تحليل اقتصادي لاستجابة عرض محصول الحنطة في المنطقة الديمية باستخدام أنموذج التكامل المشترك وتصحيح الخطأ للمدة 1960-2010

أ.د. محسن عويد فرحان* م. زهرة هادي محمود*

المستخلص:

يعد محصول الحنطة من أهم محاصيل الحبوب التي تمثل مركزا اقتصاديا متميزا في معظم دول العالم ، ولذلك تسعى معظم دول العالم النامية ومنها العراق إلى تحقيق الاكتفاء الذاتي منه . استهدفت هذه الدراسة تقدير استجابة عرض محصول الحنطة في المنطقة الديمية للمدة 1960-2010. باستخدام مفهوم التكامل المشترك وتصحيح الخطأ ، ولتحقيق ذلك حددت العوامل الرئيسية لاستجابة عرض المساحة المزروعة بالحنطة وهي سعر المحصول وسعر المحصول المنافس (الشعير)، والإنتاج الكلي ومياه الأمطار، والمخاطرة الإنتاجية، وقد تم تحليل خواص السلاسل الزمنية لمتغيرات الأنموذج لتجنب مشكلة الانحدار الزائف باستخدام اختباري (KPSS, ADF)، اذ كشفت نتائج هذه الاختبارات عدم استقرار السلاسل الزمنية لمتغيرات الأنموذج في المستوى واستقرارها في الفرق وإنها جميعا متكاملة تكاملا مشتركا باستثناء المخاطر الإنتاجية والإنتاج الكلي التي أثبتت استقراريتها عند المستوى العام ، كما كشف الاختباران عن وجود علاقة توازنية طويلة الأمد بين المساحة المزروعة بالحنطة ومحدداتها. ولتقدير اثأر المحددات قصيرة وطويلة الأمد على المساحة المزروعة بالحنطة تم استخدام متجه تصحيح الخطأ VECM، إذ أظهرت نتائج التقدير معنوية سعر المحصول وسعر محصول الشعير ومياه الأمطار التي مثلت جميعا حوالي 66% من التغيرات الحاصلة في المساحة المزروعة بالحنطة في المنطقة الديمية ، كما كشفت النتائج عن وجود علاقة قصيرة وطويلة الأمد بين المساحة المزروعة بالحنطة ومحدداتها. وعلى ضوء نتائج متجه تصحيح الخطأ فان المساحة المزروعة بمحصول الحنطة تصحح من اختلال توازنها في كل مدة سابقة بمقدار 0.556- باتجاه قيمتها التوازنية ، وتستغرق سرعة التعديل باتجاه قيمتها التوازنية 1.79 سنة بعد أثر الصدمة في الأنموذج نتيجة للتغير في إحدى المتغيرات التوضيحية. أشارت المرونات المقدرة إلى إن المرونة السعرية لمحصول الحنطة بالنسبة لسعره هي 0.254 و 0.4608 في الأمد القصير والطويل على التوالي . بينما كانت المرونة العبورية للحنطة 0.303- و0.5987 في الأمد القصير والطويل على التوالي. في حين بلغت مرونة عرض محصول الحنطة بالنسبة لمياه الأمطار 0.4502 في الأمد القصير و 0.6632 في الأمد الطويل. وحيث إن قيمة المرونات أقل من واحد، لذلك يمكن ان يوصف عرض هذا المحصول بكونه غير مرن .

مفاتيح الكلمات : التكامل المشترك ، تصحيح الخطأ ، استجابة العرض ، السلاسل الزمنية .

* عضو هيئة تدريس / قسم الاقتصاد الزراعي /كلية الزراعة /جامعة بغداد

An economic Analysis of Wheat Supply Response in Rained Region/ Using cointegration and Error Correction for the period 1960-2010

Abstract

Wheat is considered as one of the most important cereal crops, and represents a world-wide peculiar issue. Therefore, most countries, including Iraq, endeavor to achieve the self-sufficiency from it. This study aimed to estimate wheat supply response in rained region in Iraq for the period 1960-2010 using cointegration and error correction model. To accomplish this aim, main factors influencing wheat acreage supply response were determined which include: wheat price, competing crop (barley), total product, crop price, rainfall, and production arisk. In order to avoid spurious regression problem, time series of the model variables were analyzed using ADF and KPSS tests. Results of these tests revealed that the time series were non-stationary in their levels, stationary in their first differences, and they were all cointegrated except the production risk and total product time series which were stationary in their levels. The tests also demonstrated a long run equilibrium relationship between wheat-cultivated area and its determinants. To estimate the short and long run determinants effects on wheat-cultivated area, the vector error correction model (VECM), was used , and the results revealed the significance of wheat price, barley price, and rainfall which represented about 66% of the change in wheat-cultivated area. In addition, there was ashort and long run relationship between wheat-cultivated area and its determinants. According to VECM results, the wheat-cultivated area is corrected from its disequilibrium in every previous period by -0.556 toward its equilibrium value. The speed of adjusting to equilibrium takes 1.79 years after the shock in the model which results from the change of one of the explanatory variables. Estimated elasticities indicate that price elasticities of wheat in relative to its price were 0.254 and 0.4608 in the short and long run respectively. Whereas, cross elasticities for wheat were -0.303 and 0.5987 in the short and long run respectively. Wheat supply elasticity in relation to the rainfall were 0.4502 in the short run and 0.6632 in the long run. As the elasticities values were less than one, the supply of this crop can be described as inelastic.

Keywords: cointegration, error correction, supply response, time series.

1. 1المقدمة

يسهم القطاع الزراعي بنسبة كبيرة من الناتج القومي في العديد من البلدان ومنها العراق ، فهو يوفر فرص عمل لشريحة واسعة من المجتمع ، فضلاً عن توفير الغذاء للسكان والمواد الخام لبعض الصناعات. ومع الزيادة المضطردة في إعداد السكان بات لزاما التوسع في الزراعة وخاصة المحاصيل الإستراتيجية لسد النقص في المصادر الغذائية وتقليل الاعتماد على الاستيراد . ومن اجل تحقيق ذلك فلابد من الاستغلال الأمثل للموارد المتاحة . هنا تبرز أهمية استخدام

استجابة العرض كأداة لتقييم فعالية السياسات السعرية والعوامل الأخرى المؤثرة في الإنتاج ، إذ توفر استجابة العرض أساسا لصياغة السياسات السعرية للقرارات الزراعية ، كما إن نجاح هذه السياسات في الإنتاج الزراعي يتحدد بتقديرات مرونات العرض .

يعد محصول الحنطة من أهم محاصيل الحبوب التي تحتل مركزا اقتصاديا متميزا في معظم دول العالم كونه يشكل مصدرا غذائيا مهما للإنسان لاحتوائه على عناصر غذائية أساسية ، لذلك فلا غرابة من أنه يحتل سمة إستراتيجية في العلاقات الاقتصادية الدولية ، وتسعى معظم الدول النامية ومنها العراق إلى تحقيق الاكتفاء الذاتي منه.

أجريت العديد من الدراسات وعلى محاصيل متنوعة ، لتحديد العوامل الرئيسية المؤثرة في استجابة العرض [شديد (1994)[1] ، محمود (1995) [2] ، Mythili(2001)[3] ، Alwan(2002)[4]] معتمدة في تحليلها على الطرق الإحصائية التقليدية التي ذكرها نيرلوف والتي طبقت على بيانات السلاسل الزمنية غير المستقرة دون الأخذ بالاعتبار جذر الوحدة ودرجة تكامل المتغيرات ، لذلك قد يكون بعض النتائج التي أفضت إليها العديد من هذه الدراسات نتائج زائفة لا تعكس العلاقة الحقيقية بين المتغيرات، وللتغلب على هذه المشكلة استخدمت تقنيات حديثة تمثلت بالتكامل المشترك وتصحيح الخطأ والتي شاع استخدامها بشكل واسع في نهاية القرن الماضي وبداية القرن الحالي في شتى إنحاء العالم ،. وفيما يلي استعراض لبعض الدراسات التي أجريت على استجابة العرض لمحاصيل زراعية مختلفة مستخدمة طريقة التكامل وتصحيح الخطأ. قام Mohammad [5]وآخرون (2007) بدراسة العوامل السعرية وغير السعرية المؤثرة على استجابة المساحة المزروعة بالحنطة في المناطق الزراعية المختلفة في ولاية البنجاب (باكستان) للمدة 1970-2001 . وقد دلت النتائج على وجود تكامل مشترك في نموذج استجابة

[1]- شديد ، كامل حايف ،1994. تقدير استجابة عرض محصول الشعير في العراق . مجلة زراعة الرافدين ، 26(1):21-29.

[2] - محمود ، زهرة هادي ، 1995. تحليل اقتصادي لاستجابة عرض محصول الشلب في حوض الفرات ،رسالة ماجستير قسم الاقتصاد الزراعي ، كلية الزراعة ،جامعة بغداد .

[3]- Mythili, G.(2001) A Note on Acreage Response for Major Crops in the elected States , in Accelerating Growth through Globalization of Indian Agriculture , (ed) Kalirajan K.P.G. Mythili and U .Sankar , Macmillan India Ltd PP17-23.

[4]-Alwan , K.H.and M.S. Elabbab. 2002. Estimating supply Response , function for wheat , Sultan Qaboos university agricultural , Vol,7. No. 1.P29- 35.

[5]- Mahmood, M. A.; Shaikh, A. D. and Kashif, M. (2007). Acreage supply response of rice in Punjab. J. Agr. Res., 45:231-236.

العرض حيث تأثرت المساحة المزروعة بالحنطة بسعر الحنطة وأسعار المحاصيل المنافسة مثل قصب السكر ومن أهم العوامل غير السعرية هي مياه الري والأمطار حيث كان لها تأثير ايجابي على المساحة المزروعة بالحنطة ،توصل الباحثون إلى نتيجتين رئيستين الأولى إن مرونات العرض المقدرة كانت أقل من واحد ولكنها عالية بما يكفي من اجل تطبيق إصلاحات زراعية أكثر، والنتيجة الثانية ان الإرواء والأمطار هي متغيرات غير سعريه مهمة تؤثر على استجابة المساحة بالحنطة. وأجرى Abou-Talb and El- Begawy[6] (2008) دراسة على استجابة عرض بعض المحاصيل في مصر خلال المدة 1980-2001 . أشارت النتائج أن استجابة عرض المساحة المزروعة بالحنطة والبرسيم والرز والذرة قد تأثرت بشكل ايجابي بالأسعار الذاتية ماعدا محصول البرسيم وسلبياً بأسعار المحاصيل المنافسة .ولم تكن كل من الأسعار الذاتية وأسعار المحاصيل المنافسة معنوية بسبب شده القيود الهيكلية التي تواجه المزارعين مثل البنية التحتية والمحددات التكنولوجية والقروض وظروف السوق وغيرها. وقام Alias[7] وآخرون (2010) بدراسة استجابة عرض زيت النخيل في ماليزيا للمدة 1967-2002 ، كشفت نتائج اختبار التكامل المشترك عن علاقة توازن طويلة الأمد بين إنتاج زيت النخيل ومحدداته من خلال معنوية جزء الخطأ ، وقد أشارت النتائج إلى إن إنتاج زيت النخيل يستجيب إلى الأسعار النسبية والدعم الحكومي ومعدل الفائدة في الأمد القصير والطويل ، إذ وجد إن السعر النسبي كان معنويا ولكنه غير مرن ، مما يعني ان الدعم الحكومي هو شكل من إشكال سياسة التسعير حتى ولو ترك تحديد الأسعار لقوى العرض والطلب مع الحد الأدنى من التدخل الحكومي ، وان انخفاض الأسعار يثبط زراعة هذا المحصول . وفي العراق لم تجر دراسات عديدة على استجابة العرض باستخدام منهج التكامل المشترك وتصحيح الخطأ ، ومن بين الدراسات المحدودة في هذا المجال ، أجرت الباحثتان محمود وبشار[8] (2012) دراسة على استجابة عرض محصول البطاطا للعروة الربيعية في العراق للمدة 1980-2008، وأشارت النتائج الى تأثر المساحة المزروعة بالبطاطا

[6] Abou-Talib, A. M. and El- Begawy, M. A. Kh. (2008). Supply response for some crops in Egypt : a vector error correction approach . J. App. Sci. Res., 4:1647-1655.

[7] Alias, M. H.; Ali, A. M. and Rahman, M. A. (2010). The impact of government policy on the supply response of Malyasian Palm oil, and cocoa producers' . Utara Manag. Rev., 2:41-64.

[8] محمود ، زهرة هادي وبشار ، اكد سعدون . تحليل اقتصادي لاستجابة عرض محصول البطاطا للعروة الربيعية في العراق باستخدام نموذج تصحيح الخطأ والتكامل المشترك للمدة 1980-2008.مجلة زراعة الرافدين مجلد(40) الملحق (4) 2012 ص46-53.

بسعر المحصول لسنة سابقة ، وسعر المحصول المنافس لسنة سابقة، كما أشارت قيمة معامل تصحيح الخطأ 0.32-% إلى إن الكمية المعروضة تستغرق نحو ثلاث سنوات لتعديل قيمتها التوازنية في الأمد الطويل بعد أثر الصدمة في الأنموذج نتيجة للتغير في احد المتغيرات التفسيرية. أخيرا أوصت الباحثتان بتخطيط سياسات سعرية مسبقة مناسبة واتخاذ الخطوات الفعلية لحماية المنتجين من تذبذب الأسعار بهدف زيادة المساحة ومن ثم الإنتاج.

2-1 مشكلة البحث

اعتمدت معظم الدراسات السابقة المهتمة باستجابة العرض على الطرق التقليدية التي ذكرها نيرلوف ونموذج التعديل الجزئي ، وهذه بدون شك قد ألقت الضوء على المحفزات الرئيسية المناسبة لزيادة الإنتاج لمحصول الحنطة ، غير إن هذه الطرق قد استخدمت الأساليب الإحصائية التقليدية على بيانات السلاسل الزمنية حيث تمتاز معظم بيانات السلاسل الاقتصادية بان لها اتجاه مع الزمن فضلاً عن عدم استقرارها لذلك فان تقدير هذه السلاسل باستخدام نماذج الانحدار التقليدي من دون الأخذ بنظر الاعتبار استقرار أو عدم استقرار هذه السلاسل ودرجة تكاملها ، يمكن إن يعطي نتائج إحصائية معنوية وتكون قيمة R^2 عالية (نتائج زائفة) ، غير انه وفي واقع الحال قد أثبتت الدراسات الحديثة إن العلاقة غير معنوية وقيمة R^2 يجب إن تتجه نحو الصفر ، ولذلك فان مشكلة الانحدار الزائف قد لا تعكس علاقة ذات معنى بين هذه السلاسل بسبب البيانات غير المستقرة التي لا يمكن حلها بطرق الانحدار التقليدي ، مما يستدعي ضرورة استخدام اختبار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ .

3-1 اهمية البحث

من خلال استخدام نموذج التكامل المشترك وتصحيح الخطأ لدراسة استجابة عرض محصول الحنطة فانه يتم التغلب على مشكلة الانحدار الزائف الناتج عن استخدام السلاسل الزمنية غير المستقرة ، فضلاً عن التعرف على ديناميكيات العرض بشكل مباشر وإعطاء مؤشرات مهمة عن المرونات السعرية التي تدفع باتجاه زيادة عرض محصول الحنطة ،ولنتائج هذا البحث تطبيقات مهمة في مجال وضع السياسات السعرية اللازمة لزيادة إنتاج محصول القمح في العراق .

4-1 هدف البحث

استهدف هذه البحث تشخيص ومعرفة العوامل الرئيسية المؤثرة في استجابة عرض المساحة المزروعة لمحصول الحنطة في المنطقة المروية للمدة 1960-2010 وذلك باستخدام منهجين :

الأول : تقليدي لغرض تقدير دالة استجابة العرض الساكنة والديناميكية للمساحات المزروعة بالحنطة واستخدام المعلمات المقدرة في احتساب المرونات السعرية قصيرة وطويلة الأمد.

الثاني : منهج حديث تطبق من خلاله أساليب تحليل السلاسل الزمنية لمعرفة استقرارها وتكاملها المشترك باستخدام نموذج تصحيح الخطأ واستخدام المعلمات المقدرة في احتساب المرونات السعرية قصيرة وطويلة الأمد .

5-1 فرضية البحث

يفترض البحث إن بيانات السلسلة الزمنية لمحصول الحنطة في العراق للمدة 1960-2010 غير مستقرة ، وان ما اجري عليها من دراسات سابقة قد تمخضت عن نتائج زائفة في كثير من الأحيان ، وهذا الافتراض يرجع إلى تعرض القطاع الزراعي إلى الإهمال وممارسات سياسات خاطئة مع تبني أساليب عمل وتنفيذ غير كفوءة أدت إلى تذبذب الإنتاج وتدهور الزراعة ولاسيما محصول الحنطة.

5-1 مصادر البيانات

تم الحصول على البيانات من مصادرها الرسمية كما يلي :

1-المساحة والإنتاج والإنتاجية لمحاصيل الحبوب بصورة عامة ولمحصول الحنطة بصورة خاصة.

- وزارة الزراعة – قسم التخطيط والمتابعة – دائرة الإحصاء الزراعي والقوى العاملة .
- وزارة التخطيط والتعاون الإنمائي – قسم التخطيط والمتابعة – دائرة الإحصاء الزراعي .

2- الأمطار

- وزارة النقل – الهيئة العامة للأنواء الجوية والرصد الزلزالي.

3- الأسعار

- وزارة التخطيط والتعاون الإنمائي – الجهاز المركزي للإحصاء وتكنولوجيا المعلومات – مديرية الإحصاء الزراعي – تقارير أسعار الحقل .

واقع زراعة الحنطة في العراق

بلغ متوسط المساحة المزروعة بالحنطة في المنطقة الديمية 3789 إلف دونم (65 %) من إجمالي المساحة المزروعة بالحنطة في العراق والبالغة 5797 إلف دونم لمتوسط المدة 1960-2010. في حين بلغ الإنتاج الكلي في المنطقة الديمية 579 إلف طن (46.5%) من إجمالي الإنتاج الكلي بالحنطة في العراق والبالغ 1245 إلف طن (جدول 1).

وعند دراسة معدلات النمو السنوي للمساحة والإنتاج والإنتاجية والرقم القياسي للتغاير للمنطقة الديمية للمدة 1960– 2010 (جدول 2) ، يتضح ان معدل النمو السنوي للمساحة والإنتاج والإنتاجية كان سالبا اذ بلغ (1.9-% و 1.4-% و 0.1-%) على التوالي وهذا يدل على إن المنطقة الديمية قد شهدت تدهورا كبيرا بسبب اعتماد تلك المنطقة على مياه الأمطار. إما الرقم القياسي للتغاير في المساحة المزروعة والإنتاج والإنتاجية للمنطقة الديمية فقد بلغ 27.8% و 82.2% و 77.8% على التوالي مما يدل على ان المساحة المزروعة كانت أكثر استقرارا من الإنتاج والإنتاجية في هذه المنطقة .

جدول (1)

الأهمية النسبية للمساحة المزروعة والإنتاج والإنتاجية لمحصول الحنطة في العراق والمنطقة الديمية للمدة 1960-2010

المدة الزمنية	المنطقة	متوسط المساحة المزروعة	الأهمية النسبية %	متوسط الانتاج 100طن	الأهمية النسبية %	الانتاجية كغم/دونم
1979-1960	الديمية	4725.70	76.35	651.60	62.63	175.8
	العراق	6189.70	100	1040.35	100	166.6
1999-1980	الديمية	3698.95	68.73	559.01	55.20	146.20
	العراق	5381.60	100	1012.65	100	189.40
2010-2000	الديمية	2249.18	38.53	457.25	22.43	126.27
	العراق	5837.45	100	2038.82	100	360.55

جدول (2)

معدلات النمو السنوي والرقم القياسي للتغاير للمساحة المزروعة والإنتاج والإنتاجية لمحصول الحنطة في المنطقة الديمية للمدة 1960-2010

المتغيرات	معدل النمو السنوي والرقم القياسي للتغاير	
	*معدل النمو%	%I.V**
المساحة المزروعة	-1.9	27.8
الإنتاج	-1.4	82.2
الإنتاجية	-0.1	77.8

*: أحتسبت التقديرات من معادلة انحدار مع الزمن بعد تحويل البيانات الأصلية للمساحة والإنتاج والإنتاجية الى الصور اللوغارتمية ، معدل النمو السنوي هو عبارة عن معلمة الزمن .

**:الرقم القياسي للتغاير هو عبارة عن الخطأ المعياري لمعادلة الانحدار المقدرة.حسبت من قبل الباحث : باعتماد على بيانات جدول (1)

2- المواد وطرائق العمل

2-1 الإطار النظري

منذ ظهور إعمال نيرلوف قبل حوالي 60 سنة ، اعتمدت معظم الدراسات المهتمة باستجابة العرض الزراعي على تقديرات دوال العرض الديناميكية التي ذكرها نيرلوف مباشرة من بيانات السلاسل الزمنية ، وهناك افتراض ضمني بان كل سلاسل البيانات هي مستقرة ، فعندما تكون هذه البيانات غير مستقرة فأن تطبيق OLS عليها سيعطي نتائج زائفة . ولتجنب هذه المشكلة استخدمت أساليب حديثة الحديثة في تحليل السلاسل الزمنية، إذا يمكنها إن تعالج البيانات غير المستقرة .يفترض مبدأ التكامل المشترك انه إذا كانت هنالك سلسلتين (أو أكثر) مرتبطتان لتكوين علاقة توازنية طويلة الأمد، فأنهما تميلان للاقتراب مع بعضهما مع الزمن ، ولا يتغير التباين بينهما على الرغم من إن السلستين يمكن إن تكونا غير مستقرتين (Mckay et al.,1999,p.113)[9].

اعتماداً على نظرية Granger ، يمكن تحويل الأنموذج الديناميكي للسلاسل المتكاملة الى نموذج تصحيح الخطأ والذي يعد طريقة أفضل من نماذج التعديل الجزئي لدراسة استجابة عرض

[9]- McKay, A.; Morrissey, O. and Vaillant, C. (1999). Aggregate supply response in Tanzanian agriculture. J. Int. Trade Econ. Develop., 8:107-123.

المحاصيل الزراعية (Hallam and Zanoli,1993,p.152)[10] ، إذ انه يحتوي على معلومات قصيرة وطويلة الأمد، حيث يستدل على عدم وجود توازن قصير الأمد من خلال عملية التعديل إلى التوازن طويل الأمد (Engle and Granger, 1987)[11]، وبالتالي يمكن الحصول على تقديرات متسقة لكل من مرونات العرض قصيرة وطويلة الأمد. الشكل المبسط لنموذج تصحيح الخطأ لاستجابة العرض الزراعية موضح في المعادلة التالية والتي تمثل الناتج Q_t والسعر P_t :

$$\Delta Q_t = \alpha \Delta P_t - \psi(Q_{t-1} - \phi P_{t-1}) + \nu_t$$

حيث إن :

ν_t : حد الخطأ العشوائي بمتوسط وتباين مشترك صفر وتباين ثابت.

α: تأثير الأمد القصير V_t على Q_t .

ϕ : علاقة التوازن طويلة الأمد بين P_t , Q_t .

$$Q_t = \phi P_t + u_t$$

إي إن $(Q_{t-1} - \phi P_{t-1})$ تقيم الأخطاء أو الابتعاد عن التوازن طويل الأمد.

ψ : تقيس سرعة التعديل ، إي الدرجة التي تتعدل فيها Q_t إلى التوازن طويل الأمد، اذ تعني الإشارة السالبة إن التعديل يحتفظ بالعلاقة طويلة الأمد.

2-2 تحليل السلاسل الزمنية Analysis of time series

قبل اختبار وجود علاقة توازنية في الأمد الطويل بين متغيرات الأنموذج وتحليل سلوك العلاقة في الأمد القصير ، لابد من تحليل السلاسل الزمنية للتأكد من استقرارها عبر الزمن ، وتحديد درجة تكاملها من خلال اختبارات جذر الوحدة.

وهناك عدة طرق لإجراء اختبارات جذر الوحدة، إلا إن الطريقة الأكثر شيوعا هي اختبار ديكي فوللر الموسع Augmented Dicky Faller (ADF)، إذ تفترض فرضية العدم فيه أن

[10] -Hallam, D. and zanoli, R. (1993). Erro correction models and agricultural supply response. Eur. Rev. Agric. Econ., 20:150-166.

[11] -Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. Econometrica. 55:251-276.

السلسلة تحتوي على جذر وحدة أو أنها غير مستقرة، في حين تفترض الفرضية البديلة بأن السلسلة خالية من جذر الوحدة، أو أنها مستقرة. والى جانب هذا الاختبار يستخدم اختبار الاستقرار (KPSS) الذي يعالج بعض أوجه الضعف في فعالية اختبار (ADF) عند وجود ارتباط ذاتي للتباين،إذ تفترض فرضية العدم لهذا الاختبار عدم وجود جذر وحدة (استقرار السلسلة الزمنية) مقابل الفرضية البديلة بوجود جذر وحدة (عدم استقرار السلسلة الزمنية). ويمكن القول بأن نتائج هذان الاختباران تكمل بعضها البعض، وبالتالي في حال اتفاقها على نتيجة واحدة تصبح النتيجة أكثر دقة.

يوضح الجدول (3، 4) نتائج إختباري ADF و KPSS للمتغيرات المذكورة آنفا وفق المستويات الثلاثة (ثابت ، ثابت وإتجاه، بدون) ، (ثابت ، ثابت واتجاه) على التوالي ومن الجدول يمكن ملاحظة عدم استقرار جميع المتغيرات ، إذ كانت قيمة تاو (τ) المحسوبة أقل من قيمها الحرجة المناظرة عند مستوى المعنوية (1%،5%،10%). لذلك يمكن قبول فرضية العدم ، أي إن جميع السلاسل غير مستقرة عند مستوياتها بالنسبة لاختبار (ADF) ، والقيمة المقدرة لاحصاءة (LM) أصغر من القيمة الجدولية للاختبار عند مستوى معنوية (1%) مما يعني عدم إمكانية رفض فرضية العدم ($H0 : \beta = 0$)، وذلك بعدم وجود جذر الوحدة لمستويات السلاسل (استقرار السلسلة الزمنية) باستثناء السلسلة الزمنية لمتغير المخاطرة الإنتاجية التي أثبتت استقراريتها عند المستوى العام ، وبتطبيق الاختبارين على الفرق الأول للمتغيرات كشفت النتائج عن عدم وجود جذر الوحدة وكل متغير على حدة يعد متكاملا من الدرجة الأولى طالما إن الفرق الأول لكل منهما متكامل من الدرجة صفر.

جدول (3) نتائج اختبار ديكي فولر (ADF) لجذر الوحدة للمتغيرات المنطقة الديمية للمدة (1960-2010)

	المستوى			الفرق الأول		
	ثابت فقط	ثابت واتجاه	بدون	ثابت فقط	ثابت واتجاه	بدون
LARN	-2.468	−4.809	−0.845	-8.137	-8.254	-8.125
LPW_t	0.248	-1.978	−1.7414	-4.543	-4.710	-4.032
LPb_t	−0.248	-1.928	−2.059	-7.400	-7.550	-6.766
LRn	-2.206	-3.926	-0.869	-7.585	-7.737	-7.575
$LRISK_1$	-6.712	-7.172	-1.179			
القيمة الحرجة 1%	-3.568	-4.153	-2.614	-3.574	-4.161	-2.614
القيمة الحرجة 5%	-2.921	-3.502	-1.948	-2.923	-3.506	-1.948
القيمة الحرجة 10%	-2.599	-3.181	-1.612	-2.599	-3.183	-1.612

المصدر: عمل الباحثان بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (Eviews .6)

جدول (4) نتائج اختبار (KPSS) لجذر الوحدة للمتغيرات المنطقة الديمية للمدة (1960-2010)

السلسلة الزمنية	المستوى		الفرق الأول	
	ثابت فقط	ثابت واتجاه	ثابت فقط	ثابت واتجاه
LAIR	0.410	0.207	0.216	0.096
LPW_t	0.848	0.192	0.243	0.091
LPB_t	0.861	0.180	0.219	0.087
LRN	0.721	0.167	0.138	0.068
$LRISK_1$	0.343	0.094		
القيمه الحرجه 1%	0.739	0.216	0.739	0.216
القيمه الحرجه 5%	0.463	0.146	0.463	0.146
القيمه الحرجه 10%	0.347	0.119	0.347	0.119

المصدر: عمل الباحثان بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (Eviews .6)

3-2 اختبار التكامل المشترك Cointegration test

نظرا لان السلاسل الزمنية للمساحة المزروعة بالحنطة في المنطقة الديمية وسعر محصول الحنطة وسعر الشعير والأمطار متكاملة من الدرجة الأولى ، سيتم اختبار التوازن طويل الأمد بينهما (على الرغم من وجود اختلال في الأمد القصير) ، باستخدام اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات باستخدام منهجية جوهانسن ،Johansen (1988)[12] و جوهانسن– جوسليوس Johansen and Juselius (1990)[13] المستخدمة في النماذج التي تتكون من أكثر من متغيرين .

وتعتبر منهجية جوهانسن وجوهانسن – جوسليوس اختباراً لرتبة المصفوفة Π . ويتطلب وجود التكامل المشترك بين السلاسل الزمنية إن لا تكون المصفوفة Π ذات رتبة كاملة $(0 < r(\Pi) = r < n)$. ومن اجل تحديد عدد متجهات التكامل يتم استخدام اختبارين إحصائيين مبنيين على دالة الإمكان الأعظم Likelihood Ratio Test (LR) وهما :

الاختبار الاول : هو اختبار احصاءة الأثر trace هي :

$$\lambda_{trace} = -T\sum_{i=r+1}^{n}\log(1-\hat{\lambda}_i) \qquad r=0,\ 1,\ 2,\ldots,\ (n-1)$$

حيث إن :

$\hat{\lambda}_i$ **: القيمة المقدرة للجذور المميزة المشتقة من Π المقدرة .**

T: عدد المشاهدات المستخدمة .

تختبر احصاءة الأثر فرضية العدم التي تكون فيها عدد متجهات التكامل المشترك المميزة في معظم r ، مقابل الفرضية البديلة يكون هذا العدد اكبر من r .

الاختبار الثاني: هو قيمة أيجن العظمى maximal eigenvalue أو أحصاءة λ-max :

$$\lambda_{max} = -T\log(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \qquad r=0,\ 1,\ 2,\ldots,\ (n-1)$$

[12]-Johansen, S., Statistical Analysis of Cointegration Vectors , Journal of Economics Dynamics and Control, 12, (1988), 231-54.

[13]-Johansen, S., and Juselius, K., Maximum Likelihood Estimation and Interference on Cointegration with Application to the Demand for Money , Oxfored Bulletin of Economics and Statistics, 52, (1990), 169-210.

والتي تختبر فرضية العدم بكون عدد متجهات التكامل المشترك هي r مقابل الفرضية البديلة بوجود متجهات تكامل مشترك r+1 .

قبل إجراء اختبار التكامل المشترك لابد من تحديد مدة التباطؤ ، ويظهر الجدول(5) المعايير التي استخدمت في تحديد مدة التباطؤ اذ كشف الاختبار ان ثلاث منها هي (LR , HQ, AIC) قد حددت ثلاث مدد تباطؤ في حين حدد اختبار (FPE, SIC) مدتي تباطؤ ولذلك سنعتمد على المعايير الثلاثة ونختار ثلاث مدد تباطؤ لاختبار جوهانسن– جسليوس .

جدول(5) معايير اختيار رتبة التباطؤ المنطقة الدنيا

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LARN LPW LPB LRN
Exogenous variables: C
Date: 03/23/13 Time: 17:47
Sample: 1960 2010
Included observations: 46

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-161.4251	NA	0.015622	7.192394	7.351407	7.251961
1	-56.29384	187.4078	0.000325	3.317124	4.112185	3.614958
2	-37.45950	30.29873	0.000292*	3.193891	4.625002*	3.729994
3	-32.06631	7.738050*	0.000484	3.655057*	5.722217	4.429428*
4	-15.95441	20.31501	0.000524	3.650192	6.353401	4.662830

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

المصدر: عمل الباحثان بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (Eviews .6)

ويوضح الجدول (6) نتيجة اختبار الأثر (λ trace) واختبار القيم العظمى (λ max) لتحليل العلاقة طويلة الأجل بين المساحة المزروعة بالحنطة وسعر المحصول والمحصول المنافس ومياه الأمطار. حيث يبين اختبار الأثر (λ trace) إن القيمة المحسوبة لمعدل الإمكان الأعظم هي (53.537) وهي اكبر من القيمة الحرجة (47.856)عند مستوى معنوية (5%) مما يدل على رفض فرضية العدم (H0 : β = 0) والقائلة بعدم وجود أي متجه للتكامل المشترك (r = 0) وعليه يمكن القول بوجود معادلة تكامل مشتركة واحدة على الأقل للمتغيرات المذكورة أنفا . ويحدد اختبار القيمى العظمى (λ max) وجود متجه وحيد للتكامل المشترك أيضا ، إذ تبين نتائج الجدول ان القيمة المحسوبة (λ max) هي 33.78505 وهي اكبر من القيمة الحرجة

(27.58434) عند مستوى معنوية 5% لذلك نرفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود إي متجه للتكامل المشترك (r=0) وقبول الفرض البديل القاضي بوجود متجه تكامل مشترك وحيد (r=1).

الجدول (6) اختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة جوهانسن- جسليوس
في المنطقة الديمية للمدة 1960-2010

1- اختبار الأثر λtrace

فرضية العدم	الفرضية البديلة	λtrace	القيمة الحرجة	القيمة الذاتية eigenvalues	العلاقات
r = 0	r > 0	53.53791	47.85613	0.520234	LAIRt , LPWt , LPbt,LRN
1≥r	r > 1	19.75287	29.79707	0.026000	
2≥r	r > 2	5.901940	15.49471	0.109266	
3≥r	r > 3	0.579293	3.841466	0.012514	

2- اختبار القيمة الذاتية العظمى λmax

فرضية العدم	الفرضية البديلة	λmax	القيمة الحرجة %95 (0.05)	القيمة الذاتية eigenvalues	العلاقات
r = 0	r = 1	33.78505	27.58434	0.520234	LAIRt , LPWt , LPbt,LRN
r = 1	r = 2	13.85093	21.13162	0.260001	
r = 2	r = 3	5.322647	14.26460	0.109266	
r = 3	r = 4	0.579293	3.841466	0.012514	

المصدر: عمل الباحثان بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (Eviews .6)

ولكن لا يمكن رفض فرض العدم r)≤(1 عند مستوى معنوية (5%)؛ إذ يفصح اختبار الأثر عن عدم إمكانية وجود متجه ثاني للتكامل المشترك، إذ تبين النتائج إن القيمة المحسوبة لمعدل الإمكان الأعظم (19.752) اصغر من القيمة الحرجة (29.797) عند مستوى معنوية (5%) مما يعني عدم إمكانية رفض فرضية العدم القائلة بوجود متجه وحيد للتكامل المشترك (r=1) بأنه يوجد على الأكثر متجه وحيد للتكامل المشترك، ورفض الفرض البديل (r>1). وهكذا توجد معادلة تكامل مشترك واحدة فقط، وهذا يعني أن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل، وباتجاه واحد، بين المتغيرات المساحة المزروعة بالحنطة (ARNt) والسعر الحقيقي للمحصول (PWt) وسعر المحصول الحقيقي للشعير (Pbt) ومياه الأمطار(LRN).

4-2 تقدير نموذج تصحيح الخطأ Estimation of error correction model

بعد التأكد من إن السلاسل الزمنية لمتغيرات نموذج الدراسة هي غير مستقرة في المستوى ومستقرة في الفرق ، ومن ثم التحقق من أنها جميعا متكاملة تكاملا مشتركا ، ولغرض الكشف عن علاقة توازنية طويلة الأمد بين المساحة المزروعة بالحنطة (ARNt) والسعر الحقيقي للمحصول (PWt) وسعر المحصول الحقيقي للشعير (Pbt) ومياه الأمطار(LRN). ينبغي إن تحظى هذه المتغيرات بتمثيل نموذج تصحيح الخطأ (ECM) Engle and (1987) Granger[14]. والذي يتضمن إمكانية اختبار وتقدير العلاقة في المدى القصير والطويل بين متغيرات الأنموذج ، كما انه يمكن تفادى المشكلات القياسية الناجمة عن االانحدار الزائف (Spurious Correlation). وباستخدام منهج انجل وجرانجر الذي يتم على مرحلتين، في المرحلة الأولى يتم تقدير نموذج العلاقة التوازنية على المدى الطويل ويسمى انحدار التكامل المشترك ، وفي المرحلة الثانية يتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ ليعكس العلاقة في المدى القصير ويتم تقدير الأنموذج قصير المدى بادخال البواقي المقدرة في انحدار المدى الطويل كمتغير مستقل مبطأ لمدة واحدة .

يعتمد نموذج تصحيح الخطأ في تقدير استجابة عرض المساحة المزروعة بالحنطة في المنطقة الديمية على المعادلة التالية :

$$\Delta LARNt=ao+bo_{ARNt}e_{t-1}+\sum b_1\Delta LARN_{t-1} + \sum b_2\Delta LPW_{t-1} + b_3\Delta LPb_{t-1} + \quad b_4\Delta LRn + e_t$$

حيث إن جزء متجه تصحيح الخطأ هو:

$$EC_{t-1} = a[LARn_{t-1} - c(1)LPWt\text{-}1\text{-}c\ (2)\ LPbt\text{-}1\text{-}\ c(3)W\ Rnt\text{-}1]$$

حيث ان :

$\Delta LARn_t$: التغير في لوغاريتم المساحة المزروعة بالحنطة في المنطقة الديمية (إلف دونم).

ΔLPW_{t-1}: التغير في لوغاريتم السعر الحقيقي للحنطة لسنة سابقة (دينار /طن).

$\Delta L\ Pb_{t-1}$: التغير في لوغاريتم السعر الحقيقي للشعير لسنة سابقة (دينار /طن).

ΔLRn_{t-1} : التغير في لوغاريتم مياه الأمطار (مليمتر) .

c(1) ، c(2) ، c(3) ، c(4) : معلمات متجه التكامل .

[14]. مصدر سابق .

ECT_{-1} : هو حد تصحيح الخطأ الذي يقيس سرعة التعديل نحو التوازن في الامد القصير الى التوازن في الامد الطويل .

وباستعمال طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) وبالاستعانة ببرنامج (6.1) Eviews كانت نتائج التقدير لنموذج استجابة عرض المساحة المزروعة بالحنطة للمنطقة الديمية كالآتي :

جدول(7) نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ للمنطقة الديمية للمدة -2010 1960

	Coff.	t-Statistic	Prob.
c	-0.048214	0.001693	0.9618
$\Delta L\ AIR_{t-1}$	0.642940	2.689760	0.0425
$\Delta L\ PWt-1$	0.253855	2.162336	0.0370
$\Delta L\ Pbt-1$	-0.302746	-3.228152	0.0499
$\Delta LRN\ t-1$	0.450233	2.217601	0.0301
ECM_{-1}	-0.556449	-4.962129	0.0000

R-squared	0.695207	Mean dependent var	-0.018433
Adjusted R-squared	0.661703	S.D. dependent var	0.301962
S.E. of regression	0.211006	Akaike info criterion	-0.090810
Sum squared resid	1.691892	Schwarz criterion	0.299024
Log likelihood	12.17944	Hannan-Quinn criter.	0.056509
F-statistic	9.472541	Durbin-Watson stat	1.869426
Prob(F-statistic)	0.000016		

_اختبار الارتباط الذاتي LM 4.3143(0.0257)

اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي Jarque-Bera(JB) 5.922380 (0.061757)

اختبار عدم تجانس التباين

- **22.60767(0.0312) Breusch-Pagan-Godfrey**
- **1.054426(0.3045) ARCH**

اختبار الشكل الدالي 5.455912(0.0195)

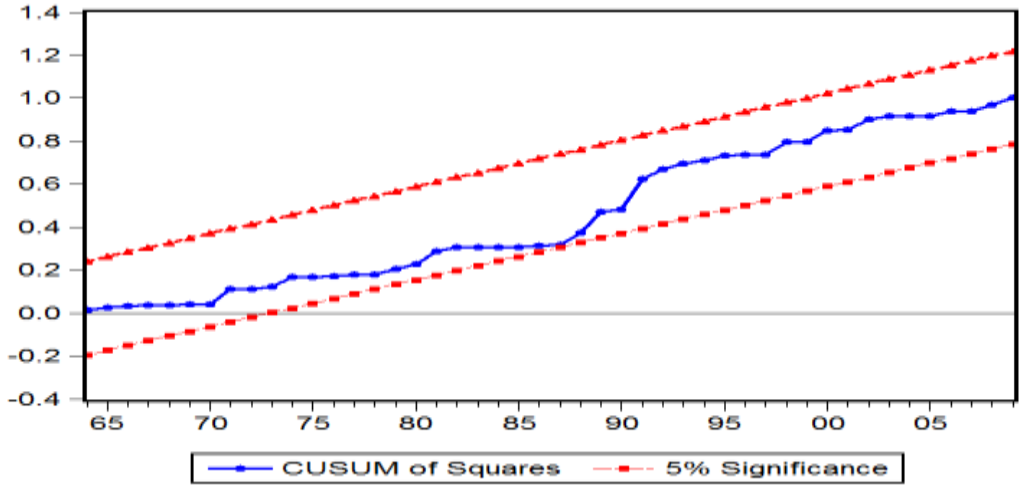
تبين من تقديرات دالة استجابة العرض لمحصول الحنطة في المنطقة الديمية ان سعر المحصول لسنة سابقة وسعر المحصول المنافس لسنة سابقة والمساحة لسنة سابقة ومياه الأمطار مسؤولة عن 66 % من التغير في المساحة المزروعة بالحنطة للمدة -1960 2010.وثبت معنوية الأنموذج ككل باختبار F اذ بلغت قيمتها 9.47 ومعنوية عند مستوى

1%.كما تبين من اختبار t معنوية التقديرات الخاصة بمعلمات الأنموذج عند مستوى 5% فيما عدا الثابت الذي لم يظهر معنويا جدول (7).

تشير الاختبارات الى سلامة الأنموذج وخلوه من المشاكل القياسية من حيث عدم وجود ارتباط ذاتي في البواقي باستخدام اختبار (LM) بقيمة احتمالية (0.0257) للتباطوؤين ، ومنها يمكن ان نقبل فرضية العدم بأن الأنموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي ، وكذلك تحقق شرط التوزيع الطبيعي للبواقي باستخدام Bera(JB)-Jarque بقيمة احتمالية (0.06175) وهي اكبر من 5% ومنها نقبل فرضية العدم اي ان بواقي الأنموذج لها توزيع طبيعي ، وعدم وجود مشكلة عدم ثبات التباين باستخدام Breusch- Pagan-Godfrey واختبار (ARCH test) بقيمة احتمالية (0.0312, 0.3045) على التوالي لتباطؤين. كما نتائج اختبار(Ramsey) RESET Test تشير إلى رفض فرضية وجود مشكلة خطأ تحديد الأنموذج .

وأخيراً فان اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي التراجعية (Brown et al., 1975) Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals (CUSUMSQ) يشير الى ان المعاملات المقدرة للنموذج المستخدم مستقرة هيكليًا خلال مدة الدراسة ، حيث وقع الشكل البياني لإحصاء الاختبار المذكور لهذا الأنموذج داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5% (شكل 1).

شكل رقم (1) نتائج اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي التراجعية للمنطقة الديمية



المصدر: عمل الباحثان بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (Eviews .6)

على ضوء نتائج الواردة في جدول (7) نلاحظ معنوية معامل تصحيح الخطأ مع الإشارة السالبة المتوقعة وتشير قيمة معامل تصحيح الخطأ (0.556-) إلى إن المساحة المزروعة بالحنطة في المنطقة الديمية تتعدل 0.5565 سنويا بما يعادل (55%) إي إن المساحات المزروعة تستغرق ما يقارب 1.79 سنوات (1 ÷ 55.65) باتجاه قيمتها التوازنية بعد أثر الصدمة في النظام (الأنموذج) نتيجة للتغير في إحدى المتغيرات التوضيحية .

أشار التقدير الخاص بسعر محصول الحنطة لسنة سابقة إلى توافقه والمنطق الاقتصادي ، إذ جاءت إشارته موجبة بمقدار (0.253855) ومعنوية عند مستوى 5%.إما بالنسبة لمعلمة سعر محصول الشعير لسنة سابقة فقد جاءت إشارته سالبة مما يشير إلى العلاقة العكسية بين سعر هذا المحصول والمساحة المزروعة بالحنطة وهو أمر يتفق والمنطق الاقتصادي كونه محصول منافس ، وبلغت قيمته (0.302746-) ومعنوي عند مستوى 5%. فيما كانت معلمة مياه الأمطار موجبة بمقدار(0.450233) ومعنوية عند مستوى 5% وذلك يشير الى تأثر زراعة محصول الحنطة بمستويات هطول الأمطار .

لغرض قياس استجابة المساحة المزروعة لمحصول الحنطة للتغير في سعره وسعر المحصول المنافس ة ومياه الأمطار. فقد احتسبت هذه المرونات من خلال متجه تصحيح الخطأ في نموذج VECM للمتغيرات المعنية خلال مدة الدراسة ، (جدول 8).

بلغت المرونة الذاتية لمحصول الحنطة بالنسبة لسعره (0.254) ، وهذا يعني إن زيادة سعر الحنطة بنسبة 10% يؤدي إلى زيادة المساحة المزروعة بنسبة (2.5 %) في الأمد القصير وبنسبة (4.6%) في الأجل الطويل. بينما كانت المرونة العبورية للحنطة (0.303 -) ، إي إن زيادة السعر الحقيقي للشعير بنسبة 10% يؤدي إلى انخفاض المساحات المزروعة بالحنطة بنسبة (3.03 %) في الأمد القصير وبنسبة (5.99%) في الأمد الطويل .

ومن اجل معرفة استجابة عرض محصول الحنطة للتغير في كميات مياه الأمطار ، فقد تم تقدير مرونة عرض المحصول بالنسبة لمياه الأمطار ، فزيادة مياه الأمطار بنسبة 10% ، يؤدي إلى زيادة المساحة المزروعة بالحنطة بنسبة (4.50%) في الأمد القصير وبنسبة(6.6%) في الأمد الطويل .

ومن استعراض المرونات نجد إن جميعها كانت أقل من الواحد ، وهذا يعني ان عرض هذه المحاصيل يوصف كونه غير مرن ، ولكن من جهة أخرى نجدها مختلفة عن المرونات التي توصل إليها الباحثون [أبلحد (1996) [15]، العزي (2002)[16] العبيدي (2010)[17] ، العميري (2011)[18]] عند تقديرهم المرونات العرض السعرية لمحصول الحنطة ، والسبب في ذلك إلى اختلاف مدة الدراسة ونوع البيانات والاهم من ذلك طريقة التحليل ، حيث إن هذه الدراسات اعتمدت على الطرق التقليدية التي ذكرها نيرلوف والتي تم تطبيقها على بيانات السلاسل الزمنية من دون الكشف عن استقرارية أو عدم استقرارية هذه السلاسل مما قد يعطي نتائج انحدار زائفة ، في حين اثبت هذه الدراسة إن السلاسل الزمنية غير مستقرة.

[15] - ابلحد ، عمر نافع ، 1996 . تحليل اقتصادي لاستجابة عرض المساحات المزروعة لمحصول الحنطة في العراق . رسالة ماجستير كلية الزراعة .جامعة بغداد . غير منشورة.

[16]- العزي ، جاسم محمد ، جاسم محمد ، 2002. مدى استجابة عرض محصول القمح للتغيرات السعرية . مجلة العلوم الزراعية العراقية . المجلد (33) العدد(6).

[17]- العبيدي ، محمد صالح، 2010 .تقدير دالة استجابة عرض محصول القمح في العراق . رسالة ماجستير .كلية الزراعة . جامعة بغداد . غير منشورة.

[18]- العميري ، سارة علي حسين ،2011.دراسة اقتصادية لاستجابة عرض الحنطة والشعير في العراق للمدة 1980-2009. رسالة ماجستير. كلية الزراعة .جامعة بغداد. غير منشورة.

إن للمرونات تطبيقات هامة لإغراض السياسة الزراعية فزيادة إنتاج الحنطة بنسبة 10% في المنطقة الديمية ، فأن سعره النسبي يجب إن يزداد بنسبة (40%) ، وهذا على افتراض إن زيادة المساحة المزروعة بنسبة 10% يؤدي إلى زيادة الإنتاج بنفس النسبة كما يمكن الحصول على نسبة الزيادة هذه في إنتاج الحنطة من خلال تخفيض النسبة السعرية للشعير بنسبة (33%) أو من خلال زيادة مياه الأمطار بنسبة (22.2%) على التوالي ، وإذا ما رافق ارتفاع سعر الحنطة انخفاض مياه الأمطار نجد إن الأخير سوف يعطل تأثير السعر الحنطة عند اتخاذ إي قرار يخص سعر المحصول وأسعار المحاصيل الأخرى.

جدول (8) مرونات الامد القصير والامد الطويل لمحصول الحنطة في المنطقة الديمية للمدة 1960-2010

المتغير التابع (المساحة المزروعة)	LPWt-1	Lpbt-1	$LWA_{t-1}L$	LRN
المنطقة الديمية				
الأجل القصير	0.2538	-0.3027		0.4502
الأجل الطويل	0.4608	0.5987		0.6632

المصدر: عمل الباحثان بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (Eviews .6)

وبمقارنة هذه النتائج مع نتائج التقدير باستخدام الطرق القياسية التقليدية لاستجابة عرض محصول الحنطة في المنطقة الديمية للمدة 1960-2010 (جدول 9) يتضح إن قيم t للمعلمات المقدرة كانت معنوية بدرجة عالية ، كما ظهرت قيم F و R^2 ذات معنوية عالية ، اذ بلغت 128.74 و137.61 على التوالي ، فالسلاسل الزمنية لمتغيرات الأنموذج في المنطقة هي غير مستقرة عند المستوى وبالتالي يفضي انحدار هذه السلاسل إلى قيم عالية لـ F و R^2 بسبب وجود عامل الاتجاه (Trend) الذي يؤثر على المتغيرات في الاتجاه نفسه أو الاتجاه المعاكس . كما ظهرت قيم دربن واتسون (D.W) منخفضة إذ بلغت 0.575 ،مما يشير إلى مشكلة الارتباط الذاتي . فضلاً عن ذلك فان إشارة المعلمات المقدرة لا تتفق والمنطق الاقتصادي ، إذ جاءت معلمة السعر الحقيقي للحنطة سالبة بينما ظهرت أشارت معلمة المحصول المنافس موجبة . لذا فإننا بصدد وجود نتائج مضللة تعرف اقتصاديا بظاهرة الانحدار الزائف (Spurios Regression) ولذلك فان تحليل التكامل المشترك من خلال التركيز على سلوك البواقي في هذا

الأنموذج يمكننا من التغلب على هذه الإشكالية ويمكن من خلال ذلك استحداث علاقة توازنية طويلة الأمد بين متغيرين أو أكثر (Johanson, 1995).

جدول (9) : تقدير معادلات استجابة عرض محصول الحنطة في المنطقة الديمية باستخدام الطرق القياسية التقليدية لمدة 1960-2010.

Dependent Variable: LAIR
Method: Least Squares
Date: 06/28/13 Time: 23:06
Sample: 1960 2010
Included observations: 51

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.808872	0.789698	3.556896	0.0009
LPW	0.022140	0.004444	4.981998	0.0002
LPB	-0.977766	0.153576	-6.366659	0.0000
LWAT	0.326929	0.120397	27.15427	0.0000
LPR	0.586566	0.107540	5.454394	0.0000

R-squared	0.918112	Mean dependent var	7.409150
Adjusted R-squared	0.901254	S.D. dependent var	0.681884
S.E. of regression	0.342374	Akaike info criterion	0.787069
Sum squared resid	0.046373	Schwarz criterion	0.976464
Log likelihood	-77.07026	Hannan-Quinn criter.	0.859442
F-statistic	128.7400	Durbin-Watson stat	0.575223
Prob(F-statistic)	0.000000		

استناداً إلى نتائج هذه الدراسة يمكن إن نستنتج ان معظم السلاسل الزمنية المستخدمة في تقدير استجابة العرض هي سلاسل غيرة مستقرة في مستواها نظرا لتأثرها بالظروف الاقتصادية والسياسية بسبب وجود عامل الاتجاه الذي يؤثر في المتغيرات في الاتجاه نفسه أو بالاتجاه المعاكس ، لذلك فان استخدام الطرق القياسية التقليدية لاستجابة عرض محصول الحنطة للمنطقة الديمية سيفضي إلى نتائج مظلله (انحدار زائف)، كما ان سرعة التعديل المنخفضة تشير إلى اختلال التوازن في المدة الماضية ، والذي لا يمكن تصحيحه بالكامل خلال السنة ، مما يدل على تعرض القطاع الزراعي إلى الإهمال وممارسات سياسات زراعية خاطئة تعيق عملية التعديل .

إن الاستجابة الموجبة للمساحات المزروعة بمحصول الحنطة للتغير في أسعارها يعكس إمكانية زيادة إنتاج هذا المحصول من خلال رفع أسعارها ،إلا إن المزارعين لا يجرون تعديلات مهمة استجابة للأسعار المتوقعة وهو ما أشارت إليه مرونات العرض المنخفضة قصيرة وطويلة الأمد، بل ان معظم المزارعين يتخذون قراراتهم الإنتاجية على وفق اسس غير علمية غير التوقعات السعرية .

وبناء على ذلك يمكن التوصية بإجراء اختبارات جذر الوحدة للدراسات الاقتصادية التي تستخدم السلاسل الزمنية لمعرفة درجة تكاملها ، إذ إن معظم السلاسل الزمنية غير مستقرة في مستواها وبالتالي فان تطبيق الطرق التقليدية يؤدي إلى نتائج مظللة (انحدار زائف) ، وضرورة الاعتماد على مبدأ التكامل المشترك و تصحيح الخطأ في قياس استجابة المحاصيل عندما تكون المتغيرات المشمولة في الدراسة غير مستقرة.

ونظرا للنتائج المشجعة التي حصلنا عليها من حيث المعايير الاقتصادية والإحصائية .وبالنظر لأهمية مرونات العرض في الأمد القصير والطويل باعتبارها مؤشرا مهما لوضع سياسة زراعية سليمة ، فان مرونات العرض المنخفضة التي أفرزتها نتائج الدراسة (أقل من الواحد) عالية بما يكفي لإجراء إصلاحات زراعية تسهم في الحد من تدني زراعية هذا المحصول المهم.

المصادر

1- هيئة التخطيط ، الجهاز المركزي قسم الاحصاء ، المجموعة الإحصائية السنوية للمدة 1960-2010.

2- وزارة الزراعة ، دائرة التخطيط والمتابعة – سجلات الإحصاء الزراعي للمدة 1960-2010.

3- وزارة النقل – الهيئة العامة للأنواء الجوية والرصد الزلزالي ، بيانات غير منشورة للمدة -2010 1960.

4- أبلحد ، عمر نافع ، 1996 . تحليل اقتصادي لاستجابة عرض المساحات المزروعة لمحصول الحنطة في العراق . رسالة ماجستير كلية الزراعة .جامعة بغداد . غير منشورة.

5- ألعزي ، جاسم محمد ، جاسم محمد ، 2002. مدى استجابة عرض محصول القمح للتغيرات السعرية . مجلة العلوم الزراعية العراقية . المجلد (33) العدد(6).

6- العبيدي ، محمد صالح، 2010 .تقدير دالة استجابة عرض محصول القمح في العراق . رسالة ماجستير .كلية الزراعة . جامعة بغداد . غير منشورة.

7- العميري ، سارة علي حسين ،2011.دراسة اقتصادية لاستجابة عرض الحنطة والشعير في العراق للمدة 1980-2009. رسالة ماجستير. كلية الزراعة .جامعة بغداد. غير منشورة.

8- شديد ، كامل حايف ،1994. تقدير استجابة عرض محصول الشعير في العراق . مجلة زراعة الرافدين ، 26(1):21-29.

9- محمود ، زهرة هادي ، 1995. تحليل اقتصادي لاستجابة عرض محصول الشلب في حوض الفرات ،رسالة ماجستير قسم الاقتصاد الزراعي ، كلية الزراعة ،جامعة بغداد .

10-محمود ، زهرة هادي وبشار ، أكد سعدون . تحليل اقتصادي لاستجابة عرض محصول البطاطا للعروة الربيعية في العراق باستخدام نموذج تصحيح الخطأ والتكامل المشترك للمدة -2008 1980.مجلة زراعة الرافدين مجلد(40) الملحق (4) 2012 ص46-53.

11-Abou-Talib, A. M. and El- Begawy, M. A. Kh. (2008). Supply response for some crops in Egypt : a vector error correction approach . J. App. Sci. Res., 4:1647-1655.

12-Alias, M. H.; Ali, A. M. and Rahman, M. A. (2010). The impact of government policy on the supply response of Malyasian Palm oil, and cocoa producers' . Utara Manag. Rev., 2:41-64.

13-Alwan , K.H.and M.S. Elabbab. (2002). Estimating supply Response function for wheat, Sultan Qaboos university Agricultural J., 17:29- 35.

14-Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. Econometrica. 55:251-276.

15-Hallam, D. and zanoli, R. (1993). Erro correction models and agricultural supply response. Eur. Rev. Agric. Econ., 20:150-166.

16-Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors, Journal of Economics Dynamics and Control, 12:231-54.

17-Johansen, S., and Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Interference on Cointegration with Application to the Demand for Money , Oxfored Bulletin of Economics and Statistics, 52:169-210.

18- Mahmood, M. A.; Shaikh, A. D. and Kashif, M. (2007). Acreage supply response of rice in Punjab. J. Agr. Res., 45:231-236.

19-McKay, A.; Morrissey, O. and Vaillant, C. (1999). Aggregate supply response in Tanzanian agriculture. J. Int. Trade Econ. Develop., 8:107-123.

20-Mythili, G.(2001) A Note on Acreage Response for Major Crops in the Selected States , in Accelerating Growth through Globalization of Indian Agriculture , (ed) Kalirajan K.P.G. Mythili and U .Sankar , Macmillan India Ltd PP17-23.