.٨	٧٤٨	٠	١٠٠
2008	١٧١٨	٤٠٤	٢٣٥.٢	٤٠٤	٠	١٠٠
2009	١٥٦٢	٥٠٢	٣٢١.٤	٥٠٢	٠	١٠٠

2010	٤٠٢٣	١١٣٧	٢٨٢.٦	١١٣٧	٠	١٠٠
2011	٢٨٧٤	٨٢٠	٢٨٥.٣	٨٢٠	٠	١٠٠
2012	٢١٠٢	٨٣٢	٣٩٥.٨	٨٣٢	٠	١٠٠
2013	٣٢٥٤	١٠٠٣	٣٠٨.٢	١٠٠٣	٠	١٠٠
2014	٤٥٨٣	١٣٥٥	٢٩٥.٧	١٣٥٥	٠	١٠٠
2015	٩٤٧	٣٣٠	٣٤٨.٥	٣٣٠	٠	١٠٠

المصدر: العمود (٢، ١،٣) وزارة الزراعة، دائرة البحوث الزراعية، قسم بحوث الاقتصاد الزراعي، كانون الاول ٢٠١٦ ، اما فيما يخص. والاعمدة (6، 5، ٤) من أعداد الباحث بالاعتماد على القوانين الآتية: (الفجوة الغذائية) = الإنتاج المحلي – الكميات المتاحة للاستهلاك.

نسبة الاكتفاء الذاتي = $\frac{\text{الانتاج}}{\text{الاستهلاك}} \times ١٠٠$**، والأقواس تشير إلى الإشارة السالبة .**

يلاحظ من الجدول (٢) ان الكميات المنتجة لمحصول الشعير لعام ١٩٩٥ بلغت (٧١٢) الف طن ، فيما كان مقدار الكميات المتاحة للاستهلاك بمقدار (٧٦٥.٦) الف طن إذ يمكن ملاحظة الفجوة الغذائية للشعير انخفضت والتي قدرت بـ (٥٣.٦-) الف طن في حين كانت نسبة الاكتفاء الذاتي من هذا المحصول الى (٩٢.٩٩%) اما في عام ٢٠١٥ يلاحظ ان الكميات المنتجة بلغت (٣٣٠) الف طن ، فيما كان مقدار الكميات المتاحة للاستهلاك بمقدار (٣٣٠) الف طن إذ يمكن ملاحظة الفجوة الغذائية للشعير صفر طن ونسبة الاكتفاء الذاتي من هذا المحصول كانت بنسبة (١٠٠%).

جدول (٣)

تطور المساحة والإنتاج وإلانتاجيه والمتاحة للاستهلاك والفجوة الغذائية ونسبة الاكتفاء الذاتي لمحصول الرز في العراق للمدة (١٩٩٠- ٢٠١٥)

السنوات	المساحة (دونم) (١)	الإنتاج (طن) (٢)	الإنتاجية (كغم/ دونم)(٣)	المتاح للاستهلاك (طن)(٤)	الفجوة الغذائية (طن)(٥)	نسبة الاكتفاء الذاتي (٦%)
1995	557400	312300	475	967300	(655000)	32.28
1996	436600	282900	648	1004900	(722000)	28.15
1997	461000	274300	595	382300	(108000)	71.74
1998	505700	389500	644	488500	(99000)	79.73
1999	350800	218500	623	435500	(217000)	50.17
2000	477000	303000	635	541000	(238000)	56.00
2001	413000	260000	629	444000	(184000)	58.55
2002	216500	193800	903	1011800	(818000)	19.15
2003	122500	81300	664	978300	(897000)	8.31
2004	351800	250300	711	1083300	(833000)	23.10
2005	428200	308700	721	1011700	(703000)	30.51
2006	502600	363300	723	1287300	(924000)	28.22
2007	497400	392800	790	1078800	(686000)	36.43
2008	339000	248200	732	681200	(433000)	36.41
2009	219700	173100	788	434100	(261000)	39.87
2010	191900	155800	812	383800	(228000)	40.59
2011	263800	235100	891	353100	(118000)	66.58
2012	318800	361300	1133	1273300	(912000)	28.37
2013	383800	451800	1177	1962800	(1511000)	23.01
2014	317200	403000	1270	1333000	(930000)	30.23
2015	110000	109200	989	1406200	(1297000)	٢٩.76

المصدر: العمود (٢، ٣،١) وزارة الزراعة، دائرة البحوث الزراعية، قسم بحوث الاقتصاد الزراعي، كانون الاول ٢٠١٦ ، اما فيما يخص. والاعمدة (6، 5، ٤) من أعداد الباحث بالاعتماد على القوانين التالية: (الفجوة الغذائية) = الإنتاج المحلي – الكميات المتاحة للاستهلاك.

Regional Studies Journal, Vol.15, No.50, October 2021 (213-246)
Print ISSN: 1813-4610 Online ISSN: 2664-2948

نسبة الاكتفاء الذاتي = $\frac{\text{الانتاج}}{\text{الاستهلاك}} \times ١٠٠$، **والأقواس تشير إلى الإشارة السالبة .**

يلاحظ من الجدول (٣) ان الكميات المنتجة لمحصول الرز لعام ١٩٩٥ بلغت (312300) طن ، فيما كان مقدار الكميات المتاحة للاستهلاك بمقدار (967300) طن إذ يمكن ملاحظة الفجوة الغذائية للرز انخفضت والتي قدرت بـ (-655000) طن في حين كانت نسبة الاكتفاء الذاتي من هذا المحصول الى (٣٢.٢٨%) ، اما في عام ٢٠١١ يلاحظ ان الكميات المنتجة بلغت (235100) طن ، فيما كان مقدار الكميات المتاحة للاستهلاك بمقدار (353100) طن إذ يمكن ملاحظة الفجوة الغذائية للرز التي قدرت بـ (-118000) طن وان نسبة الاكتفاء الذاتي من هذا المحصول كانت قد ارتفعت لتصل الى بنسبة (66.58%).

توصيف الأنموذج الرياضي المستخدم:

مواد البحث وطرائقه

تعد مرحلة توصيف النموذج من أهم المراحل المستخدمة في التقدير وأصعبها في الاقتصاد القياسي وغالباً ما يكون أصعب نقاط تطبيقات الاقتصاد القياسي صياغة النموذج صياغة صحيحة .

وكنموذج بحثنا يتكون من النموذج الرئيس الآتي :

حيث أن :

$$Yi=F(X1, X2,)$$

$$Yi=B0+B1X1+B2X2+ UI\ldots (1)$$

Yi = كمية إنتاج محصول القمح الشعير الرز (الف طن)

X1 = معامل الحماية الاسمي (دعم المخرجات

X2 = معامل الحماية الفعال (دعم مستلزمات)

اختبار جذر الوحدة لاستقرارية السلاسل الزمنية باستخدام طريقة فليبس–بيرون(Phillips perron) لانتاج محصول القمح للمدة(١٩٩٥–٢٠١٥):

يهدف اختبار جذر الوحدة إلى فحص خواص السلاسل الزمنية لكل متغير من التي هي متغيرات الدالة قيد الدراسة والتأكد من استقرارية السلاسل الزمنية الاقتصادية وتحديد رتبة تكامل كل متغير، ويبين الجدول (٤) نتائج الاستقرارية بطريقة فيلبس – بيرون (p.p) لمتغيرات الدالة قيد الدراسة، حيث تنص فرضية العدم (H_0:b=0) بعدم استقرارية السلاسل الزمنية ، مقابل الفرضية البديلة (H_1:b≠0) التي تنص على استقرارية السلاسل الزمنية، حيث تشير النتائج إلى عدم استقراريه السلاسل الزمنية للمتغيرات عند المستوى، حيث استقر المتغير (x2) عند المستوى تحت مستوى معنوية (١٠%) بينما أصبحت كافة المتغيرات مستقرة عند الفرق الأول I(1)عند مستوى معنوية (5%) ، لكافة المتغيرات (X_1, X_2, y) للدالة قيد الدراسة

جدول(٤)

اختبار جذر الوحدة باستخدام طريقة فليبس–بيرون (Phillips perron).

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

		At Level		
		LNY1	LNX1	LNX2
With Constant	t-Statistic	-1.7331	-1.1847	-2.7880
	Prob.	*0.4005*	*0.6597*	*0.0778*
		n0	n0	*
With Constant & Trend	t-Statistic	-2.8244	-1.4278	-3.3165
	Prob.	*0.2053*	*0.8200*	*0.0922*
		n0	n0	*
Without Constant & Trend	t-Statistic	1.7180	-1.1442	0.9879
	Prob.	*0.9747*	*0.2211*	*0.9080*
		n0	n0	n0
		At First Difference		
		d(LNY1)	d(LNX1)	d(LNX2)
With Constant	t-Statistic	-6.2330	-6.8132	-5.6748
	Prob.	*0.0001*	*0.0000*	*0.0002*
		***	***	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-5.8810	-13.1118	-5.4421
	Prob.	*0.0008*	*0.0000*	*0.0018*
		***	***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-4.4967	-6.8607	-5.5897
	Prob.	*0.0001*	*0.0000*	*0.0000*
		***	***	***

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

المصدر: من إعداد الباحثون بالاعتماد على مخرجات برنامج(Eviews10).

التقدير الأولي لأنموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL) للانتاج محصول القمح للمدة (١٩٩٥-٢٠١٥).

بعد التأكد من استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات عند المستوى وعند الفرق الأول، حيث نقوم بالتقدير الأولي لأنموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL) باستخدام البرنامج الإحصائي (Eviews10) الذي يقوم تلقائيا بتحديد مدة الإبطاء المثلى وفقا لمعيار اكاي (AIC)، اذ لاحظنا من الجدول (5) أن قيمة معامل التحديد المصحح (Adjusted R^2) تساوي (٠,٨٣) أي أن المتغيرات المستقلة الداخل في الأنموذج المقدر تفسر حوالي(٨٣%) من التغيرات في المتغير التابع، وهذه دلالة على أن العوامل المفسرة (التوضيحية) هي ذات التأثير الأكبر في الدالة أمَّا (١٧%) فهي غير مفسرة إي مسؤولة عنها المتغيرات غير الداخلة في الأنموذج ومتمثلة بالمتغير العشوائي، أمَّا قيمة اختبار(F) المحتسبة تساوي(٩.٦) وبدرجة معنوية تساوي (٠.٠٠٦) وهي أقل من (٠.٠٥) ، وهذا يعني أن الأنموذج المقدر معنوي ككل.

جدول (٥)

نتائج التقدير الأولي لأنموذج (ARDL).

Dependent Variable: LNY1
Method: ARDL
Date: 07/16/21 Time: 16:10
Sample (adjusted): 2000 2015
Included observations: 16 after adjustments
Maximum dependent lags: 5 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (1 lag, automatic): LNX1 LNX2
Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 20
Selected Model: ARDL(5, 1, 1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LNY1(-1)	0.193074	0.189707	1.017750	0.3481
LNY1(-2)	-0.247288	0.231305	-1.069102	0.3261
LNY1(-3)	-0.102087	0.254014	-0.401895	0.7017
LNY1(-4)	0.764656	0.247393	3.090850	0.0214
LNY1(-5)	-0.226471	0.172260	-1.314702	0.2366
LNX1	0.817560	0.184398	4.433678	0.0044
LNX1(-1)	-0.601221	0.170065	-3.535235	0.0123
LNX2	-0.067604	0.093639	-0.721968	0.4975
LNX2(-1)	-0.333390	0.096926	-3.439640	0.0138
C	14.25872	3.849964	3.703597	0.0100

R-squared	0.935118	Mean dependent var	14.66559
Adjusted R-squared	0.837796	S.D. dependent var	0.391817
S.E. of regression	0.157803	Akaike info criterion	-0.585774
Sum squared resid	0.149410	Schwarz criterion	-0.102906
Log likelihood	14.68619	Hannan-Quinn criter.	-0.561047
F-statistic	9.608473	Durbin-Watson stat	2.528754
Prob(F-statistic)	0.006155		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

المصدر: من إعداد الباحثون بالاعتماد على مخرجات برنامج(Eviews10).

Regional Studies Journal, Vol.15, No.50, October 2021 (213-246)
Print ISSN: 1813-4610 Online ISSN: 2664-2948

اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود (bounds testing).

وفقا لأسلوب اختبار الحدود اذ تم حساب قيمة *F* الاحصائية في ضوء اختبار (bounds testing) اذ يتم اختبار الفرضية العدمية (H_0:b=0) القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات الانموذج (لا توجد علاقة توازنيه طويلة الأمد) مقابل الفرضية البديلة (H_1:b≠0) القائلة بوجود علاقة تكامل مشترك في الامد الطويل بين مستويات متغيرات الانموذج .وهنا يتم مقارنة قيمة *(F)* الاحصائية المقدرة مع القيم الجدولية التي اقترحها(**Pesaranet 2001**) وليس قيمة *F* الاعتيادية وهي عبارة عن قيمتين جدوليتين ، تمثل قيمة الحد الاعلى في حالة كون متغيرات النموذج متكاملة من الدرجة الاولى *I(1)* وتمثل قيمة الحد الادنى في حالة التكامل من الدرجة الصفر *I(0)*. فاذا كانت قيمة *(F)* المحسوبة اكبر من الحد الادنى للقيمة الحرجة اي نرفض فرضية عدم وجود علاقة توازنيه طويلة الامد ، وتقبل الفرضية البديلة بوجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة ،

اذ يتبين من الجدول (٦) إن إحصاءة (F) البالغة (١٢.٥٣) كانت أعلى من الحد الأعلى للقيم الحرجة في الأنموذج، التي تم الحصول عليها من الجداول التي اقترحها كل من(pesaran 2001)عند مستويات معنوية(١%،٢.٥% ،٥% ،١٠%)، وهذا يعني إننا نرفض الفرضية العدمية (H_0:b=0) ونقبل الفرضية البديلة(H_1:b≠0) عند مستويات المعنوية الثلاثة اي وجود علاقة توازنيه طويلة المدى(تكامل مشترك) بين المتغيرات قيد الدراسة .

جدول (٦)

نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود.

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
		Asymptotic: n=1000		
F-statistic	12.53781	10%	2.63	3.35
k	2	5%	3.1	3.87
		2.5%	3.55	4.38
		1%	4.13	5

المصدر: من إعداد الباحثون بالاعتماد على مخرجات برنامج(Eviews10).

تقدير وتفسير أنموذج تصحيح الخطأ والعلاقة قصيرة وطويلة المدى وفقا لأنموذج (ARDL) لا نتاج محصول القمح للمدة (١٩٩٥-٢٠١٥):

اذ بعد إنْ تم التأكد من وجود تكامل مشترك(علاقة توازنية طويلة المدى) نقوم بإيجاد العلاقة القصيرة وطويلة المدى بين المتغيرات ، حيث من خلال الجدول(٧) نلاحظ أنّ معلمة المدى القصير للمتغير المستقل للمعامل الحماية الاسمي (دعم المنتج النهائي) من القمح (X_1) بلغت (0.35)، وهذا يعني وجود علاقة طردية بينه وبين المتغير المعتمد (الانتاج المحلي للقمح) في المدى القصير، أي أن زيادة الدعم النهائي بنسبة (١%) سيؤدي إلى زيادة الانتاج المحلي للقمح بنسبة (0.35%) وهذا يتفق مع منطق النظرية الاقتصادية وذلك كون ارتفاع الاسعار للمحصول النهائي يكون حافز قوي لزيادة الانتاج، في حين لم تظهر معنوية متغير (x2) معامل حماية الفعال دعم مستلزمات الانتاج ويرجع السبب في ذلك كون دعم المدخلات ضعيف ولم يكن في المستوى المطلوب وان هناك ايضا بعض الفلاحيين يقومون ببيع الدعم المقدم من قبل الدولة في الاسواق الخارجية .

جدول (٧)

تقدير أنموذج تصحيح الخطأ والعلاقة قصيرة وطويلة المدى وفقا لأنموذج ARDL لانتاج محصول القمح للمدة (١٩٩٥-٢٠١٥):

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(LNY1)
Selected Model: ARDL(5, 1, 1)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 07/16/21 Time: 16:44
Sample: 1995 2015
Included observations: 16

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.25872	3.849964	3.703597	0.0100
LNY1(-1)*	-0.618116	0.344956	-1.791870	0.1233
LNX1(-1)	0.216339	0.103862	2.082944	0.0824
LNX2(-1)	-0.400994	0.144077	-2.783186	0.0319
D(LNY1(-1))	-0.188810	0.378495	-0.498844	0.6356
D(LNY1(-2))	-0.436098	0.325292	-1.340637	0.2286
D(LNY1(-3))	-0.538185	0.244880	-2.197748	0.0703
D(LNY1(-4))	0.226471	0.172260	1.314702	0.2366
D(LNX1)	0.817560	0.184398	4.433678	0.0044
D(LNX2)	-0.067604	0.093639	-0.721968	0.4975

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Levels Equation
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNX1	0.349998	0.156651	2.234253	0.0669
LNX2	-0.648737	0.559559	-1.159371	0.2904
C	23.06804	7.237203	3.187424	0.0189

EC = LNY1 - (0.3500*LNX1 -0.6487*LNX2 + 23.0680)

المصدر: من إعداد الباحثون بالاعتماد على مخرجات برنامج(Eviews10).

الاختبارات التشخيصية Diagnostic Tests :

وبعد أنْ تم الحصول على العلاقة قصيرة المدى وطويلة المدى لدالة انتاج القمح باستخدام أنموذج (ARDL) ، بعدها سنقوم بتقييم أنموذج الدراسة لمعرفه مدى كفاءة الأنموذج المستخدم، من خلال الاختبارات التشخيصية الآتية:

اختبار الارتباط الذاتي Autocorrelation Test :

يتم من خلال هذا الاختبار التأكد من خلو الأنموذج من مشكلة الارتباط الذاتي (الارتباط التسلسلي بين القيم) باستعمال اختبار، (Breusch-Godfrey Serial Correlation)(LM)حيث بين الجدول (8) أن الأنموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي إذ أن قيمة إحصاءة (F) بلغت(2.4) عند مستوى احتمالية(٠.٢٤) وهي مستوى احتمالية اكبر من (٥%) ، وإن قيمة (Obs *R-Squared) المقابلة لها بلغت (1.72)عند مستوى احتمالية (0.42) وهي أيضاً أكبر من (٥%) ومنها نقبل فرضية العدم القائل بعدم وجود مشكلة الارتباط ذاتي.

جدول(8)

اختبار (Breusch-Godfrey Serial Correlation Lm Test) للأرتباط الذاتي.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.241453	Prob. F(2,4)	0.7962
Obs*R-squared	1.723545	Prob. Chi-Square(2)	0.4224

المصدر: من إعداد الباحثون بالاعتماد على مخرجات برنامج(Eviews10).

Regional Studies Journal, Vol.15, No.50, October 2021 (213-246)
Print ISSN: 1813-4610 Online ISSN: 2664-2948

اختبار عدم ثبات تجانس التباين Heteroskedasticity test:

يتم من خلاله التأكد من خلوالانموذج المقدر من مشكلة عدم ثبات تجانس التباين باستخدام اختبار (Breusch-Pagan-Godfrey (Heteroskedasticity Test:)، حيث بين الجدول (9) أن الأنموذج لا يعاني من مشكلة عدم ثبات تجانس التباين حيث إن قيمة إحصائية (F) بلغت(1.28)عند مستوى احتمالية (0.39) وهي مستوى احتمالية اكبر من(٥%)، وأن قيمة (Obs *R-Squared) المقابلة لها بلغت(10.54) عند مستوى احتمالية (0.30) وهي أيضاً أكبر من (٥%) ،منها يمكن أن نقبل فرضية العدم القائل بعدم وجود مشكلة عدم تجانس التباين.

جدول (9)

اختبار (Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey)

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.289929	Prob. F(9,6)	0.3911
Obs*R-squared	10.54836	Prob. Chi-Square(9)	0.3079
Scaled explained SS	0.832299	Prob. Chi-Square(9)	0.9997

المصدر: من إعداد الباحثون بالاعتماد على مخرجات برنامج(Eviews10).

اختبار جذر الوحدة لاستقرارية السلاسل الزمنية باستخدام طريقة فليبس–بيرون(Phillips perron) لا نتاج لمحصول الشعير للمدة(١٩٩٥–٢٠١٥):

يهدف اختبار جذر الوحدة إلى فحص خواص السلاسل الزمنية لكافة المتغيرات من التي هي متغيرات الدالة قيد الدراسة والتأكد من استقرا رية السلاسل الزمنية الاقتصادية وتحديد رتبة تكامل كل متغير، ويبين الجدول(١٠) نتائج الاستقرارية بطريقة فيلبس –بيرون(p.p) لمتغيرات الدالة قيد الدراسة، حيث تنص فرضية العدمية (H_0:b=0) بعدم استقرارية السلاسل الزمنية ، مقابل الفرضية البديلة (H_1:b≠0) التي تنص على استقرارية السلاسل الزمنية ، حيث تشير النتائج إلى عدم استقراريه

السلاسل الزمنية للمتغيرات عند المستوى ى فقط عند مستوى (١٠%) ، وقد أصبحت سلاسل تلك المتغيرات مستقرة عند الفرق الأول I(1)عند مستوى معنوية (5%) ، لكافة المتغيرات (X_1, X_2, y) للدالة قيد الدراسة.

جدول(١٠)

اختبار جذر الوحدة باستخدام طريقة فليبس–بيرون(Phillips perron).

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

		LNY	LNX1	LNX2
	At Level			
With Constant	t-Statistic	-2.8596	-0.3854	-2.7880
	Prob.	*0.0680*	*0.8942*	*0.0778*
		*	n0	*
With Constant & Trend	t-Statistic	-2.6838	-0.5501	-3.3165
	Prob.	*0.2523*	*0.9710*	*0.0922*
		n0	n0	*
Without Constant & Trend	t-Statistic	-0.6842	-0.7969	0.9879
	Prob.	*0.4078*	*0.3581*	*0.9080*
		n0	n0	n0
	At First Difference			
		d(LNY)	d(LNX1)	d(LNX2)
With Constant	t-Statistic	-4.0287	-5.8981	-5.6748
	Prob.	*0.0066*	*0.0001*	*0.0002*
		***	***	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-3.6534	-12.6007	-5.4421
	Prob.	*0.0519*	*0.0000*	*0.0018*
		*	***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-4.3673	-5.9279	-5.5897
	Prob.	*0.0002*	*0.0000*	*0.0000*
		***	***	***

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

المصدر: من إعداد الباحثون بالاعتماد على مخرجات برنامج(Eviews10).

Regional Studies Journal, Vol.15, No.50, October 2021 (213-246)
Print ISSN: 1813-4610 Online ISSN: 2664-2948

التقدير الأولي لأنموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL) للانتاج محصول الشعير للمدة (١٩٩٥-٢٠١٥).

بعد التأكد من استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات عند المستوى وعند الفرق الأول، نقوم بالتقدير الأولي لأنموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL) باستخدام البرنامج الإحصائي (Eviews10) الذي يقوم تلقائيا بتحديد مدة الإبطاء المثلى وفقا لمعيار اكاي (AIC)، اذ لاحظنا من الجدول (١١) أن قيمة معامل التحديد المصحح (Adjusted R^2) يساوي (089) أي أن المتغيرات المستقلة الداخل في الأنموذج المقدر تفسر حوالي(89%) من التغيرات في المتغير التابع، وهذه دلالة على أن العوامل المفسرة هي ذات التأثير الأكبر في الدالة أمَّا (١١%) فهي غير مفسرة إي مسؤولة عنها المتغيرات غير الداخلة في الأنموذج ومتمثلة بالمتغير العشوائي،

جدول (١١)

نتائج التقدير الأولي لأنموذج (ARDL).

Dependent Variable: LNY
Method: ARDL
Date: 07/17/21 Time: 17:30
Sample (adjusted): 2000 2015
Included observations: 16 after adjustments
Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (5 lags, automatic): LNX1 LNX2
Fixed regressors:
Number of models evalulated: 36
Selected Model: ARDL(1, 5, 5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LNY(-1)	-0.121816	0.148649	-0.819490	0.4726
LNX1	0.830183	0.247302	3.356955	0.0438
LNX1(-1)	-0.032833	0.374258	-0.087729	0.9356
LNX1(-2)	-0.992230	0.275796	-3.597695	0.0368
LNX1(-3)	-1.197943	0.286626	-4.179469	0.0250
LNX1(-4)	0.109370	0.155222	0.704602	0.5318
LNX1(-5)	0.915613	0.152937	5.986866	0.0093
LNX2	0.123805	0.072773	1.701251	0.1875
LNX2(-1)	-0.028352	0.071494	-0.396559	0.7182
LNX2(-2)	-0.072009	0.069235	-1.040058	0.3748
LNX2(-3)	-0.146149	0.071164	-2.053684	0.1323
LNX2(-4)	0.417689	0.083980	4.973649	0.0156
LNX2(-5)	0.256094	0.150202	1.704999	0.1867

R-squared	0.978433	Mean dependent var	6.542610
Adjusted R-squared	0.892165	S.D. dependent var	0.494587
S.E. of regression	0.162414	Akaike info criterion	-0.846315
Sum squared resid	0.079135	Schwarz criterion	-0.218587
Log likelihood	19.77052	Hannan-Quinn criter.	-0.814171
Durbin-Watson stat	2.795246		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

المصدر: من إعداد الباحثون بالاعتماد على مخرجات برنامج(Eviews10).

Regional Studies Journal, Vol.15, No.50, October 2021 (213-246)
Print ISSN: 1813-4610 Online ISSN: 2664-2948

تقدير وتفسير أنموذج تصحيح الخطأ والعلاقة قصيرة وطويلة المدى وفقا لأنموذج (ARDL) لانتاج محصول الشعير للمدة (١٩٩٥-٢٠١٥):

بعد إنْ تم التأكد من وجود تكامل مشترك (علاقة توازنية طويلة المدى) نقوم بإيجاد العلاقة القصيرة وطويلة المدى بين المتغيرات ، حيث من الجدول (١٢) نلاحظ أنّ معلمة المدى القصير للمتغير المستقل للمعامل الحماية الاسمي (دعم المنتج النهائي) من الشعير (X_1) بلغت (0.35)، وهذا يعني وجود علاقة عكسية بينه وبين المتغير المعتمد (الانتاج المحلي للشعير) في المدى القصير، أي أن زيادة الدعم النهائي لمحصول الشعير فانه سيؤدي إلى انخفاض في الانتاج المحلي لهذا المحصول وهذا لا يتفق مع منطق النظرية الاقتصادية وذلك كون ارتفاع الاسعار للمحصول النهائي يكون ليس بحافز قوي لزيادة الانتاج وذلك بسبب ان التوجه ليس نحو زراعة الشعير بقدار ما هو التوجه نحو زراعة المحصول القمح وان الدعم المقدم للشعير غير كافي ليزيد الرغبة في انتاج هذا المحصول ، في حين ظهرت معنوية متغير (x2) معامل حماية الفعال دعم مستلزمات الانتاج ويرجع السبب في ذلك كون دعم المدخلات كان كافيا لهذا المحصول بسبب قلة مزارعي هذا المحصول مقارنة بالمحاصيل الاخرى كالقمح.

جدول (١٢)

تقدير أنموذج تصحيح الخطأ والعلاقة قصيرة وطويلة المدى وفقا لأنموذج ARDL لمحصول الشعير للمدة (١٩٩٥-٢٠١٥):

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(LNY)
Selected Model: ARDL(1, 5, 5)
Case 1: No Constant and No Trend
Date: 07/17/21 Time: 21:40
Sample: 1995 2015
Included observations: 16

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNY(-1)*	-1.121816	0.148649	-7.546765	0.0048
LNX1(-1)	-0.367841	0.174890	-2.103270	0.1262
LNX2(-1)	0.551079	0.071283	7.730851	0.0045
D(LNX1)	0.830183	0.247302	3.356955	0.0438
D(LNX1(-1))	1.165190	0.362769	3.211932	0.0489
D(LNX1(-2))	0.172960	0.250070	0.691646	0.5389
D(LNX1(-3))	-1.024983	0.187621	-5.463037	0.0121
D(LNX1(-4))	-0.915613	0.152937	-5.986866	0.0093
D(LNX2)	0.123805	0.072773	1.701251	0.1875
D(LNX2(-1))	-0.455625	0.097917	-4.653160	0.0187
D(LNX2(-2))	-0.527634	0.098918	-5.334044	0.0129
D(LNX2(-3))	-0.673783	0.113402	-5.941546	0.0095
D(LNX2(-4))	-0.256094	0.150202	-1.704999	0.1867

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Levels Equation
Case 1: No Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNX1	-0.327897	0.137589	-2.383158	0.0973
LNX2	0.491238	0.010449	47.01255	0.0000

EC = LNY - (-0.3279*LNX1 + 0.4912*LNX2)

المصدر: من إعداد الباحثون بالاعتماد على مخرجات برنامج(Eviews10).

Regional Studies Journal, Vol.15, No.50, October 2021 (213-246)
Print ISSN: 1813-4610 Online ISSN: 2664-2948

اختبار جذر الوحدة لاستقرارية السلاسل الزمنية باستخدام طريقة فليبس-بيرون(Phillips perron) لانتاج محصول الرز للمدة(١٩٩٥-٢٠١٥):

يهدف اختبار جذر الوحدة إلى فحص خواص السلاسل الزمنية لكل متغير من التي هي متغيرات الدالة قيد الدراسة والتأكد من استقرا رية السلاسل الزمنية الاقتصادية وتحديد رتبة تكامل كل متغير، ويبين الجدول(١٣) نتائج الاستقرارية بطريقة فيلبس –بيرون(p.p) لمتغيرات الدالة قيد الدراسة، حيث تنص فرضية العدم (H_0:b=0) بعدم استقرارية السلاسل الزمنية، مقابل الفرضية البديلة (H_1:b≠0) التي تنص على استقرارية السلاسل الزمنية، حيث تشير النتائج إلى عدم استقراريه السلاسل الزمنية للمتغيرات عند المستوى، وقد أصبحت سلاسل تلك المتغيرات مستقرة عند الفرق الأول I(1)عند مستوى معنوية (5%) ، لكافة المتغيرات (X_1, X_2, y) للدالة قيد الدراسة.

جدول(١٣)

اختبار جذر الوحدة باستخدام طريقة فليبس-بيرون(Phillips perron).

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

		Y	X1	X2
At Level				
With Constant	t-Statistic	-2.7802	-2.1398	-0.9962
	Prob.	*0.0789*	*0.2324*	*0.7338*
		*	n0	n0
With Constant & Trend	t-Statistic	-2.6582	-2.2510	-1.9108
	Prob.	*0.2616*	*0.4389*	*0.6116*
		n0	n0	n0
Without Constant & Trend	t-Statistic	-1.1539	-0.9086	0.3981
	Prob.	*0.2178*	*0.3105*	*0.7890*
		n0	n0	n0
At First Difference				
		d(Y)	d(X1)	d(X2)
With Constant	t-Statistic	-3.2344	-4.7953	-3.3594
	Prob.	*0.0336*	*0.0013*	*0.0262*
		**	***	**
With Constant & Trend	t-Statistic	-3.0422	-4.6454	-3.3462
	Prob.	*0.1472*	*0.0080*	*0.0890*
		n0	***	*
Without Constant & Trend	t-Statistic	-3.2643	-4.9295	-3.2614
	Prob.	*0.0026*	*0.0000*	*0.0026*
		***	***	***

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

المصدر: من إعداد الباحثون بالاعتماد على مخرجات برنامج(Eviews10).

التقدير الأولي لأنموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL) للإنتاج محصول الرز للمدة (١٩٩٥-٢٠١٥).

بعد التأكد من استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات عند المستوى وعند الفرق الأول، نقوم بالتقدير الأولي لأنموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL) باستخدام البرنامج الإحصائي (Eviews10) الذي يقوم تلقائيا بتحديد مدة الإبطاء المثلى وفقا لمعيار (AIC)، لاحظنا من الجدول (١٤) أن قيمة معامل التحديد المصحح (Adjusted R^2) يساوي (٠٤٦) أي أن المتغيرات المستقلة الداخل في الأنموذج المقدر تفسر حوالي(٤٦%) من التغيرات في المتغير التابع، وهذه دلالة على أن العوامل المفسرة هي ذات التأثير الأكبر في الدالة أمَّا (٥٤%) فهي غير مفسرة إي مسؤولة عنها المتغيرات غير الداخلة في الأنموذج ومتمثلة بالمتغير العشوائي.

Regional Studies Journal, Vol.15, No.50, October 2021 (213-246)
Print ISSN: 1813-4610 Online ISSN: 2664-2948

جدول (١٤)

نتائج التقدير الأولي لأنموذج (ARDL).

Dependent Variable: Y
Method: ARDL
Date: 07/16/21 Time: 12:30
Sample (adjusted): 1996 2015
Included observations: 20 after adjustments
Maximum dependent lags: 2 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (3 lags, automatic): X1 X2
Fixed regressors: C @TREND
Number of models evalulated: 32
Selected Model: ARDL(1, 0, 1)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
Y(-1)	0.267414	0.242414	1.103128	0.2886
X1	172985.8	92616.48	1.867765	0.0829
X2	-0.206325	0.093077	-2.216699	0.0437
X2(-1)	-0.201407	0.147684	-1.363765	0.1942
C	197503.1	72197.37	2.735599	0.0161
@TREND	5529.635	4296.528	1.287001	0.2190

R-squared	0.468172	Mean dependent var	272795.0
Adjusted R-squared	0.278234	S.D. dependent var	101123.1
S.E. of regression	85911.02	Akaike info criterion	25.80334
Sum squared resid	1.03E+11	Schwarz criterion	26.10206
Log likelihood	-252.0334	Hannan-Quinn criter.	25.86165
F-statistic	2.464861	Durbin-Watson stat	2.072384
Prob(F-statistic)	0.084132		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

المصدر: من إعداد الباحثون بالاعتماد على مخرجات برنامج(Eviews10).

Regional Studies Journal, Vol.15, No.50, October 2021 (213-246)
Print ISSN: 1813-4610 Online ISSN: 2664-2948

تقدير وتفسير أنموذج تصحيح الخطأ والعلاقة قصيرة وطويلة المدى وفقا لأنموذج (ARDL) لمحصول الرز للمدة (١٩٩٥-٢٠١٥):

بعد إنْ تم التأكد من وجود تكامل مشترك(علاقة توازنية طويلة المدى) نقوم بإيجاد العلاقة القصيرة وطويلة المدى بين المتغيرات ، حيث من الجدول(١٥) نلاحظ أنّ معلمة المدى القصير للمتغير المستقل للمعامل الحماية الاسمي (دعم المنتج النهائي) من الرز وكذلك(دعم المستلزمات) اظهرت معنوية المتغيرين الا انها لم تكن بالمستوى المطلوب الذي يجعل المزارعين المداومة على زراعة هذا المحصول وزيادة انتاجه وذلك بسبب سياسات الاغراق التي تتبعها الدول المنتجة والتي تنافس المنتج المحلي من حيث الكم والنوع ومن حيث الاسعار التي غالبا تكون باسعار اقل بكثير من اسعار المنتج المحلي.

Regional Studies Journal, Vol.15, No.50, October 2021 (213-246)
Print ISSN: 1813-4610 Online ISSN: 2664-2948

جدول (١٥)

تقدير أنموذج تصحيح الخطأ والعلاقة قصيرة وطويلة المدى وفقا لأنموذج ARDL لانتاج محصول الرز للمدة (١٩٩٥-٢٠١٥):

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(Y)
Selected Model: ARDL(1, 0, 1)
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend
Date: 07/16/21 Time: 12:36
Sample: 1995 2015
Included observations: 20

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	197503.1	72197.37	2.735599	0.0161
@TREND	5529.635	4296.528	1.287001	0.2190
Y(-1)*	-0.732586	0.242414	-3.022048	0.0091
X1**	172985.8	92616.48	1.867765	0.0829
X2(-1)	-0.407731	0.158328	-2.575225	0.0220
D(X2)	-0.206325	0.093077	-2.216699	0.0437

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.
** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z).

Levels Equation
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1	236130.2	120042.4	1.967057	0.0693
X2	-0.556564	0.270010	-2.061275	0.0584

EC = Y - (236130.2096*X1 -0.5566*X2)

المصدر: من إعداد الباحثون بالاعتماد على مخرجات برنامج(Eviews10).

الاستنتاجات

هذا وقد استنتجت الدراسة ان زراعة محاصيل الحبوب تحظى بدعم مالي للمزارعين على الصعيدين دعم المدخلات (INPUT) ودعم المخرجات (OUTPUT) الا ان هذا الدعم لم يكن كافيا ويرجع السبب في ذلك الى ان المزارع العراقي قد اعتاد على اطفاء الديون ومبالغ الدعم والقروض الزراعية وهذا واضح جدا لكل من هو قريب من القطاع الزراعي وان ليس هناك جهاز رقابي قوي في مراقبة الاموال التي تصرف وفي اي مجال حيث ان معظم مبالغ الدعم تصرف في غير مجال الزراعة هذه المحاصيل في امور بعيدة كل البعد عن القطاع الزراعي مما يسهم في تدني الانتاج والانتاجية ، وعليه توصي الدراسة في وضع نظام رقابي وارشادي يتابع هذه الاموال اين تصرف ونشر الوعي بين المزارعين في اهمية الدعم الزراعي المقدم والعمل ايضا على توجيه السياسات الزراعية نحو العمل على نظام حماية المنتج وذلك من تفعيل نظام كمركي صارم يمنع دخول المنتجات الاجنبية المستوردة خصوصا وان من سياسات الدول المتقدمة هي سياسة الاغراق الاسواق وبأسعار اقل من الاسعار المحلية لكون هذه الدول تتماز بميزة الانتاج الكبير وان اسعارها اقل بكثير من المنتج المحلي.

Regional Studies Journal, Vol.15, No.50, October 2021 (213-246)
Print ISSN: 1813-4610 Online ISSN: 2664-2948

قائمة المراجع

البناء ،ماهر جلال احمد(٢٠١٠) السياسات الحمائية ومدى استجابتها لبعض المؤشرات الاقتصادية في بلدان عربية مختارة(محصول القمح أنموذجا) Protectionist policies and their response to some economic indicators in selected Arab countries (wheat crop as a model))أطروحة دكتوراه, قسم الاقتصاد ، كلية الإدارة والاقتصاد ، جامعة الموصل.

الجنابي ، قيس طامي جسام (٢٠١٣) ، اثر التدخل الحكومي في الأسعار الزراعية على الإنتاج الزراعي – محافظة بغداد أنموذج تطبيقي The impact of government intervention in agricultural prices on agricultural production - Baghdad Governorate an applied model, رسالة ماجستير , قسم الاقتصاد الزراعي ، كلية الزراعة ، جامعة بغداد.

الزوبعي ,عبدالله علي مضحي (٢٠٢١) السياسة الزراعية agricultural policy ، دار دجلة للطباعة والنشر ، الاردن الطبعة الاولى.

عبد الله ، نسيم زهير حمد (٢٠٠٧) دراسة اقتصادية لأثر الدعم الحكومي على نمو الناتج الزراعي لبعض المحاصيل الزراعية الرئيسة في العراق للمدة (١٩٩٠-٢٠٠٣) An economic study of the impact of government support on the growth of agricultural output for some major agricultural crops in Iraq for the period (1990-2003), رسالة ماجستير , قسم الاقتصاد الزراعي ، كلية الزراعة والغابات ، جامعة الموصل.

محجوب , ابو بكر ابراهيم (٢٠٠٠) الآثار الاقتصادية للسياسة السعرية لمحصول القمح في السودان لمدة (١٩٨٠ – ١٩٩٧) مشروع الجزيرة انموذج تطبيقي The economic effects of the price policy for the wheat crop in Sudan for the period (1980-1997) The Gezira project is an applied model, رسالة ماجستير , قسم الاقتصاد الزراعي , كلية الزراعة – جامعة بغداد.

مضحي , عبدالله علي والسعيدي , احمد جاسم و الخفاجي , وجدان خميس (٢٠٠٩) تحليل اقتصادي للآثار المترتبة غلى تدخل الدولة في تسعيرة محصول الذرة الصفراء في العراق An economic analysis of the effects of the state's intervention in the pricing of the yellow corn crop in Iraq, مجلة الادارة والاقتصاد , كلية الإدارة والاقتصاد – الجامعة المستنصرية , العدد ٧٦.

Adam. s pearson , (2006) , application of the policy analysis matrix in Indonesia agriculture.

Shahzad Amir (2019) (The Wheat Price Policy In Pakistan) Journal Of Economic Impact Iss (3) No(1).

Summer , Daniala , 2003 (Implication Of The Usafarm Billo Of 2002 For Agricultural Trade And Trade Negotiations) Australian Journal Of Agricultural And Resource , 47 , No1 .

Monke , Eric A. And Scott , R .Person , (1998) , The Policy Analysis Matrix Of Agricultural Development . Cornell University Press , Newyork .