

## دراسة اقتصادية لأثر الدعم الحكومي على انتاج محاصيل الحبوب

الرئيسية (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](mailto:waleedsultan502@uomosul.edu.iq)

القبول: ٢٠٢١/٩/٢



الاستلام: ٢٠٢١/٨/٢

### مستخلص البحث

يهدف البحث دراسة وقياس اثر متغيرات الدعم الزراعي على معدل نمو الناتج لمحاصيل الحبوب الرئيسية في العراق للمدة (١٩٩٥-٢٠١٥)، واعتمد البحث على فرضية مفادها أن للسياسات الدعم آثار متباينة تنعكس بتأثيرها على انتاج هذه المحاصيل، وتم الاعتماد على البرنامج الاحصائي (Eviews10) لقياس وتفسير النتائج وباستخدام طريقة فليبيس -بيرون في الكشف عن استقراريه البيانات وبالاعتماد على معامل الانحدار الذاتي المبطل (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 الابعاء المالية على ميزانية الدولة.

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

## 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](mailto: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 ارتباطاً وثيقاً 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 وإن الدعم لهذه المحاصيل يعد غير كافياً 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 الأهمية في سد حاجة المجتمع من الغذاء بشكل عام ومن أهمية سياسة الدعم الحكومي للمحاصيل الزراعية الرئيسة (القمح، الشعير والرز) في العراق خلال مدة البحث الممتدة من (١٩٩٥-٢٠١٥) ولكون سياسات الدعم أهمية كبيرة في زيادة معدلات إنتاج 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 رأسها 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 الرئيسية 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 الرئيسية 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 سلسلة زمنية أمدها واحد وعشرون عاماً للمدة (١٩٩٥ - ٢٠١٥) .

### الدعم الزراعي ومعايير الاقتصاديات

إن التدخل الحكومي في القطاع الزراعي يهدف إلى مساعدة المزارعين للتغلب على المعوقات التي تواجه المنتج الزراعي وذلك بهدف تحقيق الاكتفاء الذاتي من المنتجات الزراعية وإن هذا التدخل يهدف إلى تحسين استغلال الموارد المتاحة لتحقيق هذا الهدف عن طريق زيادة الإنتاج (الجنابي، ٢٠١٣: ١٢). يشير مفهوم الدعم بالمعنى المتداول إلى ما تتحمله الموازنة العامة للدولة 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 والاستقرار لأسعار Price Stabilization المنتجات الزراعية (عبدالله، ٢٠٠٧: ٥) إذ يمكن القول بأن الأسس المنطقية للتدخل الحكومي في الأسواق الزراعية تتمثل بالتدخل الحكومي في القطاع الزراعي يمكن أن يُسرّع 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، وإخيرا 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) .  
وهناك نوعان من معايير الدعم الزراعي يمكن توضيحها بما يأتي:

### ١- معامل الحماية الاسمي (NPC) Nominal Protection Coefficient

يعد هذا المعامل من أبسط المعاملات المستخدمة في تقدير مستوى الحماية لمنتج والناجم 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 فإذا 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 (EPC) Effective Protection Coefficient

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 (محبوب) عام ٢٠٠٠ بدراسة الآثار الاقتصادية للسياسات السعرية لمحصول القمح في السودان لمشروع الجزيرة باستعمال مصفوفة تحليل السياسة (PAM)، وبينت نتائج التحليل بأن الأرباحية 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 (Pearson 2006) بدراسة حول أثر التدخل الحكومي في الولايات المتحدة الأمريكية 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 إذ 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 والإنتاجية والمتاحة للاستهلاك والفجوة الغذائية ونسبة الاكتفاء الذاتي لمحصول القمح في العراق للمدة (1995-2015)

| السنوات | المساحة<br>(دونم)<br>(١) | الإنتاج<br>(طن)<br>(٢) | الإنتاجية<br>(كغم /<br>دونم)<br>(٣) | المتاح<br>للاستهلاك<br>(طن)<br>(٤) | الفجوة الغذائية<br>(طن)<br>(٥) | نسبة الاكتفاء<br>الذاتي<br>%<br>(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، ٣، ١) وزارة الزراعة، دائرة البحوث الزراعية، قسم بحوث الاقتصاد الزراعي، كانون الأول 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 =  $\frac{\text{الإنتاج}}{\text{الاستهلاك}} \times 100$  ، 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 الدائمة وارتفاع نسبة المخاطرة واللايقين فيها إذ تزرع أكثر من نصف المساحات المزروعة في المناطق الشمالية التي تعتمد على الزراعة الدائمة مما يسبب تذبذب الإنتاج، أما 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 والإنتاجية والمتاحة للاستهلاك والفجوة الغذائية ونسبة الاكتفاء الذاتي لمحصول الشعير في العراق للمدة (1995- ٢٠١٥).

| السنوات | المساحة<br>(الف دونم)<br>(١) | الإنتاج<br>(الف طن)<br>(٢) | الإنتاجية<br>(كغم/دونم)(٣) | المتاح<br>للاستهلاك<br>(الف طن)<br>(٤) | الفجوة الغذائية<br>(الف طن)<br>(٥) | نسبة الاكتفاء<br>الذاتي<br>%<br>(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                        | ٢٠.٨                       | 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                                 |

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

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

$$\text{نسبة الاكتفاء الذاتي} = \frac{\text{الإنتاج}}{\text{الاستهلاك}} \times 100\% ، \text{ والأقواس تشير إلى الإشارة السالبة .}$$

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 والإنتاجية والمتاحة للاستهلاك والفجوة الغذائية ونسبة الاكتفاء الذاتي لمحصول الرز في العراق للمدة ( ١٩٩٠ - ٢٠١٥ )

| السنوات | المساحة<br>(دونم)<br>(١) | الإنتاج<br>(طن)<br>(٢) | الإنتاجية<br>(كغم/<br>دونم)(٣) | المتاح<br>للاستهلاك<br>(طن)(٤) | الفجوة<br>الغذائية<br>(طن)(٥) | نسبة الاكتفاء<br>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، كاتون الاول ٢٠١٦ ، أما فيما يخص. والاعمدة (٦، ٥، ٤) من أعداد الباحث بالاعتماد على القوانين التالية: ( الفجوة الغذائية) = الإنتاج المحلي - الكميات المتاحة للاستهلاك.

نسبة الاكتفاء الذاتي =  $\frac{\text{الانتاج}}{\text{الاستهلاك}} \times 100$  ، 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 :

$$Y_i = F(X_1, X_2)$$

$$Y_i = B_0 + B_1X_1 + B_2X_2 + U_i \dots (1)$$

$Y_i$  = كمية إنتاج محصول القمح الشعير الرز (الف طن)

$X_1$  = معامل الحماية الاسمي (دعم المخرجات

$X_2$  = معامل الحماية الفعال (دعم مستلزمات)

اختبار جذر الوحدة لاستقرارية السلاسل الزمنية باستخدام طريقة فيليبس-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 فيليبس - بيرون (p.p) لمتغيرات الدالة قيد الدراسة، حيث تنص فرضية العدم ( $H_0: b=0$ ) بعدم استقرارية السلاسل الزمنية، مقابل الفرضية البديلة ( $H_1: b \neq 0$ ) التي تنص على استقرارية السلاسل الزمنية، حيث تشير النتائج إلى عدم استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات عند المستوى، حيث استقر المتغير ( $X_2$ ) 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 فيليبس-بيرون (Phillips perron).

| UNIT ROOT TEST RESULTS TABLE (PP)             |             |                          |                           |                          |
|-----------------------------------------------|-------------|--------------------------|---------------------------|--------------------------|
| Null Hypothesis: the variable has a unit root |             |                          |                           |                          |
| At Level                                      |             |                          |                           |                          |
| With Constant                                 | t-Statistic | LNy1                     | LNx1                      | LNx2                     |
|                                               | Prob.       | -1.7331<br>0.4005        | -1.1847<br>0.6597         | -2.7880<br>0.0778        |
| With Constant & Trend                         | t-Statistic | n0                       | n0                        | n0                       |
|                                               | Prob.       | -2.8244<br>0.2053        | -1.4278<br>0.8200         | -3.3165<br>0.0922        |
| Without Constant & Trend                      | t-Statistic | n0                       | n0                        | n0                       |
|                                               | Prob.       | 1.7180<br>0.9747         | -1.1442<br>0.2211         | 0.9879<br>0.9080         |
| At First Difference                           |             |                          |                           |                          |
| With Constant                                 | t-Statistic | d(LNy1)                  | d(LNx1)                   | d(LNx2)                  |
|                                               | Prob.       | -6.2330<br>0.0001<br>*** | -6.8132<br>0.0000<br>***  | -5.6748<br>0.0002<br>*** |
| With Constant & Trend                         | t-Statistic | n0                       | n0                        | n0                       |
|                                               | Prob.       | -5.8810<br>0.0008<br>*** | -13.1118<br>0.0000<br>*** | -5.4421<br>0.0018<br>*** |
| Without Constant & Trend                      | t-Statistic | n0                       | n0                        | n0                       |
|                                               | Prob.       | -4.4967<br>0.0001<br>*** | -6.8607<br>0.0000<br>***  | -5.5897<br>0.0000<br>*** |

#### 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) لانتاج 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 تلقائياً بتحديد مدة الإبطاء المثلى وفقاً لمعيار أكاي (AIC)، إذ لاحظنا من الجدول (5) أن قيمة معامل التحديد المصحح ( $R^2$  Adjusted) تساوي (٠,٨٣) أي أن المتغيرات المستقلة الداخلة في الأنموذج المقدّر تفسّر حوالي (٨٣%) من التغيرات في المتغير التابع، وهذه دلالة على أن العوامل المفسرة (التوضيحية) هي ذات التأثير الأكبر في الدالة أمّا (١٧%) فهي غير مفسرة أي مسؤولة عنها المتغيرات غير الداخلة في الأنموذج وتمثلة بالمتغير العشوائي، أمّا قيمة اختبار (F) المحتسبة تساوي (٩.٦) وبدرجة معنوية تساوي (٠.٠٠٠٦) وهي أقل من (٠.٠٥)، وهذا يعني أن الأنموذج المقدّر 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 evaluated: 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).

### 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 توازنه طويلة الأمد) مقابل الفرضية البديلة ( $H_1: b \neq 0$ ) القائلة بوجود علاقة تكامل مشترك في الامد الطويل بين مستويات متغيرات الانموذج. وهنا يتم مقارنة قيمة  $F$  الاحصائية المقدره مع القيم الجدولية التي اقترحها (Pesaran et al 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 توازنه طويلة الامد ، وتقبل الفرضية البديلة بوجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة ،

اذ يتبين من الجدول (٦) ان إحصاء  $F$  البالغة (١٢.٥٣) كانت أعلى من الحد الأعلى للقيم الحرجة في الأنموذج، التي تم الحصول عليها من الجداول التي اقترحها كل من (Pesaran et al 2001) عند مستويات معنوية (١٠٪، ٥٪، ٢.٥٪، ١٪) وهذا يعني اننا نرفض الفرضية العدمية ( $H_0: b=0$ ) ونقبل الفرضية البديلة ( $H_1: b \neq 0$ ) عند مستويات المعنوية الثلاثة اي وجود علاقة توازنه 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 إن تم التأكد من وجود تكامل مشترك (علاقة توازنية طويلة المدى) نقوم بإيجاد العلاقة القصيرة وطويلة المدى بين المتغيرات ، حيث من خلال الجدول (٧) نلاحظ أنَّ 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 ( $x_2$ ) معامل حماية الفعال دعم مستلزمات الانتاج ويرجع السبب في ذلك كون دعم المدخلات ضعيف ولم يكن في المستوى المطلوب وان هناك ايضا بعض الفلاحين يقومون ببيع الدعم المقدم من قبل الدولة في الاسواق الخارجية .

جدول (٧)

تقدير أنموذج تصحيح الخطأ والعلاقة قصيرة وطويلة المدى وفقاً 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 |
| LN1(-1)                                 | 0.216339    | 0.103862   | 2.082944    | 0.0824 |
| LN2(-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(LN1)                                  | 0.817560    | 0.184398   | 4.433678    | 0.0044 |
| D(LN2)                                  | -0.067604   | 0.093639   | -0.721968   | 0.4975 |

\* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

| Levels Equation<br>Case 2: Restricted Constant and No Trend |             |            |             |        |
|-------------------------------------------------------------|-------------|------------|-------------|--------|
| Variable                                                    | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.  |
| LN1                                                         | 0.349998    | 0.156651   | 2.234253    | 0.0669 |
| LN2                                                         | -0.648737   | 0.559559   | -1.159371   | 0.2904 |
| C                                                           | 23.06804    | 7.237203   | 3.187424    | 0.0189 |

$$EC = LNY1 - (0.3500*LN1 - 0.6487*LN2 + 23.0680)$$

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

## الاختبارات التشخيصية Diagnostic Tests :

وبعد أن تم الحصول على العلاقة قصيرة المدى وطويلة المدى لدالة انتاج القمح باستخدام أنموذج (ARDL) ، بعدها سنقوم بتقييم أنموذج الدراسة لمعرفة 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 (0.24) وهي مستوى احتمالية أكبر من (5%) ، وإن قيمة (Obs \* R-Squared) المقابلة لها بلغت (1.72) عند مستوى احتمالية (0.42) وهي أيضاً أكبر من (5%) ومنها نقبل فرضية عدم القائل بعدم وجود مشكلة الارتباط ذاتي.

## جدول (8)

اختبار (Breusch-Godfrey Serial Correlation Lm Test) للارتباط 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).

### اختبار عدم ثبات تجانس التباين Heteroskedasticity test:

يتم من خلاله التأكد من خلوانموذج المقدّر 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 أكبر 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 عدم 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 فيليبس-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 استقرارية السلاسل الزمنية الاقتصادية وتحديد رتبة تكامل كل متغير، ويبين الجدول (١٠) نتائج الاستقرارية بطريقة فيليبس-بيرون (p.p) لمتغيرات الدالة قيد الدراسة، حيث تنص فرضية العدمية ( $H_0: b=0$ ) بعدم استقرارية السلاسل الزمنية، مقابل الفرضية البديلة ( $H_1: b \neq 0$ ) التي تنص على استقرارية السلاسل الزمنية، حيث تشير النتائج إلى عدم استقراريته

السلاسل الزمنية للمتغيرات عند المستوى  $y$  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

| At Level                 |             | LNy     | LNx1     | LNx2    |
|--------------------------|-------------|---------|----------|---------|
| With Constant            | t-Statistic | -2.8596 | -0.3854  | -2.7880 |
|                          | Prob.       | 0.0680  | 0.8942   | 0.0778  |
| With Constant & Trend    | t-Statistic | -2.6838 | -0.5501  | -3.3165 |
|                          | Prob.       | 0.2523  | 0.9710   | 0.0922  |
| Without Constant & Trend | t-Statistic | -0.6842 | -0.7969  | 0.9879  |
|                          | Prob.       | 0.4078  | 0.3581   | 0.9080  |
| 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).

**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 تلقائياً بتحديد مدة الإبطاء المثلى وفقاً لمعيار أكاي (AIC)، إذ لاحظنا من الجدول (١١) أن قيمة معامل التحديد المصحح ( $R^2$  Adjusted) يساوي (0.89) 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 أمّا (11%) فهي غير مفسرة أي 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 evaluated: 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).

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

بعد إن تم التأكد من وجود تكامل مشترك (علاقة توازنية طويلة المدى) نقوم بإيجاد العلاقة القصيرة وطويلة المدى بين المتغيرات ، حيث من الجدول (١٢) نلاحظ أنَّ 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 بقدر ما هو التوجه نحو زراعة المحصول القمح وان الدعم المقدم للشعير غير كافٍ ليزيد الرغبة في انتاج هذا المحصول ، في حين ظهرت معنوية متغير (  $x_2$ ) معامل حماية الفعّال 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 وفقاً 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 |
| LN1(-1)                                 | -0.367841   | 0.174890   | -2.103270   | 0.1262 |
| LN2(-1)                                 | 0.551079    | 0.071283   | 7.730851    | 0.0045 |
| D(LN1)                                  | 0.830183    | 0.247302   | 3.356955    | 0.0438 |
| D(LN1(-1))                              | 1.165190    | 0.362769   | 3.211932    | 0.0489 |
| D(LN1(-2))                              | 0.172960    | 0.250070   | 0.691646    | 0.5389 |
| D(LN1(-3))                              | -1.024983   | 0.187621   | -5.463037   | 0.0121 |
| D(LN1(-4))                              | -0.915613   | 0.152937   | -5.986866   | 0.0093 |
| D(LN2)                                  | 0.123805    | 0.072773   | 1.701251    | 0.1875 |
| D(LN2(-1))                              | -0.455625   | 0.097917   | -4.653160   | 0.0187 |
| D(LN2(-2))                              | -0.527634   | 0.098918   | -5.334044   | 0.0129 |
| D(LN2(-3))                              | -0.673783   | 0.113402   | -5.941546   | 0.0095 |
| D(LN2(-4))                              | -0.256094   | 0.150202   | -1.704999   | 0.1867 |

\* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

| Levels Equation<br>Case 1: No Constant and No Trend |             |            |             |        |
|-----------------------------------------------------|-------------|------------|-------------|--------|
| Variable                                            | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.  |
| LN1                                                 | -0.327897   | 0.137589   | -2.383158   | 0.0973 |
| LN2                                                 | 0.491238    | 0.010449   | 47.01255    | 0.0000 |
| EC = LNY - (-0.3279*LN1 + 0.4912*LN2)               |             |            |             |        |

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

اختبار جذر الوحدة لاستقرارية السلاسل الزمنية باستخدام طريقة فيليبس-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 استقرارية السلاسل الزمنية الاقتصادية وتحديد رتبة تكامل كل متغير، ويبين الجدول (١٣) نتائج الاستقرارية بطريقة فيليبس-بيرون (p.p) لمتغيرات الدالة قيد الدراسة، حيث تنص فرضية العدم ( $H_0: b=0$ ) بعدم استقرارية السلاسل الزمنية، مقابل الفرضية البديلة ( $H_1: b \neq 0$ ) التي تنص على استقرارية السلاسل الزمنية، حيث تشير النتائج إلى عدم استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات عند المستوى، وقد أصبحت سلاسل تلك المتغيرات مستقرة عند الفرق الأول (1) عند مستوى معنوية (5%)، لكافة المتغيرات ( $X_1, X_2, y$ ) للدالة قيد الدراسة.

### جدول (١٣)

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

| UNIT ROOT TEST RESULTS TABLE (PP)                                                                             |                     |         |         |         |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------|---------------------|---------|---------|---------|
| Null Hypothesis: the variable has a unit root                                                                 |                     |         |         |         |
|                                                                                                               | At Level            |         |         |         |
|                                                                                                               |                     | Y       | X1      | X2      |
| 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 تلقائياً بتحديد مدة الإبطاء  
المثلى وفقاً لمعيار (AIC)، لاحظنا من الجدول (١٤) أن قيمة معامل التحديد  
المصحح ( $R^2$  Adjusted) يساوي (٠.٤٦) أي أن المتغيرات المستقلة الداخلة في  
الأنموذج المقدر تفسر حوالي (٤٦%) من التغيرات في المتغير التابع، وهذه دلالة  
على أن العوامل المفسرة هي ذات التأثير الأكبر في الدالة أمّا (٥٤%) فهي غير  
مفسرة أي مسؤولة عنها المتغيرات غير الداخلة في الأنموذج ومتمثلة بالمتغير  
العشوائي.

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 evaluated: 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).

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

بعد إن تم التأكد من وجود تكامل مشترك (علاقة توازنية طويلة المدى) نقوم بإيجاد العلاقة القصيرة وطويلة المدى بين المتغيرات ، حيث من الجدول (١٥) نلاحظ أن 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.

جدول (١٥)

تقدير أنموذج تصحيح الخطأ والعلاقة قصيرة وطويلة المدى وفقاً 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 تتميز بميزة الانتاج الكبير وان اسعارها اقل بكثير من المنتج المحلي.

**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 ماضي ( 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 الرئيسية 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 السعيرية 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.

ماضي ، عبدالله علي والسعيد ، احمد جاسم و الخفاجي ، وجدان خميس ( ٢٠٠٩ ) تحليل اقتصادي للآثار المترتبة على 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 .