قياس أثر تغيرات بعض محددات عرض محصول القطن في العراق باستخدام نموذج التكامل المشترك وتصحيح الخطأ للمدة 1970 -2010

د. زهرة هادي محمود

اكد سعدون بشار

جامعة بغداد / كلية الزراعة

المستخلص

يعد محصول القطن من أهم المحاصيل الزراعية الصناعية التي تجعله يأتي بالمرتبة الثانية بعد المحاصيل الغذائية في العالم ، وتأتي هذه الاهمية نظرا لإمكانية استخدام أليافه في اجود انواع المنسوجات لمتانتها ونعومتها ومرونتها ، فضلا عن استخدامه في صناعة القطن الطبي والمفروشات وصناعة الزيوت النباتية .

استهدفت هذه الدراسة تقدير استجابة عرض محصول القطن في العراق لتغيرات بعض محدداته للمدة1970-2010 . باستخدام مفهوم التكامل المشترك وتصحيح الخطأ ، ولتحقيق ذلك حددت العوامل الرئيسة لاستجابة عرض المساحة المزروعة بالقطن وهي سعر المحصول وسعر المحصول المنافس (الذرة الصفراء)، ومياه الري وقد تم تحليل خواص السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج لتجنب مشكلة الانحدار الزائف باستخدام اختبار (ADF)، كشفت نتائج هذا الاختبار عدم استقرار السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج في المستوى واستقرارها في الفرق الاول وإنها جميعا متكاملة تكاملا مشتركا مع علاقة توازنية طويلة الأمد بين المساحة المزروعة بالقطن ومحدداتها. ولتقدير اثأر المحددات قصيرة وطويلة الأمد على المساحة المزروعة بالقطن استخدم متجه تصحيح الخطأ VECM، إذ أظهرت نتائج التقدير معنوية سعر المحصول وسعر محصول الذرة الصفراء والانتاج الكلي ومياه الري التي مثلت جميعا حوالي 82% من التغيرات الحاصلة في المساحة المزروعة بالقطن في العراق ، كما كشفت النتائج عن وجود علاقة قصيرة وطويلة الأمد بين المساحة المزروعة بالقطن ومحدداتها. وعلى ضوء نتائج متجه تصحيح الخطأ فان المساحة المزروعة بمحصول القطن تصحح من اختلال توازنها في كل مدة سابقة بمقدار 0.1999-باتجاه قيمتها التوازنية ، وتستغرق سرعة التعديل باتجاه قيمتها التوازنية 5 سنوات بعد اثر الصدمة في النموذج نتيجة للتغير في إحدى المتغيرات التوضيحية. أشارت نتائج المرونات المقدرة إلى إن المرونة السعرية لمحصول القطن بالنسبة لسعره هي 0.44515 ، 0.65421 في الأمد القصير والطويل على التوالي . بينما كانت المرونة العبورية للقطن 0.20987- و 0.48758 في الأمد القصير والطويل على التوالي. في حين بلغت مرونة عرض محصول القطن بالنسبة لمياه الري0.38223 في الأمد القصير و 0.58469 في الأمد الطويل. وبما إن قيمة المرونات اقل من واحد، لذلك يمكن ان يوصف عرض هذا المحصول بكونه غير مرن .

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

Abstract

Coton is considered as one of the most important industrial crop which puts it in the second rank after nutritional crops in the world. The importance of cotton comes from the ability to use its fibers in the best type of fabrics, due their durability, smoothness, and flexibility, aside from its use in medicine, furniture, and vegetable oil industry. This study aimed to estimate cotton supply response in Iraq for someof its determinants the period 1970-2010 using the concept of cointegration and error correction. To accomplish this aim, main factors that affecting cotton acreage supply response were determined which included: cotton price, price of competitive crop (maize), and irrigation water. Time series of the model were analyzed using augmented Dickey Fuller (ADF) test to avoid the superiors regression problem. Results of this test revealed the non-stationary nature of the model time series in their level and stationary in their first difference, and they were all cointegrated, with the presence of long-run equilibrium relationship between cotton-cultivated area (CCA) and its determinants. To estimate the effects of the short- and long-run determinants on CCA, vector error correction model (VECM) was used. The results unveiled the significance of cotton price, maize price, and irrigation water; all of which represented 82% of the changes in CCA in Iraq. The results also demonstrated the presence of short-run relationship between CCA and its determinants. In the light of VECM results, CCA can be corrected from disequilibrium in every previous period by -0.1999 towards its equilibrium value. The speed of adjustment to equilibrium takes 5 years after the shock in the model which results from the change in one of the explanatory variables. Estimated elasticities indicated that price elasticity of cotton in relation to its price were 0.44515 and 0.65421 in the short- and long-run respectively, while cross elasticities of cotton were -0.20987 and -0.4875 in the short- and long-run respectively. Cotton supply elasticities in relation to irrigation water were 0.38223 in the short-run and 0.58469 in the long-run. As the elasticity values were less than one, the supply of this crop can be described as enelastic.

Keywords : cointegration , erroe correction, supply response , Time series , cotton.

المقدمة

يتطلب زيادة عرض المنتجات الزراعية دراسة حساسية هذه المنتجات الى التقلبات السعرية فضلا عن المحفزات غير السعرية . وتمثل السياسة السعرية الزراعية دورا مهما في زيادة كل من الانتاج الزراعي والدخل القومي . ان تأثيرات هذه السياسة يمكن ان تقيم من خلال تحليل الاستجابة الى التغيرات

السعرية ، لذلك فان استجابة العرض هي اداة تستخدم لتقييم كفاءة ونجاح السياسات السعرية فيما يخص تخصيص الموارد فضلا عن انها تعد اساسا لصياغة سياسة اقتصادية في مجال الانتاج الزراعي .

يعد محصول القطن من أهم المحاصيل الزراعية الصناعية التي تجعله يأتي بالمرتبة الثانية بعد المحاصيل الغذائية في العالم ، وتأتي هذه الاهمية نظرا لإمكانية استخدام أليافه في اجود انواع المنسوجات لمتانتها ونعومتها ومرونتها ، فضلا عن استخدامه في صناعة القطن الطبي والمفروشات وصناعة الزيوت النباتية، فضلا عن توجه المجتمعات المتقدمة الى استخدام المنسوجات الطبيعية والابتعاد عن المنسوجات من المصادر الصناعية الاخرى .

أجريت العديد من الدراسات لتحديد العوامل الرئيسية المؤثرة في استجابة عرض محصول القطن ، فقد درس Koffi–Tessio (2000) استجابة عرض محصول القطن للعوامل السعرية وغير السعرية في جمهورية التوغو للمدة 1966–1995 ، واشارت النتائج إلى ان سياسات الاسعار لم تؤثر ايجابيا على انتاج القطن قبل وبعد برامج التعديل الهيكلي ، واوصى الباحث صناع السياسات الزراعية بالأخذ بالاعتبار كلاً من العوامل السعرية وغير السعرية مع التشديد على الاخيرة عند وضع السياسات المستقبلية الخاصة بزراعة المحصول . وافترض Mushtaq and Dawson (2003) ان انتاجية القطن تعتمد على سعر القطن الحقيقي واسعار الاسمدة والمساحة المروية وهطول الامطار، وبينت النتائج ان محصول القطن يستجيب للاسعار الذاتية وقد اقترح الباحثان تطوير استراتيجية بديلة لزيادة انتاج القطن من خلال زراعة اصناف القطن مبكرة النضوج كما أشارت النتائج إلى ان الأسعار المرتفعة للأسمدة لها تاثير سلبي على عرض هذا المحصول . واجرى Mattofa (2007) دراسة على العوامل المؤثرة على استجابة عرض محصول القطن في زمبابوي للمدة 1960–2005 باستخدام طريقة التكامل المشترك وتصحيح الخطا ، وكان لاسعار المنتجين ومؤشرات السعر العالمي ومعدل هطول الامطار والقروض الزراعية لها تاثير ايجابي على انتاج القطن . وقام Ozkan and Karaman (2011) بدراسة استجابة عرض محصول القطن في تركيا للمدة 1997–2007باستخدام طريقة التكامل المشترك وتصحيح الخطأ ، أشارت النتائج إلى ان عرض محصول القطن يتأثر ايجابيا باسعار المنتج وسعر المحصول المنافس والدعم الحكومي فضلا عن اجور العمال ، وتوصل الباحثان إلى ان السياسات المتحررة وعدم كفاية العمالة في حصاد القطن قد ادت الى انخفاض المساحة المزروعة المحصول.

أهمية البحث

من خلال استخدام نموذج التكامل المشترك وتصحيح الخطأ لدراسة استجابة عرض محصول القطن فانه يتم التغلب على مشكلة الانحدار الزائف الناتجة عن استخدام السلاسل الزمنية غير الساكنة والتي لايمكن حلها بطرق الانحدار التقليدي ، فضلا عن التعرف على ديناميكيات العرض بشكل مباشر واعطاء مؤشرات مهمة عن المرونات السعرية التي تدفع باتجاه زيادة عرض محصول القطن ، ولنتائج

هذا البحث تطبيقات مهمة في مجال وضع السياسات السعرية اللازمة لزيادة انتاج محصول القطن في العراق.

مشكلة البحث

يعاني القطاع الزراعي في الدول النامية ومنها العراق من تدني المساحات المزروعة والتذبذب في انتاج اغلب المحاصيل الزراعية ومنها القطن ، اذ ان ما ينتج محليا من هذا المحصول لا يسد سوى جزء يسير من الطلب الناتج من تزايد اعداد السكان وتنوع الصناعات المعتمدة على القطن لما له من اهمية بالغة في الصناعات النسيجية والزيتية ، وما يزيد من خطورة المشكلة هو استمرار تنامي عدم الموازنة بين الانتاج والاستهلاك المحلي لأسباب عديدة منها تذبذب المساحات المزروعة وقصور السياسات السعرية في تحقيق الاهداف الانتاجية ، الامر الذي ادى الى زيادة الاعتماد على الاستيراد.

وفي ظل ذلك فان تقدير استجابة عرض محصول القطن للمحفزات السعرية والعوامل غير السعرية باستخدام اساليب علمية يعد مسألة في غاية الاهمية من اجل الوقوف على أهم العوامل التي يمكن ان تزيد من المساحات المزروعة بهذا المحصول وزيادة انتاجه .

فرضية البحث

يفترض البحث ان مزارعي القطن يستجيبون للتغيرات السعرية ، فضلا عن العوامل غير السعرية من خلال زيادة او انخفاض في المساحات المخصصة لزراعة المحصول على حساب المحاصيل الاخرى ، فضلا عن ارجحية المنافسة على استخدام الموارد .

هدف البحث

استهدف البحث تشخيص ومعرفة العوامل الرئيسة المؤثرة في استجابة عرض المساحة المزروعة لمحصول القطن في العراق للمدة 1960–2010 وذلك باستخدام 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 .

منهجية البحث

استخدم الباحث اسلوب التحليل الذي تركز على استخدام طريقة على استخدام طريقة التكامل المشترك وتصحيح الخطأ للتوصل الى نتائج اكثر دقة لقيم المرونات مقارنة باسلوب التحليل الحركي التقليدي لنيرلوف وتعديلاته اللاحقة .

مصادر البيانات

تم الحصول على البيانات من مصادرها الرسمية والتي شملت :

1- وزارة الزراعة – قسم التخطيط والمتابعة – دائرة الاحصاء الزراعي .
2- وزارة التخطيط والتعاون الانمائي – قسم التخطيط والمتابعة – دائرة الاحصاء الزراعي .

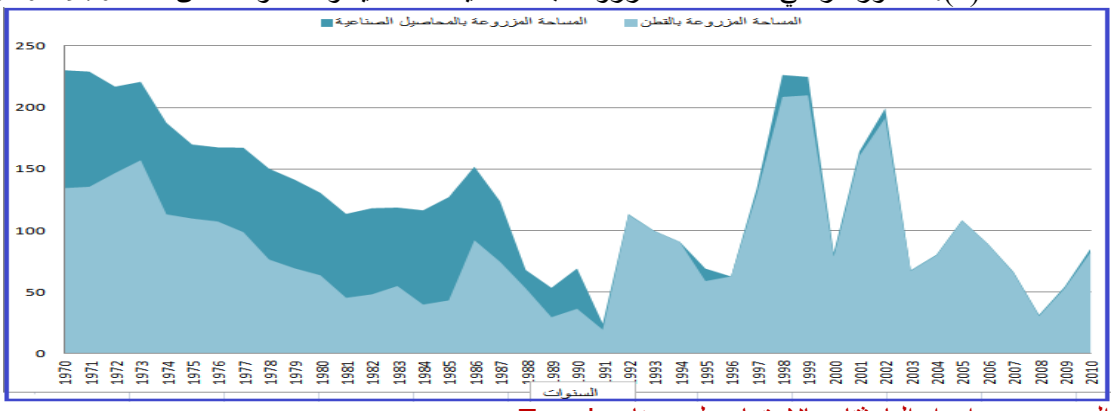
3- وزارة الموارد المائية – دائرة التخطيط والمتابعة .
4- وزارة النقل – الهيئة العامة للانواء الجوية والرصد الزازلي.

المبحث الاول : واقع زراعة محصول القطن في العراق

يعد محصول القطن من اهم المحاصيل الصناعية في العراق ،اذ يأتي بالمرتبة الثالثة بعد بنجر السكر ، وقصب السكر من حيث الاهمية ، وقد مثلت المساحة المزروعة والإنتاج الكلي لمحصول القطن حوالي 49% من اجمالي المساحة المزروعة في العراق و 75% من مجمل الانتاج الزراعي في العراق على التوالي كمعدل للمدة 1970–2010، فيما بلغ المتوسط السنوي للمساحة والإنتاج الكلي لمحصول القطن في العراق 90.99 الف دونم ، 31.37 الف طن على التوالي .(هيئة التخطيط ، الجهاز المركزي قسم الاحصاء– المجموعة الاحصائية للمدة 1970–2010)

ويتضح من الشكل (1) ان عام 1999 سجل اعلى مساحة مزروعة بالقطن في العراق ، اذ بلغت نحو 209.9 الف دونم ، فيما كانت ادنى مساحة مزروعة (19.5 الف دونم) في عام 1991 ، اما اعلى مستوى الانتاج فقد تحقق عام 2002 اذ بلغ 112.8 الف طن ، فيما كان ادنى انتاج عام 1984، اذ بلغ 7.1 الف طن.

شكل (1): التطور الزمني للمساحات المزروعة بالمحاصيل الصناعية ومحصول القطن للمدة 1970-2010

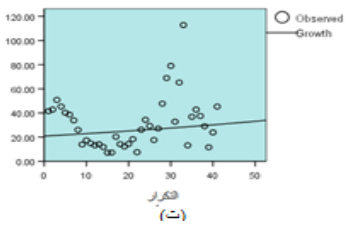


المصدر :من اعداد الباحثتان بالاعتماد على برنامج Excel.

وعند دراسة معدلات النمو السنوي للمساحة والإنتاج والإنتاجية والرقم القياسي للتغاير لمحصول القطن في العراق للمدة 1970– 2010، (جدول1) يتضح ان معدل النمو السنوي للمساحة المزروعة كان سالبا بينما للإنتاج الكلي والإنتاجية كان موجبا اذ بلغ 0.4–% ، 1.3 % ، 0.9% على التوالي . وللحصول على صورة واضحة ، تم رسم الاتجاه الزمني للمساحة والإنتاج الكلي والإنتاجية شكل (2) اذ يلاحظ من الاشكال (ا ، ب ، ت) الاتجاه الزمني المتزايد للانتاج الكلي والانتاجية والمتناقص للمساحات المزروعة بهذا المحصول.

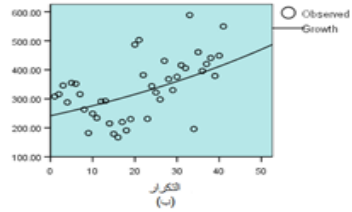
اما الرقم القياسي للتغاير في المساحة المزروعة والإنتاج الكلي والإنتاجية فقد بلغ 55% ، 67% ، 28% على التوالي وإذا ما قارنا هذه القيم نجد ان الانتاجية كانت اكثر استقرارا من المساحة والإنتاج الكلي .

شكل (2) : الاتجاه الزمني للمساحة والإنتاج الكلي والإنتاجية لمحصول القطن في العراق للمدة 1970–2010



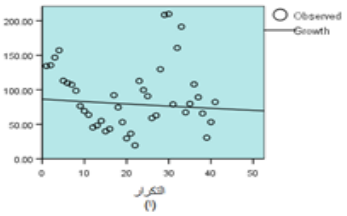
$LnYield = 3.038 + 0.009time$

$F = 1.083$



$Ln\,\Pr = 5.487 + 0.013time$

$F = 12.513$



$LnArea = 4.459 - 0.004time$

$F = 0.320$

المصدر :من اعداد الباحثتان بالاعتماد على برنامج SPSS.

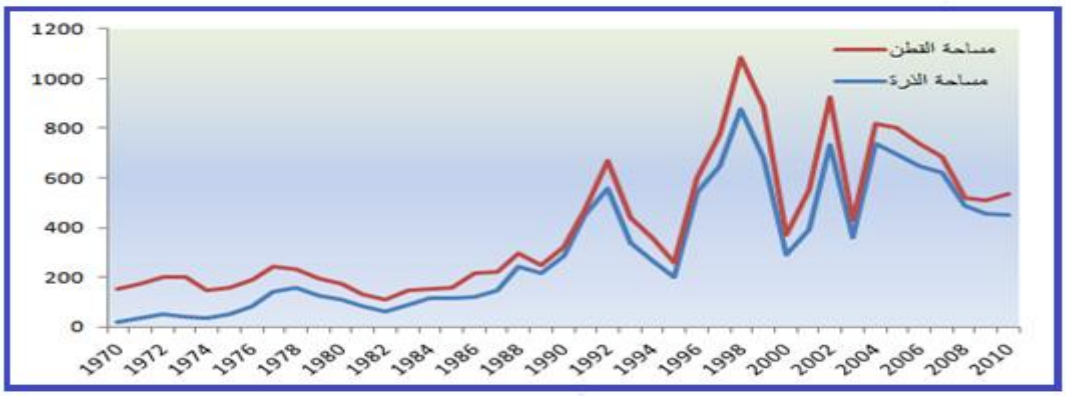
جدول (1) معدلات النمو السنوي والرقم القياسي للتغاير للمساحة المزروعة والإنتاج والإنتاجية لمحصول القطن في العراق **للمدة 1970–2010**

المتغيرات	معدل النمو السنوي والرقم القياسي للتغايير	
	*معدل النمو %	I.V.**
المساحة المزروعة	-0.4	55
الانتاج الكلي	1.3	67
الانتاجية	0.9	28

المصدر :من اعداد الباحثتان بالاعتماد على بيانات وزارة التخطيط والتعاون الانمائي – قسم التخطيط والمتابعة – دائرة الاحصاء الزراعي

ومن خلال دراسة المحاصيل التي تتنافس مع القطن على المساحة الزراعية فقد وجد ان محصول الذرة الصفراء هو المحصول المنافس الرئيس للقطن ويدعم ذلك كون المحصولين يزرعان في موسم انتاج واحد ولهما نفس الاحتياجات الانتاجية العامة ومن جهة اخرى فان محصول القطن محصول صناعي بحت وله منافس قوي (الصناعات البتروكيميائية) في حين ان الذرة الصفراء هو محصول غذائي استراتيجي ينافس بقية المحاصيل على المساحة المزروعة . شكل (3)

شكل (3): التطور الزمني للمساحات المزروعة بمحصول القطن والذرة الصفراء في العراق للمدة 1970-2010



المصدر :من اعداد الباحثتان بالاعتماد على برنامج Excel.

المبحث الثاني :المواد وطرائق العمل

طريقة التحليل

تم تقدير دالة استجابة العرض باستخدام المتغيرات الموضحة في معادلة التالية :

$$Y_t = a_o + a_1 Y_{t-1} + a_2 P_{it-1} + a_3 P_{2t-1} + +a_4 WAT + a_5 Prd_{t-1} + \varepsilon_t \text{-------} (1)$$

إذ إن :

Y_t: المتغير التابع الذي المساحة المزروعة في المدةالحالية t.

Y_{t-1}: المتغير المستقل الذي يمثل المساحة المزروعة لسنة سابقةt-1.

P_{it-1}:سعر المحصول لسنة سابقة t-1.

P_{2t-1}: سعر المحصول المنافس لسنة سابقة t-1.

WAT: مناسيب نهري دجلة والفرات .

prd_{t-1}:الانتاج الكلي لسنة سابقة t-1.

استخدمت هذه الدراسة طريقة جوهانسن لاجراء التكامل المشترك والتي تنتج عن نموذج تصحيح الخطأ (Vector Error Correction Model) (VECM)، من اهم مزايا هذه الطريقة هي التغلب على مشاكل الانحدار الزائف والمصاحب لبيانات السلاسل الزمنية غير الساكنة ، فضلا عن ذلك فان هذه الطريقة تمكن الباحث من الحصول على علاقات توازنية طويلة الامد (Engle and Granger, 1987; Johansen, 1988; Johansen and Juselius, 1990; Goodwin and Schoeder, 1991; Hallam et al., 1994).

في هذه الطريقة يتم اجراء تحليل اولي لتقييم رتبة تكامل سلاسل البيانات باستخدام اختبار ديكي فولر الموسع (Augmented Dicky Fuller) (ADF) لاختبار المتغيرات المشمولة بالدراسة عن وجود جذر وحدة (وهو ما يدل عن عدم الاستقرارية) ، اذ من الممكن التعامل مع الرتبة الاولى وكذلك

الرتب العليا من الانحدار الذاتي من خلال ادخال الفرق الاول في التباطؤات بطريقة بحيث تجعل جزء الخطا يتوزع على شكل ضجة بيضاء (white noise) (Dickey and Fuller,1981) . يتطلب اختبار (ADF) لجذر الوحدة معادلة الانحدار التالية:

$$\Delta X_t = a_o + \delta X_{t-1} + \Sigma\beta\Delta X_{t-1} + e_t \text{------(2)}$$

اذ ان :

ΔX_t: الفرق الاول للمتغير X.

δ: معلمة الاختبار.

e_t: الضجة البيضاء(white noise).

تنص قاعدة القرار على ان احصاءة t في معلمة المتغير δ(والتي من المتوقع ان تكون سالبة) يجب ان تختلف معنويا عن القيمة الحرجة ، وفي هذه الحالة ترفض فرضية العدم ، اي ان المتغير غير ساكن (متكامل من الرتبة الواحد) ويحتوي على جذر الوحدة (Akanji and Ukeje,1995)، اما اذا تم قبول هذه الفرضية فان السلسلة ساكنة وفي هذه الحالة فان اخذ الفرق ينتج عنه سلسلة ساكنة وهو ما يسمى الاستقرار بأخذ الفرق.

يقال ان السلسلة متكاملة من الدرجة d اذا اصبحت ساكنة بعد اخذ فرقها d من المرات وتكتب I(d) اما السلسلة الساكنة فهي I(0) . الاختبار اللاحق هو اختبار التكامل المشترك اذ ينص مبدأ التكامل المشترك على انه اذا كانت هناك علاقة طويلة الامد بين متغيرين او اكثر فأن الانحراف عن التوازن طويل الامد يجب ان يكون محددا وتكون المتغيرات متكاملة تكاملا مشتركا . هناك شرطان لكي تكون المتغيرات متكاملة تكاملا مشتركا :

الاول : يجب ان تكون للسلسلة نفس رتبة التكامل .

الثاني : يجب ان يكون هناك توليفة خطية (r)للمتغيرات والتي لها رتبة اقل بواحد عن عدد المتغيرات الفردية (n) بمعنى (r=n−1)(Townsend and Thirtle,1997) اذا كانت r=n فان السلسلة ساكنة ومتكاملة تكاملا مشتركا واذا كان الانحراف عن التوازن طويل الامد محدد او ان التكامل المشترك مؤكد (Engle and Granger,1987)، فان المتغيرات يمكن اعادة تمثيلها في هيكل نموذج تصحيح الخطأ الديناميكي.

لذلك في هذه الدراسة تمت نمذجة استجابة العرض الى مرحلتين :

الاولى : انحدار التكامل المشترك الستاتيكي في معادلة (1)، والذي تم تقديره للمساحات المزروعة بمحصول القطن.

الثاني : اذا تم رفض فرضية العدم بعدم وجود تكامل مشترك فان البواقي المتباطئة من انحدار التكامل المشترك يتم ادخالها كجزء تصحيح الخطأ في نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM)والذي يمكن تمثيله بالمعادلة التالية :

$$\mathbf{LACOTN_t} = a_0 + \mathbf{b_{ACOTNt-1}} + \Sigma b_1 \Delta LACOTN_{t-1} + \Sigma b_2 \Delta LPCOTN_{t-1} + \Sigma b_3 \Delta LPC_{t-1} + \Sigma b_4 \Delta LPRd_{t-1} + \Sigma b_4 \Delta LWAT + e_t$$

حيث إن جزء متجه تصحيح الخطأ هو:

$$EC_{t-1} = \mathbf{a[LACOTN_{t-1} - C(1)LPCOTN_{t-1} - C(2)LPC_{t-1} - C(3)PRd_{t-1} - C(4)LWAT_t]}$$

اذ ان :

$\Delta LACOTN_t$: التغير في لوغارتم المساحة المزروعة بالقطن في العراق (إلف دونم).

$\Delta LPCOTN_{t-1}$: التغير في لوغارتم السعر الحقيقي للقطن لسنة سابقة (دينار /طن).

ΔLPC_{t-1}: التغير في لوغارتم السعر الحقيقي للذرة الصفراء لسنة سابقة (دينار /طن).

$\Delta LPRd_{t-1}$:التغير في لوغارتم الانتاج الكلي لسنة سابقة(طن/ دونم).

$\Delta LWAT_t$: التغير في لوغارتم مناسيب المياه لنهري دجلة والفرات.

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

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

النتائج والمناقشة

اختبار الاستقرارية

يبين جدول رقم (1) نتائج اختبار *ADF* لجذر الوحدة ، تم تطبيق الاختبار للمتغيرات المشمولة بالدراسة على وفق الصيغ الثلاثة (ثابت ، ثابت واتجاه ، بدون) ، بينت نتائج الاختبار ان جميع المتغيرات لم تكن ساكنة ، بتطبيق الاختبار عند مستواها، وهذا يشير الى ان المتغيرات هي *I(1)* ، وان اي محاولة لتوصيف النموذج الديناميكي للمتغير عند مستوى السلسلة ستكون غير ملائمة وقد تؤدي الى مشاكل الانحدارالزائف *(Yusuf and Falusi ,1999)*.وبتطبيق الاختبار على الفرق الاول للمتغيرات غير الساكنة عند المستوى العام كشفت النتائج عن عدم وجود جذر الوحدة ، وعليه يمكن الاستنتاج بان السلاسل الزمنية المستخدمة في النموذج هي سلاسل غير ساكنة عند المستوى ولكنها ساكنة عند فرقها الاول ،وكل متغير على حده يعد متكاملا من الدرجة الاولى طالما ان الفرق الاول لكل منهما متكامل من الدرجة صفر.

جدول (2) :نتائج اختبار ديكي فولر (ADF)لجذر الوحدة للمتغيرات المدروسة للمدة (1970-2010)

المتغيرات	المستوى			الفرق الأول		
	ثابت فقط	ثابت واتجاه	بدون	ثابت فقط	ثابت واتجاه	بدون
ACOTN	-3.1757	-3.126	-1.266	-8.137	-8.254	-8.125
PROD	-2.387	-4.003	-1.281	-7.855	-7.762	-7.928
$PCOTN_t$	13.074	5.881	13.309	9.719	8.614	10.009
$PCORN_t$	-3.622	-3.749	-1.045	-8.431	-8.335	-8.539
WAT	-2.987	-4.524	-0.695	-10.233	-10.096	-10.339
القيمة الحرجة عند مستوى1%	-3.605	-4.205	-2.627	-3.616	-4.219	-2.627
لقيمة الحرجة عند مستوى 5%	-2.937	-3.527	-1.949	-2.941	-3.533	-1.949
القيمة الحرجة عند مستوى 10%	-2.607	-3.194	-1.611	-2.609	-3.198	-1.611

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

اختبار التكامل المشترك

يبين جدول رقم (3) نتائج اختبار جوهانسن للتكامل المشترك باستخدام دالة الامكان الاعظم ، قدرت النتائج بوجود الثابت والاتجاه الخطي المحدد . من النتائج يتضح ان القيمة المحسوبة لكل من اختباراحصاءة الاثر trace وقيمة ايجن العظمى max eigenvalueكانت اكبر من القيمة الحرجة لها عند مستوى معنوية 5%مما يدل على وجود معادلة تكامل مشترك واحدة ، اذ ان فرضية العدم تفترض ان r=0 ، قد رفضت لذلك فان هناك علاقة توازنية طويلة الامد وحيدة بين المتغيرات المدروسة ، اذ ان هناك معادلة تكامل مشترك واحدة فان معلماتها يمكن ان تفسر كمقدرات لعلاقة التكامل المشترك طويلة الامد بين المتغيرات المدروسة (Hallam and Zanoli , 1992).

جدول (3) : نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة جوهانسن – جسليوس

Hypothesized القيمة الذاتية	λtrace اختبار الاثر	λmax القيمة الذاتية العظمى اختبار
No. of CE(s) Eigenvalue	% 0.05 λtrace Critical Value	0.05 Eigenvalue Critical Vale
$r = 0$ * None0.674974	69.8188984.42885	33.87687 41.58248
$r = 1$ At most1 0.546905	47.85613 42.84637	27.58434 29.29117
$r = 2$ At most 2 0.244807	29.79707 13.55520	21.13162 10.38891
$r = 3$ At most 3 0.054791	15.49471 3.166288	14.26460 2.084917
$r = 4$ At most 4 0.028803	3.841466 1.081372	3.841466 1.081372

*تعني رفض فرضية العدم عند مستوى 5%

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

تقدير نموذج تصحيح الخطأ

بعد التأكد من إن السلاسل الزمنية لمتغيرات نموذج الدراسة هي غير ساكنة في المستوى وساكنة في الفرق ، ومن ثم التحقق من أنها جميعا متكاملة تكاملا مشتركا ، ولغرض الكشف عن علاقة توازنية طويلة الأمد بين المساحة المزروعة بالقطن (ACOTN) والسعر الحقيقي للمحصول (PCOTN) وسعر الحقيقي لمحصول للذرة الصفراء (PCt) والانتاج الكلي (PRd) ومياه الري (WAT) ينبغي إن تحظى هذه المتغيرات بتمثيل في نموذج تصحيح الخطأ Engle and Granger (1987)(ECM). والذي يتضمن إمكانية اختبار وتقدير العلاقة في المدى القصير والطويل بين متغيرات النموذج ، كما انه يمكن تفادى المشكلات القياسية الناجمة عن الانحدار الزائف (Spurious Regression).

باستعمال طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) وبالاستعانة ببرنامج Eviews (6.1) كانت نتائج التقدير لنموذج استجابة عرض المساحة المزروعة بالقطن كالتالي:

جدول (4) :نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ لمحصول القطن في العراق للمدة 1970–2010

المتغيرات المستقلة	Coff.	t-Statistic	Prob.
	-0.005572	-2.619503	0.0434
	0. 445150	2.368709	0.0179
	-0.670987	10.51263	0.0000
	0.092415	1.840593	0.0457
	0.385765	1.961259	0.0428
	-0.199900	-5.572790	0.0000

$R-squared$	0.823284	$Mean\ dependent\ var$	4.359050
$Adjusted\ R-squared$	0.777680	$S.D.\ dependent\ var$	0.550119
$S.E.\ of\ regression$	0.259386	$Akaike\ info\ criterion$	−0.029518
$Sum\ squared\ resid$	2.085715	$Schwarz\ criterion$	0.350480
$Log\ likelihood$	9.590358	$Hannan-Quinn\ criter$	0.107877
$F-statistic$	18.05282	$Durbin-Watson\ stat$	1.596445
$Prob(F-statistic)$	0.000000		

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

تشير الاختبارات التشخيصية الى ان النموذج قد تجاوز كافة الاختبارات القياسية مثل خلوه من الارتباط الذاتي باستخدام اختبار (LM) بقيمة احتمالية (0.1995) لمدتي ابطاء ، ومنها يمكن ان نقبل فرضية العدم بأن النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي . كذلك تحقق شرط التوزيع الطبيعي للبواقي باستخدام اختبار Jarque-Bera(JB) بقيمة احتمالية (0.7921) وهي اكبر من 5% ومنها نقبل فرضية العدم اي ان بواقي النموذج لها توزيع طبيعي ،فيما اظهر اختبار Breusch– Pagan– Godfrey عدم وجود مشكلة عدم ثبات التباين بقيمة احتمالية 0.4295 لتباطئين. كما تشير نتائج اختبار Ramsey RESET Test الى رفض فرضية وجود مشكلة خطأ تحديد النموذج .(جدول5) واخيرا 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 ساكنةهيكليًا خلال مدة الدراسة ، حيث وقع الشكل البياني لإحصاء الاختبار المذكور لهذا النموذج داخل الحدود الحرجة عندمستوى معنوية (5%) .(شكل 4)

جدول (5) إحصائيات الاختبارات التشخيصية لنموذج تصحيح الخطأ

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

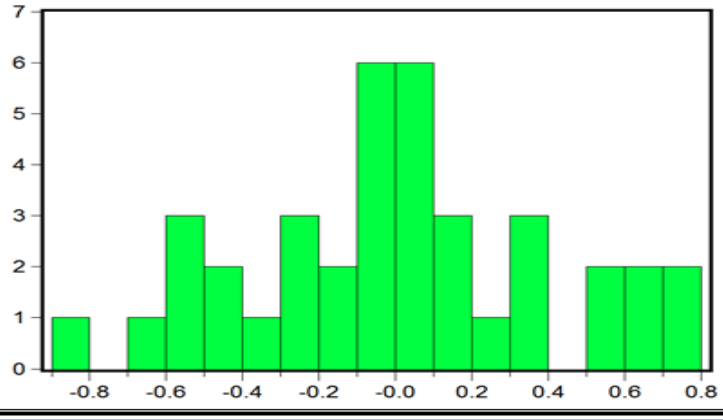
F-statistic	1.112369	Prob. F(2,24)	0.3451
Obs*R-squared	3.223674	Prob. Chi-Square(2)	0.1995

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.989295	Prob. F(15,22)	0.4969
Obs*R-squared	15.30692	Prob. Chi-Square(15)	0.4295
Scaled explained SS	5.242175	Prob. Chi-Square(15)	0.9899

Ramsey RESET Test:

F-statistic	0.009915	Prob. F(1,35)	0.0013
Log likelihood ratio	0.011613	Prob. Chi-Square(1)	0.0042

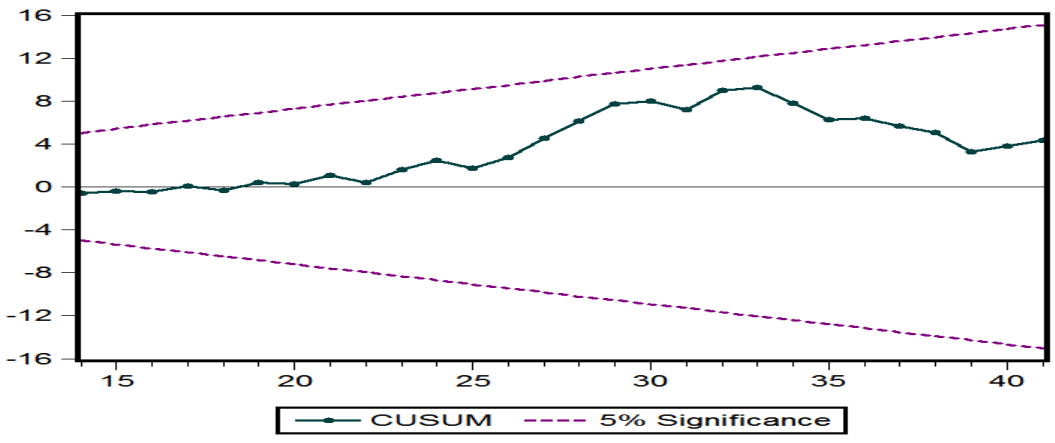


Series: Residuals
Sample 4 41
Observations 38

Mean	7.41e-17
Median	0.005976
Maximum	0.703838
Minimum	-0.814837
Std. Dev.	0.383042
Skewness	0.038763
Kurtosis	2.463101
Jarque-Bera	0.465929
Probability	0.792182

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

شكل (4) نتائج اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي التراجعية



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

يتضح من قيمة التحديد R^2 ، ان النموذج يفسر حوالي 82% من التغيرات الحاصلة في استجابة المساحة المزروعة بالقطن في العراق خلال مدة الدراسة ، مما يشير ان العوامل المفسرة ($ACOTN_{t-1}$، $LPCOTN_{t-1}$، LPC_{t-1} ، $LPRd_{t-1}$ ، LWAT)هي العوامل ذات التأثير الاكبر على دالة استجابة

المساحة المزروعة بالقطن ، و18% من العوامل غير المفسرة مسؤولة عنها المتغيرات غير الداخلة بالنموذج والمتمثلة بالمتغير العشوائي .

عند دراسة المعنوية الكلية للنموذج نجد ان قيمة F المحسوبة كانت 18ومعنوية عند مستوى 1% وهذا دليل على ان النموذج ذو معنوية احصائية وان المتغيرات المفسرة في النموذج ككل ذات تأثير على استجابة المساحة المزروعة بالقطن في العراق .ولاختبار مدى الثقة الاحصائية في التقديرات الخاصة بمعلمات النموذج ، فقد استخدم اختبار t لقياس المعنوية الفردية للمتغيرات الداخلة في نموذج استجابة المساحة المزروعة بالقطن ، ووجدنا ان كل المتغيرات ذات معنوية احصائية بدرجة معنوي 5% ، مما يدل على حقيقة معلمات هذه المتغيرات .

وعلى ضوء نتائج نموذج تصحيح الخطأ في جدول (4) نلاحظ معنوية حد تصحيح الخطأ EC_{t-1} عند مستوى 5% مع الاشارة السالبة المتوقعة ، وهذا تأكيد على وجود علاقة توازنية طويلة المدى في النموذج ، وتشير قيمة معامل تصحيح الخطأ (0.199900-) إلى إن المساحة المزروعة بالقطن تتعدل نحو قيمتها التوازنية في كل مدة زمنية بنسبة تعادل (19.9%) من اختلال التوازن المتبقي من المدة (t-1) ، اي ان عندما تنحرف المساحات المزروعة بالقطن ، خلال المدى القصيره في المدة (t-1) ، عن قيمتها التوازنية في المدى البعيد ، فانه يتم تصحيح ما يعادل 19.9% من هذا الانحراف . ومن ناحية أخرى ، فان نسبة التصحيح هذه تعكس سرعة تعديل منخفضة نحو التوازن ، بمعنى ان المساحات المزروعة تستغرق ما يقارب 5 سنوات (0.199900)÷ 1باتجاه قيمتها التوازنية بعد اثر الصدمة في النظام (النموذج) نتيجة للتغير في محدداتها. السبب المنطقي المحتمل لهذا التعديل البطيء ربما يعود الى ان محصول القطن هو من المحاصيل المجهدة للتربة ويلجأ المزارع عادة الى استخدام الدورات الزراعية التي تحتاج الى مدة زمنية لغرض التعديل ، الامر الذي يحد من استجابة المزارع لارتفاع اسعار القطن.

جاءت معلمة التغير في السعر الحقيقي للقطن بإبطاء سنة ذات إشارة موجبة ومعنوية عند مستوى 5%اذ بلغت قيمتها (0. 44515) وهذا يتفق مع ما تفترضه النظرية الاقتصادية ، اذ يدل على عقلانية المزارعين باستجابتهم للزيادة السعرية بزيادة المساحة المزروعة .

اما بالنسبة لمعلمة التغير في السعر الحقيقي لمحصول الذرة الصفراء وبإبطاء سنة ، فقد جاءت سالبة ومعنوية عند مستوى 5% ، مما يشير إلى العلاقة العكسية بين سعر هذا المحصول والمساحة المزروعة بالذرة الصفراء ، وهذا أمر يتفق والمنطق الاقتصادي والطبيعة التنافسية بين محصول القطن وذلك المحصول ، وبلغت قيمتها(0.20987-). فيما جاءت معلمة الانتاج الكلي بإبطاء سنة ذات إشارة موجبة ومعنوية عند مستوى 5%، وفيما يخص معلمة التغير في مياه الري وبإبطاء سنة ، فقد اظهرت

النتائج وجود علاقة طردية بين مياه الري والمساحة المزروعة ، إذ بلغت قيمتها (0.385765) ومعنوية عند مستوى 5%.

لغرض قياس استجابة المساحة المزروعة لمحصول القطن للتغير في سعره وسعر المحصول المنافس فضلا ومياه الري. فقد احتسبت هذه المرونات من خلال متجه تصحيح الخطأ في نموذج VECM للمتغيرات المعنية خلال مدة الدراسة ، (جدول 6). بلغت المرونة الذاتية لمحصول القطن بالنسبة لسعره (0. 44515) ، وهذا يعني إن زيادة سعر القطن بنسبة 10% يؤدي إلى زيادة المساحة المزروعة بنسبة (4.4%) في الأمد القصير وبنسبة (6.5%) في الامد الطويل. بينما كانت المرونة العبورية للقطن (-0.20987) ، إي إن زيادة السعر الحقيقي للذرة الصفراء بنسبة 10% يؤدي إلى انخفاض المساحات المزروعة بالقطن بنسبة 2.0%)(في الأمد القصير وبنسبة (4.8 %) في الأمد الطويل .

جدول (6) مرونات الامد القصير والامد الطويل لمحصول القطن في العراق للمدة 1970-2010

المتغير التابع (المساحة المزروعة)			
الامد القصير	**0. 44515**	**-0.20987**	**0.38223**
الامد الطويل	**0.65421**	**-0.48758**	**0.58469**

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

ومن اجل معرفة استجابة عرض محصول القطن للتغير في كميات مياه الري ، فقد تم تقدير مرونة عرض المحصول بالنسبة لمياه الري ، فزيادة مياه الري في نهري دجلة والفرات بنسبة 10% ، يؤدي إلى زيادة المساحة المزروعة بالقطن بنسبة (3.8%) في الأمد القصير وبنسبة (5.8%) في الأمد الطويل .

ومن استعراض المرونات نجد إن جميعها كانت اقل من الواحد ، وهذا يعني ان عرض هذه المحاصيل يوصف كـــونه غير مرن ، ولكن من جهة أخرى نجدها مختلفة عن المرونات التي توصل إليها الباحثون [فرحان (1991)، صويح (1988) ،العطار (1979)] عند تقديرهم مرونات العرض السعرية لمحصول القطن ، والسبب في ذلك يعود اختلاف مدة الدراسة ونوع البيانات والاهم من ذلك طريقة التحليل .

إن للمرونات تطبيقات هامة لإغراض السياسة الزراعية فزيادة إنتاج القطن بنسبة 10% ، يزيد من سعره النسبي (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 القطن من خلال تخفيض

النسبة السعرية للذرة الصفراء بنسبة (33%) أو منخلال زيادة مياه الري بنسبة (22.2%) ، وإذا ما رافق ارتفاع سعر القطن انخفاض مياه االري نجد إن الأخير سوف يعطل تأثير السعر القطن عند اتخاذ إي قرار يخص سعر المحصول وأسعار المحاصيل الأخرى.

إن للمرونات تطبيقات هامة لإغراض السياسة الزراعي، فلزيادة إنتاج القطن بنسبة 10% في العراق يجب زيادة سعره النسبي بنسبة (22%) ، هذا على افتراض إن زيادة المساحة المزروعة بنسبة 10% تؤدي إلى زيادة الإنتاج بنفس النسبة ، كما يمكن الحصول على نسبة الزيادة هذه في إنتاج القطن من خلال تخفيض النسبة السعرية للذرة بنسبة (47%) أو من خلال زيادة مياه الري بنسبة (26%). وإذا ما رافق ارتفاع سعر القطن انخفاض مياه الري نجد إن الأخير سوف يعطل تأثير السعرعلى القطن عند اتخاذ إي قرار يخص سعر المحصول وأسعار المحاصيل الأخرى.

الاستنتاجات والتوصيات

1- استنادا إلى نتائج هذه الدراسة يلاحظان سياسة الدعم الحكومي في تحفيز المزارعين نحو التوسع في المساحات المزروعة قد حققت معدلات نمو موجبة للانتاج الكلي والانتاجية.

2- ظهرت سرعة التعديل منخفضة عند تقدير نموذج تصحيح الخطا مما تشير إلى اختلال التوازن في المدة الماضية ، والذي لا يمكن تصحيحه بالكامل خلال السنة ، ويعود ذلك الى ان محصول القطن هو من المحاصيل المجهدة للتربة ويلجأ المزارع عادة الى استخدام الدورات الزراعية التي تحتاج الى مدة زمنية طويلة نسبيا لغرض التعديل ، الامر الذي يحد من استجابة المزارع لارتفاع اسعار القطن.

3- ان معظم السلاسل الزمنية التي تستخدم في دراسات استجابة العرض هي سلاسل غالبا ما تتسم بعدم استقرار نظرا لتأثر تلك المتغيرات بالظروف الاقتصادية والسياسية ، ولذلك فان تقدير هذه السلاسل باستخدام نماذج الانحدار التقليدي يمكن إن يعطي نتائج زائفة ، ومن اجل تجنب ذلك يتم تحليل السلاسل الزمنية باستخدام منهج التكامل المشترك وتصحيح الخطأ.

4- تعكس الاستجابة الموجبة للمساحات المزروعة بمحصول القطن للتغير في سعره إمكانية زيادة إنتاج هذا المحصول من خلال رفع أسعاره . فضلا عن ذلك فان الاستجابة المعنوية للمساحة المزروعة بالقطن لمياه الري ، تجعل من هذا المورد عاملا أساسيا في تحديد المساحات المزروعة بهذا المحصول.

وبناءا على ذلك نوصي بما يلي :

1- تخطيط سياسات سعرية مسبقة مناسبة واتخاذ الخطوات الفعلية لحماية المزارعين من تذبذب الأسعار بهدف زيادة المساحات المزروعة ومن ثم زيادة الإنتاج.

2- بالنظر لأهمية مرونات العرض في الأمد القصير والطويل باعتبارها مؤشرا مهما لوضع سياسة زراعية سليمة ، فان مرونات العرض المنخفضة التي أفرزتها نتائج الدراسة (اقل من الواحد) تعد عالية بما يكفي لإجراء إصلاحات زراعية تسهم في الحد من تدني زراعة هذا المحصول المهم.

3- وضع سياسة سعرية معرفة الإمكانات المتاحة من الموارد المائية والأرضية لغرض تجنب رفع السعر دون الحصول على استجابة في المساحات المزروعة .

4- توفير قاعدة بيانات مناسبة حول الأسعار المتوقعة والعرض الخاص بهذا المحصول.

المصادر

1- العطار ، هادي كاظم ، دراسة تحليلية لاقتصاديات انتاج القطن في العراق ، رسالة ماجستير ، كلية الزراعة والغابات - جامعة الموصل (1979)

2- فرحان ، محسن عويد ، دراسة تحليلية اقتصادية لبعض العوامل المؤثرة في استجابة عرض محصول القطن في العراق للفترة (1973-1987)، مجلة زراعة الرافدين 1991، مجلد (23) العدد3 .

3- لازم، حسون صويح ، تحليل اقتصادي قياسي لاهم العوامل المسؤولة على استجابة عرض القطن في العراق للسنوات 1970-1985 ، رسالة ماجستير ، كلية الزراعة / جامعة بغداد (1988).

4- هيئة التخطيط ، الجهاز المركزي قسم الاحصاء ، المجموعة الإحصائية السنوية للمدة 2010- 1970.

5- وزارة الزراعة ، دائرة التخطيط والمتابعة – سجلات الإحصاء الزراعي للمدة 1970-2010.

6- وزارة النقل – الهيئة العامة للأنواء الجوية والرصد الزلزالي ، بيانات غير منشورة للمدة 2010- 1970

7- Akanji, A. and Ukeje, E. U. (1995). A review and analysis of agricultural prices in Nigeria. Central Bank Nig. Econ. Fin. Rev., 33:35-61.

8- Brown, R. L.; Durbin, J. and Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationship over times. J. Royal Statis. Soci., 37:149-192.

9- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. Econometrica, 49:1057-1072.

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

11- Goodwin, B. K. and Schroeder, T. C. (1991).Cointegration test and spatial price linkages in regional cattle markets .Am. J. Agric. Econ.,73:452-464.

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

13- Hallam, D.; Machado, F. and Rapsomanki, G. (1994). Cointegration analysis and the determinant of land prices. J. Agric. Econ., 45:29-37.

14- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. J. Econ. Dynam. Cont., 12:231-254.

15- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and interference on cointegration with application to the demand for money. Oxford Bull. Econ. Statis., 52:169-210.
16- Koff-Tessio, E. M. (2000). Cotton supply response to price and non-price incentives in Togo: an error correction model. Economie Rurale. 257: 78-88.
17- Mahofa, G. (2007). Economic analysis of factors affecting cotton production in Zimbabwe. M. Sc. Dissertation, University of Zimbabwe, Faculty of Agriculture.
18- Mushtaq, K and Dawson, P. J. (2003). Yield Response in Pakistan agriculture: A cointegration approach. International Association of Agricultural Economists in its series 2003 Annual Meeting, August 16-22, 2003, Durban, South Africawith.
19- Ozkan, B and Karaman , S (2001). Acreage response for cotton regions in Turkey: an application of the bounds testing approach to cointegration. New Medit. N., 2: 42-50.
20- Townsend, R.; Thirtle, C. and Revell, B. J. (1997). Dynamic acreage response: An error correction model for maize and tobacco in Zimbabwe. *Int. Assoc. Agri.* Eco, Occasional Paper, 7:198-209.
21- Yusuf, S. and Falusi, A. O. (1999). Incidence analysis of the effects of liberalized trade and exchange rate policies on cocoa in Nigeria: An ECM approach. Rural Econ. Dev.